

대외충격의 자본유출입 효과와 경기안정화 정책 분석

한원태
김효상
송새랑
김준형

연 구 보 고 서
2 3 - 2 3

대외충격의 자본유출입 효과와 경기안정화 정책 분석

한원태 · 김효상 · 송새랑 · 김준형



연구보고서 23-23

대외충격의 자본유출입 효과와 경기안정화 정책 분석

인 쇄	2023년 12월 22일
발 행	2023년 12월 29일
발행인	이시우
발행처	대외경제 정책연구원
주 소	30147 세종특별자치시 시청대로 370 세종국책연구단지 경제 정책동
전 화	044) 414-1179
팩 스	044) 414-1144
인쇄처	경성문화사 T. 02-786-2999

©2023 대외경제 정책연구원

정가 7,000원

ISBN 978-89-322-1885-4 94320

978-89-322-1072-8 (세트)

본 보고서는 '대외경제 정책연구원 ESG 경영' 방침에 따라
환경보호를 위해 친환경 종이를 사용했습니다.



국문요약

본 보고서는 주요 대외충격이 국경간 자본이동과 주요 거시경제변수에 미치는 영향을 살펴보고 경기안정화 정책의 효과를 분석하였다.

국경간 자본유출입이 자유로운 개방경제는 비슷한 부존자원을 가진 폐쇄경제에 비해 심도 있는 금융 시스템(financial deepening)과 강건한 거시경제 제도 및 정책을 갖추어 더 빠른 경제성장을 이룩해 왔다. 그런데 자본시장 개방을 통해 심도 있는 금융 시스템을 구축하는 것은 경제성장을 촉진하는 장점이 있지만, 한편으로는 경제위기 발생 위험을 높이는 것으로 알려져 있다. Kaminsky and Reinhart(1999)는 1970년 이후 2000년까지 발생했던 26개의 은행위기 에피소드 중 18개의 에피소드에서 위기 발생 시점 이전 5년 이내에 해당 국가의 금융 시장이 개방되었던 사실을 확인하였다. 국경간 자본이동의 자유도가 높아지면 더 높은 투자 수익을 위해 경제성장이 빠른 국가들로 대규모 자본이 유입되고, 이는 자산 가격을 높여 신용팽창을 일으킨다. 결국 대규모 자본유입은 해당 국가 통화의 고평가를 유발하고 경상수지 적자를 키워서 ‘서든스톱(Sudden Stop)’ 경제위기로 이어질 가능성이 높아진다. Reinhart(2012)는 금융위기의 전조증상으로서 급격한 주가 상승, 부동산 가격 급등, A형 경제성장을 추이 및 부채 규모 급등과 함께 대규모 자본유입을 보고하였다. 즉 과도한 자본유입은 대출을 촉진하고 자산 가격을 올리며 민간 및 공공부문의 부채를 증가시킨다는 것이다. 따라서 국경간 자본유출입은 경제성장을 위한 투자를 활성화하는데 긍정적인 역할을 하는 반면, 대외경제의 충격을 전이시켜 파급 효과를 일으키고 거시경제의 변동성을 높이는 결과를 초래한다.

본 보고서는 코로나19 팬데믹을 거치면서 불확실성의 시대에 직면한 세계경

제 현황을 따라 국경간 자본유출입 이슈를 재조명하고자 한다. 2020년 코로나 19 위기 이후 세계경제는 불확실성의 시대를 마주하였다. 2020년 3월 팬데믹이 선포되고 전염병의 위기가 절정에 달하면서, 치료제와 백신이 없는 코로나 바이러스의 확산을 막기 위해 세계 각국은 경제활동을 봉쇄하였다. 이로 인해 전염병의 위기는 실물경제의 위기로 이어져 경기가 급격히 위축되었는데, 이에 대응하기 위해 각국 정부는 유례없는 재정부양책을 실시하였고 중앙은행은 금리 인하, 양적완화를 통해 금융 여건을 완화하고 대규모 유동성을 시장에 공급했다. 미국은 2020년 4월 3조 달러에 달하는 경기부양책을 실시하였고 미 연준은 2020년 3월 기준금리를 0%로 내린 뒤 국채뿐만 아니라 지방채, 회사채, 정크본드, 상장지수 펀드(ETF)도 매입하는 유례없는 자산매입 프로그램(양적완화)을 시행하였다. GDP 대비 정부부채 비율이 가장 높은 일본도 2020년 4월 GDP의 20%에 달하는 108조 엔의 경기부양책을 발표하였고, 유럽연합 역시 회원국별로 GDP 대비 10~20% 수준의 경기부양책을 준비하였다. 이러한 재정지출과 양적완화에 의해 대규모 유동성이 각국 자산시장으로 유입되면서, 자산 가격은 오르는 반면 실물경제는 침체 불균형이 발생했다. 또한 신흥국 자산시장으로 지난 2008년 글로벌 금융위기와 2013년 긴축발작 당시보다 훨씬 큰 규모의 자금이 유입되었다. 이러한 금융 불균형은 2022년 글로벌 인플레이션 및 금리 상승과 맞물려 금융시장 안정을 위한 정책당국의 고민을 깊어지게 했다.

자본유출입은 국경간 리스크 전이의 주요 경로로 작용하는데, 급격한 자본 이동하에 대외충격은 대내 시스템적 리스크를 촉발하여 금융위기의 가능성을

높인다. 오늘날과 같이 미·중 전략 경쟁, 러시아-우크라이나 사태, 이스라엘-하마스 전쟁, 보호주의 및 자국우선주의 강화 등으로 무역 규범 및 금융 인프라의 국제 레짐(international regime)이 제재도구화되는 탈세계화 추세는 국가간 자본이동의 파급 효과에 더 큰 불확실성을 더하고 있다. 이에 따라 본고는 팬데믹 위기 이후 주요 대외충격과 정책 대응 및 국경간 자본유출입 현황을 파악하고, 불확실성이 자본유출입에 미치는 효과를 재점검한다. 그리고 최근 IMF(국제통화기금)에서 진행되고 있는 통합적 정책 체계(Integrated Policy Framework)의 주요 모형을 이용하여 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

본 보고서는 제1장 서론 및 제5장 결론을 포함하여 총 다섯 장으로 구성되어 있다. 제2장은 2020년 팬데믹 위기 이후 나타난 주요 대외충격을 논의하고 이에 따른 자본유출입 양상과 정책 이슈를 정리하였다. 먼저 2020년 팬데믹 위기 당시 세계경제는 -2.8%의 역성장을 기록했는데, 이는 2009년 글로벌 금융위기 때의 -0.1%의 역성장보다 더 심각한 경기침체를 시사하는 수치이다. 2009년에는 중국이 대규모 인프라 투자에 나서면서 글로벌 경제활동을 촉진하여 원자재 수출국의 경기회복을 견인하였고, 인도 또한 2009년 8.5%의 높은 성장률을 기록하여 중국과 인도에 무역의존도가 높은 신흥 국가들의 경기회복이 빠르게 진행되었다. 그러나 2020년 팬데믹 위기 당시에는 선진국뿐 아니라 신흥국도 심각한 경기침체를 경험하였다. 코로나19 위기가 절정이었던 2020년 3월과 4월에 신흥국에서 막대한 자본유출이 발생했는데 이는 2013년 긴축밸작 시점의 자본유출과 비교하여 약 세 배 이상의 규모에 달한다. 국경간 자본이동의 변동성이 유례없이 커지면서 신흥국의 환율안정 및 금융안정이 중요한 이슈

로 떠올랐고 자유변동환율제를 택한 신흥국이 달러폐그제를 도입한 국가들보다 경상수지의 조정이 유연하게 일어나 경기회복이 더 신속하게 전개되었다. 팬데믹 위기 당시 외국인 자본유출에도 불구하고 미 국채 시장은 미 연준의 대규모 양적완화를 통해 안전한 피난처(safe haven)의 위상을 이어갔고 달러화 가치가 상승하였다. 반면 신흥국은 통화가치가 하락하고 국채 수익률이 상승하여 미국과 같은 양적완화를 단행하는 데 어려움이 있었다. 신흥국에서는 재정지출을 위해 국채를 발행해도 채무불이행 리스크로 인해 국채 수익률이 높게 형성된다. 국채금리를 낮추기 위해서는 중앙은행이 새로 화폐를 발행하여 국채를 매입해야 하지만, 이 과정에서 신흥국의 통화가치가 더욱 하락하게 되고 인플레이션 및 외환위기의 가능성성이 높아진다. 따라서 양적완화에 있어 선진국과 신흥국 간 정책 여력에 큰 차이가 발생한다. 또한 막대한 재정지출과 양적완화로 시장에 공급된 유동성이 2020년 하반기부터 재개된 경제활동과 맞물려 이연소비로 이어졌고 빠르게 회복된 총수요를 밸류체인 교란으로 인해 공급이 쫓아가지 못하면서 공급납기시간이 지연되고 생산요소 및 생산품의 가격이 인상되었다. 이는 2022년 심화된 글로벌 인플레이션을 시사하는 현상으로서 결국 통화 정책 기조가 금리 인상으로 급격히 전환되는 시발점이 되었다. 이에 더해 코로나 위기 이후 정부부채가 급증하면서 세계 각국의 재정 여력(fiscal space)에 대한 우려가 높아졌다. 2014년 이후 주요국 국채 수익률이 꾸준히 감소하여 정부부채를 통한 경기안정화가 가능해지리라는 견해가 있었지만, 결국 중앙은행의 양적완화가 아닌 민간 수요가 시장에 공급된 국채를 어느 정도로 흡수하였는지가 중요한 핵심이었다. 2020년 한 해 동안 GDP 대비 정부부채가 가장

높게 상승한 미국과 캐나다는 약 40% 이상의 국채가 민간 수요에 의해 흡수된 것으로 나타났지만, 이탈리아, 스페인, 그리스 등 유럽 국가들은 대부분의 국채가 중앙은행의 양적완화에 의해 흡수된 것으로 드러나 이 유럽 국가들의 재정 여력은 매우 제한적인 것으로 파악되었다.

제3장에서는 불확실성 충격이 자본유출입과 거시경제변수에 미친 효과를 실증 분석하였다. 패널 회귀분석 결과 글로벌 불확실성 지수(GEPU)의 증가는 GDP대비 총자본유입을 감소시키는 것으로 나타났지만, 국가별 불확실성 지수(CEPU)는 자본유출입과 통계적으로 유의한 관계가 도출되지 않았다. 이는 자본유입의 변동이 국내 요인으로 인한 불확실성보다는 대외 요인과의 연관이 더 크다는 점을 시사하고 있다. 이후에는 대외충격을 세분하여 글로벌 불확실성, 미국 정책금리, 국제 유가의 총 세 가지 대외충격에 대해 패널 VAR 분석을 진행하였다. 그 결과 경제 정책 불확실성 1단위 상승 충격에 따라 단기이자율이 0.1%p 상승하였고, 주가지수는 0.08%p 하락하였으며 그 영향이 7개월 이상 지속되는 것으로 나타났다. 펀드 자금의 유입도 분기별 GDP 대비 0.1%p 감소 하였다가 3개월 이후부터 회복되었다. 미국 금리가 한 단위 상승한 경우, 개별 국가들의 단기이자율이 0.1%p 상승하였고 이 효과는 지속적인 것으로 나타났다. 주가지수는 단기적으로 0.013%p 하락하였고, 자본유입이 분기별 GDP 대비 0.03%p 줄어들었다. 한편 유가충격은 다른 대외충격에 비해 자본유출입에 미친 영향이 매우 제한적이었다. 글로벌 경제 정책 불확실성(GEPU) 충격의 파급 효과를 선진국과 신흥국으로 나누어 분석한 결과, 선진국에서는 불확실성 충격에 대해 금리가 소폭 하락하였고, 신흥국에서는 통계적으로 유의한 결과가

도출되지 않았다. 단기적으로 선진국의 주가지수가 0.1%p 하락하였고, 펀드 자금 유입도 분기별 GDP 대비 0.3%p 하락하였다. 또한 고부채 국가들은 글로벌 경제 정책 불확실성(GEPU) 충격에 대해 산업생산의 하락이 통계적으로 유의하게 추정되었고 주가지수 및 명목통화가치 하락이 상대적으로 더 크게 나타났다. 마지막으로 금융개방도가 높은 국가일수록 글로벌 불확실성 충격 이후 자본유출이 더 크게 나타났다.

제4장에서는 IMF(국제통화기금)의 통합적 정책 체계를 통해 해외금리인상 충격의 경기변동 파급 효과를 알아보고 경기안정화 정책의 효과를 비교·분석하였다. 신흥 소규모 개방경제와 선진 소규모 개방경제에 대한 해외금리 인상의 경기변동 파급 효과는 주로 인플레이션의 변동성에서 큰 차이를 보였다. 선진국에서는 대외충격이 발생해도 인플레이션이 안정되었던 반면, 신흥국에서는 인플레이션이 유의하게 발생하였다. 따라서 선진국에서는 수출 수요의 감소가 생산의 감소로 이어져서 경기부양을 위해 정책금리를 인하하는 반면, 신흥국에서는 생산 감소보다 물가안정을 달성하기 위해 금리를 인상하는 것으로 나타났다. 그리고 외환시장개입 및 자본이동관리 정책을 통화 정책과 혼합할 경우 신흥국에서 경기안정화 효과가 더 크게 나타났으며, 특히 실질환율의 상승을 같은 강도로 제한했을 때 외환시장개입 정책이 자본이동관리 정책보다 거시 안정성을 더 높이는 것을 발견할 수 있었다. 순대외채권국은 해외금리 인상에 의한 환율의 상승이 매우 제한적이었고, 따라서 수입 중간재의 비용이 크게 증가하지 않아서 생산위축이 순대외자산 균형 국가에 비해 작게 나타났다. 정책 실험 결과, 순대외채권국은 외환시장개입 및 자본이동관리 정책을 통화 정책과

혼합할 때 산출의 변동성이 안정되었지만 소비와 무역수지의 변동성은 높아지는 것으로 나타났다. 전자의 경우, 환율안정에 따라 수입 중간재 가격변동이 작아져서 산출의 경기변동 폭이 감소하기 때문이다. 반면 소비와 무역수지의 변동성이 높아지는 것은 외환시장개입 및 자본이동 관리에 의한 충격이 국제금융 시장에서 금융 거래의 단기 변동성을 높이기 때문으로 판단된다.



차 례

국문요약	3
제1장 서론	15
1. 연구의 배경과 목적	16
2. 연구의 내용과 구성	19
제2장 팬데믹 이후 주요 대외충격과 국가간 자본유출입	21
제3장 주요 대외충격의 국가간 자본유출입에 대한 영향	43
1. 서론	44
2. 경제 정책 불확실성 지수	45
3. 대외충격이 자본유출입에 미치는 영향	48
가. 패널회귀모형	48
나. 패널 VAR 모형	50
4. 국가별 특성에 따른 불확실성 충격의 영향 비교	56
5. 소결	60
제4장 대외충격과 경기안정화 정책	61
1. 연구 배경	62
2. 선행연구	64
3. 통합적 정책 모형 (Integrated Policy Framework)	68
가. 총수요 부문(Aggregate Demand)	69
나. 총공급 부문(Aggregate Supply)	73
다. 국제금융시장(International Financial Market)	76

라. 통화재정 정책(Monetary and Fiscal Policy)	78
마. 해외경제(The Foreign Economy)	80
4. 모형 캘리브레이션(Calibration)	82
5. 정책 실험(Counterfactual Analysis)	89
가. 해외금리충격	89
나. 해외금리충격에 대한 경기안정화 정책 대응 효과	92
다. 순대외금융자산 흑자 전환의 경기안정화 효과	98
6. 소결	101
제5장 결론 및 시사점	105
참고문헌	110
Executive Summary	114



표 차례

표 1-1. 금융 불안 및 위기 직후 신흥국의 자본유입 규모 비교	18
표 3-1. 패널 모형 변수의 구성	49
표 3-2. 패널분석 결과	50
표 3-3. 패널 VAR 모형 변수의 정의와 출처	52
표 4-1. 신흥국 및 선진국 경제 모형에 사용된 모수의 캘리브레이션	83
표 4-2. 모형 시뮬레이션을 통한 소규모 개방경제의 경기변동 크기 (표준편차 기준)	96
표 4-3. 모형 시뮬레이션을 통한 소규모 개방경제의 경기변동 크기 (표준편차 기준)	101



그림 차례

그림 1-1. 국제자본이동의 자유도와 글로벌 은행위기의 빈도	17
그림 2-1. 중국(China), 유로 지역(Euro zone), 미국(US)의 제조업 (manufacturing) 및 서비스업(services) PMI 추이	23
그림 2-2. 세계 주요국 실질 GDP 성장률 추이	23
그림 2-3. 신흥국 통화지수, 미 국채 수익률, 국제유가 추이 (2020년 상반기)	24
그림 2-4. 신흥국 자본유출입 추이	26
그림 2-5. 신흥국 자본유출입의 분해와 역사적 크기	26
그림 2-6. 지역별 신흥국의 실질실효환율과 실질 GDP 성장률 추이	28
그림 2-7. 국가별 실질실효환율과 경상수지 추이	29
그림 2-8. 국가별 외환보유고, 통화가치, 국채 수익률의 변화	30
그림 2-9. 세계 각국의 양적완화(2020년 상반기)	32
그림 2-10. 글로벌 공급망 교란	34
그림 2-11. 글로벌 공급 지연과 생산품 마크업 현황(2021년)	35
그림 2-12. 글로벌 재정 여력 추이	37
그림 2-13. 국채시장으로의 비거주자 자본유출입 현황	38
그림 2-14. 코로나19 위기와 미 연준의 대응(2020년)	39
그림 2-15. 중앙은행의 국채 보유량과 국채 수요 부문 현황	41
그림 3-1. 글로벌 경제 정책 불확실성 지수 추이와 주요 사건 개요	47
그림 3-2. GEPU의 1단위 충격에 따른 개별국가변수의 충격반응	53
그림 3-3. 미국 이자율의 1단위 충격에 따른 개별국가변수의 충격반응	54
그림 3-4. 국제유가의 1단위 충격에 따른 개별국가변수의 충격반응	55
그림 3-5. 선진국 그룹의 GEPU 충격에 대한 반응	57
그림 3-6. 국가부채가 높은 그룹의 GEPU 충격에 대한 반응	58
그림 3-7. 금융개방도가 높은 국가그룹의 GEPU 충격에 대한 반응	59

그림 4-1. 해외명목금리 1% 상승충격에 대한 선진국과 신흥국의 거시변수 반응 추이	90
그림 4-2. 해외명목금리 1% 상승충격에 대한 신흥국의 정책 대응 효과	94
그림 4-3. 해외명목금리 1% 상승충격에 대한 선진국의 정책 대응 효과	95
그림 4-4. 해외명목금리 1% 상승충격에 대한 순대외채권국의 정책 대응 효과	99

제1장



서론

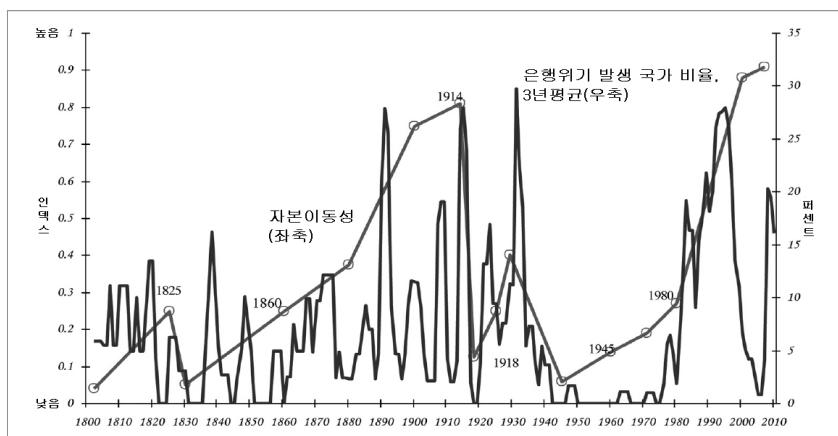
1. 연구의 배경과 목적
2. 연구의 내용과 구성

1. 연구의 배경과 목적

만약 한국인이 국내시장뿐만 아니라 미국, 중국 등 다른 나라의 금융시장에서 실물자산과 금융자산을 거래비용 없이 자유롭게 거래할 수 있다면, 현재 필요에 의한 소비와 미래를 예비하는 저축 간의 최적 결정을 더 효율적으로 할 수 있다. 국경간 금융시장이 통합된다면, 국내총생산이 높지 않아서 국내 저축으로 충분한 투자금을 마련할 수 없는 개발도상국은 자본시장 개방을 통해 외국인의 저축을 수입하여 경제성장을 위한 대규모 투자를 일으킬 수 있다. 이처럼 국경간 자본유출입이 자유로운 개방경제는 비슷한 부존자원을 가진 폐쇄경제에 비해 심도 있는 금융 시스템(financial deepening)과 강건한 거시경제 제도 및 정책을 갖추어 더 빠른 경제성장을 이룩해 왔다.

그런데 자본시장 개방을 통해 심도 있는 금융 시스템을 구축하는 것은 경제 성장을 촉진하는 장점이 있지만, 한편으로는 경제위기 발생 위험을 높이는 것으로 알려져 있다. [그림 1-1]은 1800년부터 2010년의 기간 동안 국제자본이 동이 자유로웠던 시점마다 은행위기를 경험한 국가들이 증가했음을 시사하고 있다. Kaminsky and Reinhart(1999)는 1970년 이후 2000년까지 발생했던 26개의 은행위기 에피소드 중 18개의 에피소드에서 위기 발생 시점 이전 5년 이내에 해당 국가의 금융시장이 개방되었던 사실을 확인하였다. 국경간 자본이 동의 자유도가 높아지면 더 높은 투자 수익을 위해 경제성장이 빠른 국가들로 대규모 자본이 유입되고, 이는 자산 가격을 높여 신용팽창을 일으킨다. 결국 대규모 자본유입은 해당 국가 통화의 고평가를 유발하고 경상수지 적자를 키워서 ‘서든스톱(Sudden Stop)’ 경제위기로 이어질 가능성을 높이는 것이다. Reinhart(2012)는 금융위기의 전조증상으로 급격한 주가 상승, 부동산 가격 급등, L형 경제성장을 추이 및 부채 규모 급등과 함께 대규모 자본유입을 보고 하였다. 즉 과도한 자본유입은 대출을 촉진하고 자산 가격을 올리며 민간 및 공공부문의 부채를 증가시킨다. 따라서 국경간 자본유출입은 경제성장을 위한 투

그림 1-1. 국제자본이동의 자유도와 글로벌 은행위기의 빈도



주. 원만한 회색 실선(좌축 스케일)은 연도별로 국경간 자본이동의 자유도를 0(낮음)부터 1(높음)로 나타낸 그래프이고, 경사진 검은색 실선(우측 스케일)은 전 세계 국가 중 은행위기를 경험한 국가의 비율을 3년간의 이동평균으로 나타낸 그래프이다.

자료: Reinhart(2012).

자를 활성화하는 데 긍정적인 역할을 하는 반면, 대외경제의 충격을 전이시켜 파급 효과를 일으키고 거시경제의 변동성을 높이게 된다.

본 보고서는 코로나19 팬데믹을 거치면서 불확실성의 시대에 직면한 세계경제 현황을 따라 국경간 자본유출입 이슈를 재조명하고자 한다. 2020년 코로나 19 위기 이후 세계경제는 불확실성의 시대를 마주하였다. 2020년 3월 팬데믹이 선포되고 전염병의 위기가 절정에 달하면서, 치료제와 백신이 없는 코로나 바이러스의 확산을 막기 위해 세계 각국은 경제활동을 봉쇄하였다. 이로 인해 전염병의 위기는 실물경제의 위기로 이어져 경기가 급격히 위축되었는데, 이에 대응하기 위해 각국 정부는 유례없는 재정부양책을 실시하였고 중앙은행은 금리 인하, 양적완화를 통해 금융 여건을 완화하고 대규모 유동성을 시장에 공급했다.¹⁾ 미국은 2020년 4월 3조 달러에 달하는 경기부양책을 실시하였고 미 연

1) 각국 정부는 국채를 발행하여 중앙은행에 매각했고, 이렇게 마련한 자금으로 코로나19 위기에서 큰 타격을 입은 기업과 소상공인에 긴급지원금을 제공하고 가계에 현금을 지급했다. 중앙은행은 국채를 매입할 때 화폐를 새로 발행했으며 이로 인해 시중에 막대한 유동성이 공급되었다.

표 1-1. 금융 불안 및 위기 직후 신흥국의 자본유입 규모 비교

(단위: 억 달러)			
구분	2008년 글로벌 금융위기 직후	2013년 긴축발작 직후	2020년 코로나19 팬데믹 위기 직후
자본유입액	4,074	3,637	6,349

자료: 김권식(2021), [표 1] 재인용.

준은 2020년 3월 기준금리를 0%로 내린 뒤 국채뿐만 아니라 지방채, 회사채, 정크본드, 상장지수 펀드(ETF)도 매입하는 유례없는 자산 매입 프로그램(양적완화)을 시행하였다. GDP 대비 정부부채 비율이 가장 높은 일본도 2020년 4월 GDP의 20%에 달하는 108조 엔의 경기부양책을 발표하였고, 유럽연합 역시 회원국별로 GDP 대비 10~20% 수준의 경기부양책을 준비하였다. 이러한 재정지출과 양적완화에 의해 대규모 유동성이 각국 자산시장으로 유입되며, 자산 가격은 오르면서 실물경제는 침체되는 불균형이 발생했고, 또한 신흥국 자산시장으로 지난 2008년 글로벌 금융위기와 2013년 긴축발작 당시보다 훨씬 큰 규모의 자금이 유입되었다(표 1-1). 이러한 금융 불균형은 2022년 글로벌 인플레이션, 금리 상승과 맞물려 금융시장 안정을 위한 정책당국의 고민을 깊어지게 했다.

자본유출입은 국경간 리스크 전이의 주요 경로로 작용하고, 급격한 자본이동은 대외충격이 대내 시스템적 리스크를 촉발하여 금융위기의 가능성을 높인다. 오늘날과 같이 미·중 전략 경쟁, 러시아-우크라이나 사태, 이스라엘-하마스 전쟁, 보호주의 및 자국우선주의 강화 등으로 무역 규범 및 금융 인프라의 국제 레짐(international regime)이 제재도구화되는 탈세계화 추세는 국가간 자본이동의 파급 효과에 더 큰 불확실성을 더하고 있다. 이에 따라 본고는 팬데믹 위기 이후 주요 대외충격과 정책 대응 및 국경간 자본유출입 현황을 파악하고, 불확실성이 자본유출입에 미치는 효과를 재점검한다. 그리고 최근 국제통화기금(IMF: International Monetary Fund)과 국제결제은행(BIS: Bank for

International Settlement)을 중심으로 진행되고 있는 통합적 정책 체계 (Integrated Policy Framework)의 주요 모형을 이용하여 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

2. 연구의 내용과 구성

본 보고서는 제1장 서론을 포함하여 총 다섯 장으로 구성되어 있다. 제2장에서는 2020년 팬데믹 위기 당시 세계 경기침체를 지난 2008년 글로벌 금융위기의 결과와 비교하고 주요 차이점을 파악한다. 2020년 3월 팬데믹 선언으로 위험기피 기조가 절정에 달했을 때와 2020년 하반기 막대한 유동성이 시장에 공급된 이후 백신이 보급되면서 신흥국으로의 자본유출입 추세가 어떻게 변화했는지 돌아본다. 또한 신흥국을 중심으로 자유변동환율제와 달러페그제 (dollar pegs)의 경기안정화 효과를 비교하여 환율안정(fear of floating) 이슈에 대한 구조적 변화를 되짚어 보고 선진국과 신흥국 간의 양적완화 정책에 대한 서로 다른 입장을 정리한다. 그리고 경제활동이 재개되었던 2021년 이후 심화된 공급망 교란 이슈를 공급지연시간과 생산요소 가격, 산출품 가격을 통해 논의하고, 글로벌 인플레이션에 대한 시사점을 파악한다. 마지막으로 코로나19 위기를 거치면서 급증한 정부부채 문제와 관련하여 재정 여력(fiscal space) 이슈에 대해 논의한다. 제2장은 대외경제 정책연구원의 송새랑 연구원과 한원태 부연구위원이 공동 집필하였다.

제3장은 글로벌 불확실성과 국경간 자본유출입에 초점을 맞추어 불확실성 충격이 자본유출입 및 주요 거시경제변수에 미친 영향을 실증 분석한다. 먼저 금융 불확실성과 정책 불확실성에 대해 기존 문헌을 정리하여 불확실성에 대한 개념을 정의한다. 그 뒤 패널 회귀 모형과 패널 VAR 모형을 통해 불확실성 충격이 각국 자본유출입에 미치는 영향을 추정한다. 이때 불확실성 지수는 글로벌 경제 정책 불확실성(GEPU), 국가별 경제 정책 불확실성(CEPU)으로 분류

하여 자본유출입과의 관계를 살펴본다. 패널 VAR 분석에서는 금융 불확실성 지표인 VIX와 글로벌 경제 정책 불확실성을 이용하여 자본유출입을 비롯한 거시경제변수에 대한 파급 효과를 살펴보고, 이에 더하여 미국이자율충격 및 유가충격에 대해 분석한다. 마지막으로 국가별 특성에 따라 불확실성 충격의 효과가 다르게 나타나는지 분석하기 위해, 국가 그룹을 선진국, 금융개방도, 정부 부채 수준으로 분류하여 자본유출입에 대한 효과를 추정한다. 제3장은 대외경제 정책연구원의 김효상 연구위원과 송새랑 연구원이 공동 집필하였다.

제4장은 대외충격에 대응한 경기안정화 정책의 효과를 살펴본다. IMF의 통합적 정책 체계 모형을 차용하여 신흥 소규모 개방경제와 선진 소규모 개방경제에 맞게 캘리브레이션을 진행하고 정책 효과를 진단하기 위해 정책 실험을 수행한다. 뉴케인저언 모형(New Keynesian Model)을 기반으로 총수요 부문과 총공급 부문의 시스템을 정의하고, 외환시장의 심도(depth)를 반영하여 국제금융시장의 시스템을 구축한다. 정책 실험을 위해 대외충격은 해외금리충격으로 설정하였고, 이에 대한 선진국과 신흥국의 거시경제변수의 충격반응을 논의한다. 그리고 정책혼합 효과를 알아보기 위해 (i) 통화 정책, (ii) 통화 정책과 외환시장개입 정책, (iii) 통화 정책과 자본이동관리 정책 이상 세 가지 레짐(regime)을 비교하여 어떤 정책 조합에서 경기안정화 효과가 최선이었는지 논의한다. 제4장은 한국개발연구원의 김준형 부연구위원과 대외경제 정책연구원의 한원태 부연구위원이 공동 집필하였다.

마지막으로 제5장에서는 앞선 연구 결과를 요약하고 정책적 시사점을 제시한다.

제2장



팬데믹 이후 주요 대외충격과 국가간 자본유출입



2020년 백신과 치료제가 존재하지 않는 신종 코로나바이러스가 전 세계로 확산하면서 2020년 3월 세계보건기구에 의해 팬데믹이 선포되었고, 전 세계 주요 국가는 이동 제한, 도시 봉쇄, 시설 격리, 사회적 거리 두기 등 긴급한 방역 조치를 시행하였다. 그리고 코로나19의 감염을 막기 위해 대면 경제활동이 극도로 제한되면서 전 세계 국가들은 유례없는 대규모 경제위기를 경험하였다. 2020년 한 해 동안 세계경제는 -2.8%의 실질 GDP 성장률을 기록하였는데, 2009년 글로벌 금융위기 때 세계경제가 -0.1%의 역성장을 기록했던 것을 감안한다면 이는 세계경제에 대한 코로나19 전염병 위기의 파급 효과가 훨씬 더 심각했음을 시사하고 있다.²⁾

코로나19의 확산과 방역 조치에 의해 제조업 및 서비스업에 대한 부정적 충격이 실현되면서 세계 각국의 경기가 둔화되었다. 코로나19 충격을 가장 먼저 받았던 중국의 경우 2020년 1/4분기 제조업과 서비스업 구매관리자지수 (PMI: Purchasing Managers' Index)가 50을 크게 하회하였고, 이와 같은 코로나19 충격이 세계 주요국으로 확산하면서 유로 지역 및 미국의 구매관리자지수도 하락하였다(그림 2-1). 미국은 2019년 2.3% 성장에서 2020년 -2.8%의 성장에 그쳤고, 중국은 2019년 6%의 성장률을 기록한 뒤 2020년 2.2%의 성장에 그쳐 전년 대비 3.8%p 하락한 성장을 기록하였다.³⁾ 한국도 2009년 글로벌 금융위기 당시 0.8%의 성장을 기록하였지만 2020년 코로나 위기에서는 -0.7%의 역성장을 기록하였다(그림 2-2).

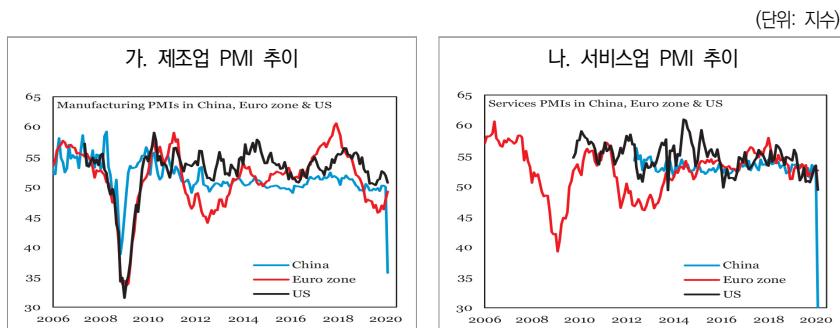
2020년 1분기 시작된 세계 경기침체는 매우 강도 높은 격리 조치를 단행했던 중국에서부터 발생하였다. 코로나19 대유행으로 인해 세계 원유 수요가 감소할 것이라는 우려가 형성되었고 2020년 3월 OPEC의 감산 합의가 러시아의 반대로 결렬됨에 따라 원유 가격이 폭락하였다(그림 2-3 나). 원자재 상품 가격과 경기변동이 긴밀히 연관되어 있는 신흥국에 국제유가 하락은 악재로 작용하였고, 코로

2) IMF(2023. 10.), World Economic Outlook(검색일: 2023. 11. 1.).

3) *Ibid.*

나19 확산으로 인해 세계경제의 불확실성이 고조되고 글로벌 위험회피 기조가 형성되면서 신흥국과 개발도상국에서 유례없는 수준의 자본유출이 발생하였다.

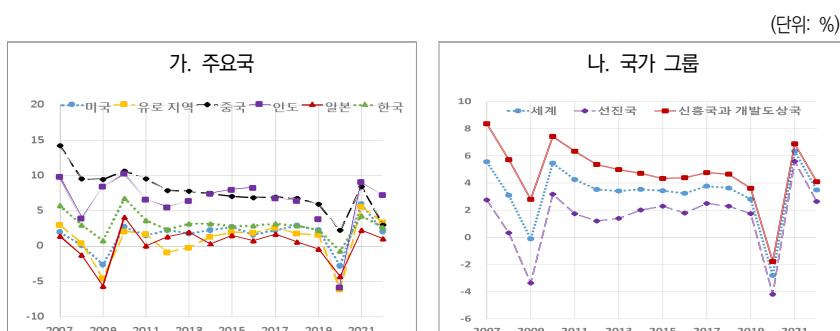
그림 2-1. 중국(China), 유로 지역(Euro zone), 미국(US)의 제조업(manufacturing) 및 서비스업(services) PMI 추이



주: PMI(구매관리자지수)는 구매 관리자의 활동 수준을 측정하는 지수로 수치가 50을 상회하면 경기확장을, 50을 하회하면 경기위축을 나타냄. 월별 자료.

자료: IIF, GMV 2020-2021.

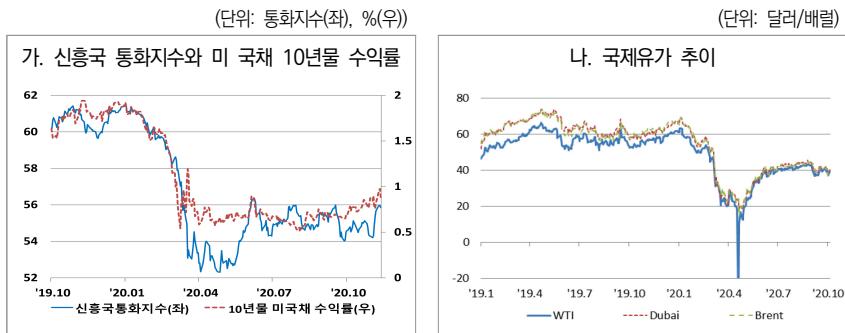
그림 2-2. 세계 주요국 실질 GDP 성장을 추이



주: 연도별 자료.

자료: IMF(2023. 10.), World Economic Outlook(검색일: 2023. 11. 1.)의 자료를 이용하여 저자 작성.

그림 2-3. 신흥국 통화지수, 미 국채 수익률, 국제유가 추이(2020년 상반기)



주: 신흥국 통화지수는 JP모건 자수로, 변동환율제를 채택하고 있는 10개 신흥국(브라질, 칠레, 중국(CNH), 헝가리, 인도, 멕시코, 러시아, 싱가포르, 튀르키예, 남아공)의 통화가치를 미국 달러에 대하여 나타낸 것임. 일별 자료.

자료: 안성배 외(2020).

이러한 서든스톰으로 인해 신흥국 통화가치가 하락하였고, 자국 통화의 급격한 평가 절하를 방어하기 위해 달러 확보에 나선 신흥국 중앙은행은 미 국채를 매도하였다. 이에 국채시장 회복과 금융안정을 도모하고자 미 연준은 유례 없는 규모의 미 국채 매입을 단행하였다(그림 2-3 가).

2020년 코로나19 위기가 2008~09년 글로벌 금융위기보다 더 심각한 경기침체를 일으켰던 것은 전염병 확산에 의한 사업장 격리 및 폐쇄 조치가 전 세계적으로 단행되어 제조업뿐만 아니라 서비스업까지 글로벌 레벨로 심각한 타격을 주었기 때문이다. 또한 2009년에는 중국이 대규모 인프라 투자에 나서면서 글로벌 경제활동을 촉진하고 원자재 상품 가격을 높여 원자재 수출국의 경기회복을 견인하였던 반면, 2020년 위기에서는 중국이 그와 같은 역할을 하지 못했다. 인도의 경우도 2009년 8.5%의 높은 성장률을 기록했던 반면, 2020년에는 -5.8%의 역성장을 기록하였다. 결국 원자재 상품 수출에 의존적인 라틴아메리카 신흥국들의 경기회복이 글로벌 금융위기 당시보다 코로나19 위기에서 더디게 나타났고, 인도와 중국에 무역의존도가 높은 아시아 신흥국들의 경기침체도 2020년 코로나19 위기에서 더 크게 나타났다. 이러한 배경에서 2020년 선진국은 -4.2%의 역성장을 기록하였고 신흥개발도상국도 -1.8%의 역성장을 기

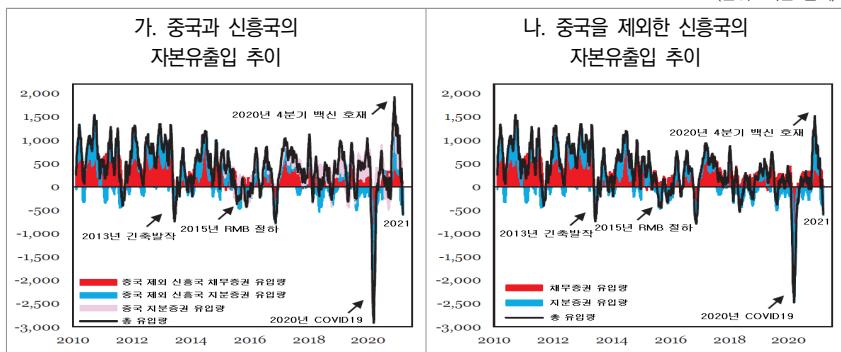
록하였다. 따라서 지난 2009년 선진국과 신흥개발도상국이 각각 -3.4%와 2.8%의 성장을 기록했던 것과 비교할 때, 신흥개발도상국은 글로벌 금융위기 당시 대체로 빠른 경기회복을 보였지만 코로나19 위기에서는 선진국뿐만 아니라 신흥개발도상국도 심각한 경기침체를 기록하였음을 확인할 수 있다(그림 2-2).

2020년 3월과 4월에 발생한 신흥국의 자본유출은 2008~09년 글로벌 금융 위기와 2013년 긴축발작(taper tantrum) 당시의 수준을 크게 초과하였다. [그림 2-4 가]는 중국을 제외한 신흥국의 포트폴리오(주식과 채권) 시장으로 유입된 실질잔고(real money flows)와 중국 주식시장으로 유입된 실질잔고를 6주간 관측된 이동평균으로 나타낸 자료이다. 2010년 이후 주요 위험회피 에피소드들에서 발생한 자본유출을 비교할 때, 2020년 코로나19 위기 상황의 자본유출량은 2013년 긴축발작 당시 수준의 약 세 배 이상을 기록했음을 알 수 있다. 그리고 이와 같은 자본유출은 대부분 중국을 제외한 신흥국에서 발생하였다(그림 2-5 나).

2020년 3월과 4월에 신흥국에서 발생한 자본유출의 크기를 지난 2008~09년 글로벌 금융위기와 비교해 보면, 글로벌 금융위기 당시 자본유출이 1년여 동안 오래 지속되었으나(그림 2-5 가) 2020년 코로나19 위기 상황에서는 2020년 1/4분기에 자본유출이 크게 발생한 후 2020년 4/4분기에 선진국을 중심으로 백신이 보급되면서 다시 신흥국으로의 자본유입이 대규모로 일어났음을 확인할 수 있다(그림 2-4 가). 또한 [그림 2-5 가]에서 나타나듯이 2020년 1/4분기 자본유출의 대부분은 밸류에이션 효과(valuation effect)에 의한 것으로 실제 거래량은 밸류에이션 효과의 1/3 수준이었다.

그림 2-4. 신흥국 자본유출입 추이

(단위: 백만 달러)



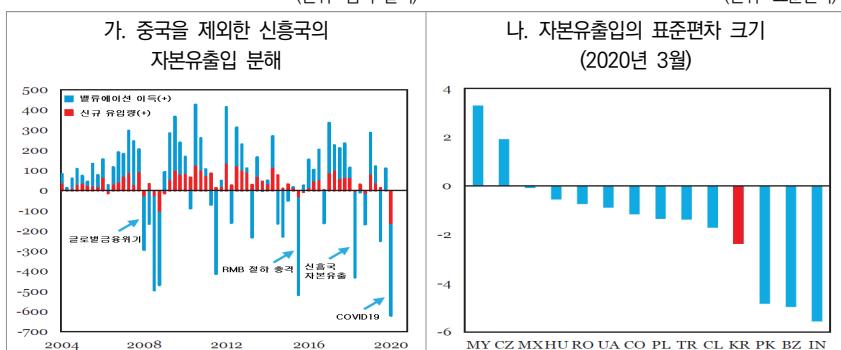
주: 그래프 y축의 양수는 자본유입을 의미하고, 음수는 자본유출을 의미함. 주별 자료.

자료: IIF, GMV 2020-2021.

그림 2-5. 신흥국 자본유출입의 분해와 역사적 크기

(단위: 십억 달러)

(단위: 표준편차)



주: 1) [가]는 자본유출입을 거래량(inflow)과 가치증가량(valuation gains)으로 분해한 그림임.

2) [나]는 각 신흥국별로 2010년 1월부터 2020년 3월까지 월별 자본유출입의 표준편차를 이용하여, 2020년 3월 자본유출입을 해당 표준편차 단위로 나타낸 그림임.

3) 말레이시아(MY), 체코(CZ), 멕시코(MX), 헝가리(HU), 루마니아(RO), 우크라이나(UA), 콜롬비아(CO), 폴란드(PL), 튀르키예(TR), 칠레(CL), 대한민국(KR), 파키스탄(PK), 브라질(BZ), 인도(IN).

4) [가]는 분기별 자료, [나]는 월별 자료의 국가별 비교.

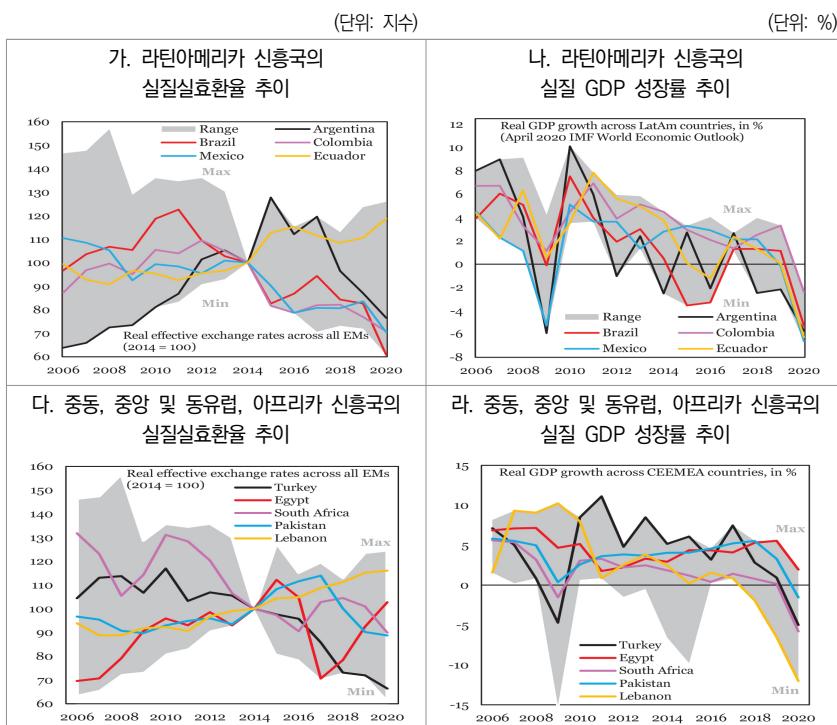
자료: IIF, GMV 2020-2021.

[그림 2-5 나]로부터 2020년 3월 비거주자 포트폴리오 유출입 현황을 2010년 1월부터 2020년 3월까지의 표준편차 단위로 나타내어 국가별로 살펴보면, 자본유출 충격이 특히 인도(IN), 브라질(BZ), 파키스탄(PK)을 강타하여 표준편차의 5배(5-Sigma) 수준을 상회했고, 한국(KR) 또한 크게 충격을 받은 나라 가운데 하나임을 확인할 수 있다. 대체로 헝가리(HU), 루마니아(RO), 우크라이나(UA), 폴란드(PL) 등 동유럽 국가들이 자본유출 충격으로부터 회복이 빨랐고 말레이시아(MY)와 체코(CZ)는 2020년 3월 당시 오히려 비거주자 자본이 유입된 국가들로 나타났다.

신흥국은 전통적으로 환율변동을 최소화하여 환율안정을 우선시하는 경향(fear of floating)이 있었으나 2020년 상반기 서든스톱 위기 당시의 결과는 이와 상반된 시사점을 제시하고 있다. [그림 2-6 가]는 라틴아메리카 주요 신흥국의 실질실효환율(REER: Real Effective Exchange Rate)을 2014년 기준 100으로 지수화하여 나타낸 그래프이고, [그림 2-6 나]는 해당 국가들의 실질GDP 성장률을 비교한 자료이다. [그림 2-6 다]와 [그림 2-6 래]는 동일한 내용에 대한 유럽과 중동, 아프리카의 주요 신흥 5개국의 그래프를 보여주고 있다. [그림 2-6 가]와 [그림 2-6 다]로부터 달러페그제를 도입한 에콰도르, 이집트, 레바논에서 2014년 이후 2020년까지 실질실효환율⁴⁾의 추이가 다른 국가들에 비해 높게 형성되었음을 알 수 있다. 이는 2020년 글로벌 위험회피 기조에 의해 강달러가 시현되면서 미국 달러와 고정된 환율을 유지하는 국가들의 통화도 절상되었기 때문인데, [그림 2-6 나]와 [그림 2-6 래]의 각 국가별 실질GDP 성장률을 확인해 보면 에콰도르와 레바논의 성장률이 2020년 다른 상대비교 국가들에 비해서 특히 낮았던 것을 확인할 수 있다. 반면 환율을 자유롭게 변동시킨 신흥국에서는 환율이 절하됨에 따라 자본유출의 충격이 완화되어 경기침체의 폭이 상대적으로 작게 나타났던 것을 알 수 있다.

4) 각 교역상대국의 인플레이션 차이를 반영하고, 교역량을 가중치로 사용하여 양자간 환율을 평균한 값이 실질실효환율이다.

그림 2-6. 지역별 신흥국의 실질실효환율과 실질 GDP 성장률 추이

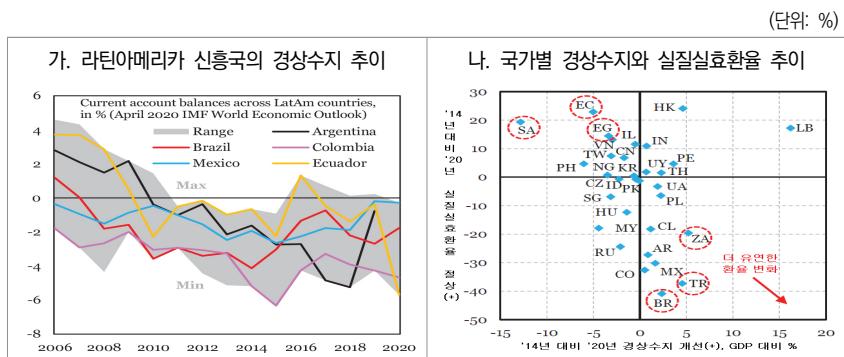


주: LatAm은 Latin America의 약자이며, CEEMEA는 Central and Eastern Europe, Middle East, and Africa의 줄임말임. 연도별 자료.

자료: IIF, GMV 2020-2021.

[그림 2-7]은 자유변동환율제를 채택한 신흥국들에서 2020년 상반기 동안 환율 상승으로 인해 수입이 크게 감소하면서 경상수지 적자 폭이 줄어들거나 경상수지 흑자가 더 증가하였음을 보여주고 있다. 그러나 달러페그제를 채택한 에콰도르(EC)의 경우 2020년 1/4분기에 경상수지 적자 폭이 크게 확대되었다 (그림 2-7 가).

그림 2-7. 국가별 실질실효환율과 경상수지 추이



주: 1) REER은 실질실효환율(Real Effective Exchange Rate)의 약자임.

2) 사우디아라비아(SA), 에콰도르(EC), 홍콩(HK), 레바논(LB), 이집트(EG), 이스라엘(IL), 베트남(VN), 인도(IN), 중국(CN), 대만(TW), 필리핀(PH), 나이지리아(NG), 대한민국(KR), 우루과이(UY), 페루(PE), 태국(TH), 체코(CZ), 인도네시아(ID), 파키스탄(PK), 우크라이나(UA), 싱가포르(SG), 폴란드(PL), 헝가리(HU), 말레이시아(MY), 칠레(CL), 남아프리카공화국(ZA), 러시아(RU), 아르헨티나(AR), 콜롬비아(CO), 멕시코(MX), 튜르키예(TR), 브라질(BR).

3) 연도별 자료.

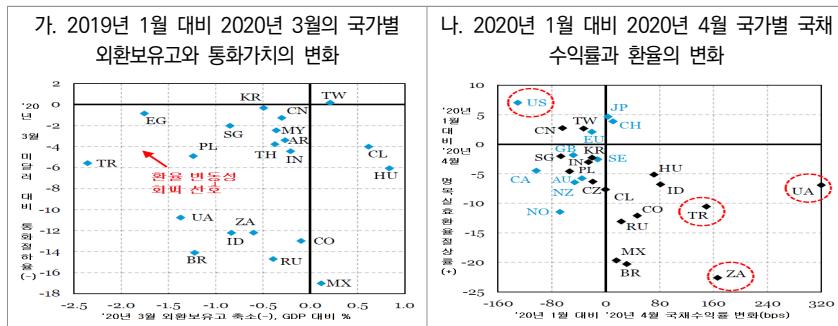
자료: IIF, GMV 2020-2021.

에콰도르(EC), 이집트(EG), 사우디아라비아(SA) 등 달러페그제를 시행하거나 이에 준하는 환율 정책을 채택한 국가들에서 2014년 기준 2020년의 실질 실효환율과 경상수지 조정 폭을 살펴보면, 경상수지 적자 폭이 확대되고 실질 실효환율이 상승한 것으로 드러났다. 반면 변동환율제를 시행하는 브라질(BR), 튜르키예(TR), 남아프리카공화국(ZA)은 환율이 절하됨에 따라 경상수지가 흑자 조정되었다(그림 2-7 나). 따라서 지난 2020년 상반기 코로나19 위기 당시 달러페그제를 시행한 신흥국들과 변동환율제를 채택한 신흥국간 환율, 경상수지, 실질성장률의 변화를 비교해 보면, 환율 변동에 따라 경상수지가 조정되는 메커니즘이 잘 작동하는 국가에서 경기침체의 폭이 더 크게 나타나는 경향을 확인할 수 있다.

2019년 1월부터 2020년 2월까지 통화가치가 가장 크게 하락하여 팬데믹 발발 직전 코로나19 충격에 취약한 상태에 있었던 국가들은 칠레(CL), 튜르키예(TR), 브라질(BR), 헝가리(HU) 등이었는데, 2020년 3월 팬데믹 발발 직후

그림 2-8. 국가별 외환보유고, 통화가치, 국채 수익률의 변화

(단위: 백만 달러)



- 주: 1) 대한민국(KR), 대만(TW), 이집트(EG), 중국(CN), 싱가포르(SG), 말레이시아(MY), 아르헨티나(AR), 폴란드(PL), 태국(TH), 인도(IN), 체코(CZ), 칠레(CL), 튀르키예(TR), 헝가리(HU), 우크라이나(UA), 남아프리카공화국(ZA), 인도네시아(ID), 콜롬비아(CO), 브라질(BR), 러시아(RU), 멕시코(MX).
 2) 미국(US), 일본(JP), 스위스(CH), 유럽연합(EU), 영국(GB), 스웨덴(SW), 캐나다(CA), 호주(AU), 뉴질랜드(NZ), 노르웨이(NO).
 3) 월별 자료.

자료: IIF, GMV 2020-2021.

튀르키예(TR)와 이집트(EG)의 외환보유고가 가장 크게 줄어든 점으로 보아, 적극적인 외환시장개입을 통해 환율의 급격한 평가 절하를 방지했던 것으로 보인다(그림 2-8 가). 멕시코(MX)와 콜롬비아(CO)는 환율이 크게 절하되었음에도 외환시장개입을 거의 시행하지 않았다(그림 2-8 가). 멕시코(MX), 콜롬비아(CO)의 사례와 같이 코로나19 위기 당시 환율의 급격한 상승에도 외환시장개입을 최소화하면서 금융시장 불안에 대응할 수 있었다는 것은 해당 신흥국들에 확장적 통화 정책을 유연하게 실행할 수 있었던 정책적 여력이 있었음을 시사하는 부분이다.

[그림 2-8 나]는 코로나19 위기에서 선진국과 신흥국 간의 정책적 입장이 서로 달랐음을 나타내는 자료이다. 미국(US)은 코로나19 충격에 대응하여 역사적인 부양책을 시행하였고 GDP 대비 총공공부채가 2020년 1/4분기 107%에서 2/4분기 133%로 치솟았다.⁵⁾ 따라서 미 연준은 국채 수익률을 낮게 유지하

5) FRED(2023. 12.), Federal Debt: Total Public Debt as Percent of Gross Domestic Product,

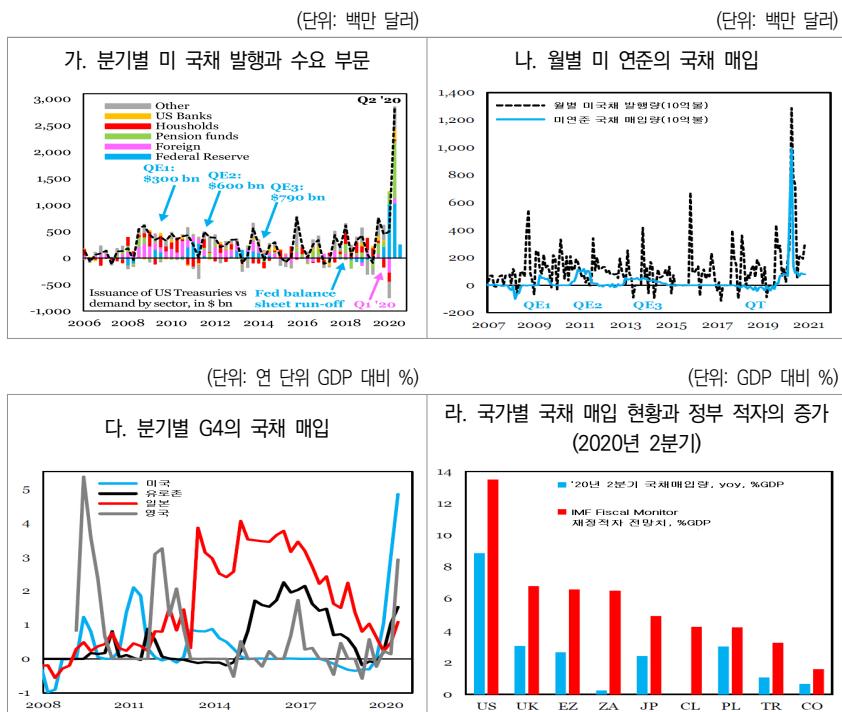
기 위해 유례없는 초완화적 통화 정책을 시행하였는데, 이는 글로벌 위험회피 충격이 발생할 때마다 달러 표시 자산에 대한 수요가 증가하여 달러화 가치가 상승하기 때문에 가능한 정책이었다고 할 수 있다. 미국채의 급격한 공급 증가에도 불구하고 달러 표시 자산에 대한 글로벌 수요가 견조하기 때문이다. 반면 신흥국은 글로벌 위기 발생 시 통화가치가 하락하고 국채 수익률이 증가하여 선진국과 같은 양적완화를 단행하기가 어렵다. 신흥국에서 국채를 대규모로 발행한다면, 외국인 수요가 공급된 국채를 흡수하지 않는 한 국채 수익률을 낮추기 위해 이 국채를 신흥국 중앙은행에서 흡수해야 하는데, 이 과정에서 시장에 유동성이 공급된다. 그러나 이 방식은 이미 자국 통화가치의 하방압력이 강하게 나타나는 위기 상황에서 신흥국 통화의 평가절하를 더욱 악화하게 되고, 심각하면 외환위기로 진전될 위험마저 있다.

2020년 1월 초부터 4월 말까지 세계 주요 선진국(그림 2-8 나. 파란색 국가)들의 10년 만기 국채 수익률과 통화가치 변화를 살펴보면, 미국(US)은 다른 주요 선진국보다 10년 만기 채권 수익률이 가장 많이 감소하였고, 달러화의 가치는 가장 크게 상승하였음을 알 수 있다. 반면 우크라이나(UA), 튜르키예(TR), 남아프리카공화국(ZA)은 10년 만기 국채의 수익률이 100bp 이상 상승하였고 통화가치는 급격히 하락하였음을 확인할 수 있다(그림 2-8 나). 따라서 미국의 자산시장은 다른 세계 주요 선진국보다 더 안전한 자산시장으로 인식되어 양적완화 정책을 통해 경기안정화를 모색할 수 있는 반면, 신흥국은 글로벌 위기 시 양적완화를 단행할 경우 오히려 통화가치의 폭락으로 이어질 수 있는 위험을 안고 있다고 할 수 있겠다.

미 연준은 2020년 3월부터 4월까지 1조 5천억 달러에 달하는 미 국채를 매입하였는데 이는 QE1(3,000억 달러), QE2(6,000억 달러), QE3(7,900억 달러)를 상회하는 유례없이 급격한 양적완화 정책이었다(그림 2-9 가). G4 중앙은행⁶⁾은 2020년 코로나19 위기 당시 모두 전례 없는 양적완화를 단행하였는

Percent of GDP, Quarterly, Seasonally Adjusted(검색일: 2023. 11. 1.).

그림 2-9. 세계 각국의 양적완화(2020년 상반기)



주) 1) G4는 미국, 유로 지역, 일본, 영국을 지칭.

2) 미국(US), 영국(UK), 이집트(EZ), 남아프리카공화국(ZA), 일본(JP), 칠레(CL), 폴란드(PL), 튀르키예(TR), 콜롬비아(CO).

자료: IIF, GMV 2020-2021.

데, 특히 미 연준은 2020년 1/4분기 동안 GDP의 5%에 준하는 국채를 매입하여 더 급진적인 양적완화를 단행하였다(그림 2-9 나). [그림 2-9 다]로부터 다른 G4 중앙은행에 비해서 미 연준의 국채 매입 증가율이 더 가파르게 상승하는 것을 확인할 수 있다.

[그림 2-9 라]는 양적완화를 실행한 선진국의 경우 재정적자가 심화된 반면, 신흥국에서는 중앙은행에 의한 국채 매입이 거의 이루어지지 않았던 양상을 보여주고 있다. 칠레(CL)의 중앙은행은 회사채 매입을 단행하여 국채 매입이 없

6) 미국, 유로 지역, 일본, 영국의 중앙은행을 지칭한다.

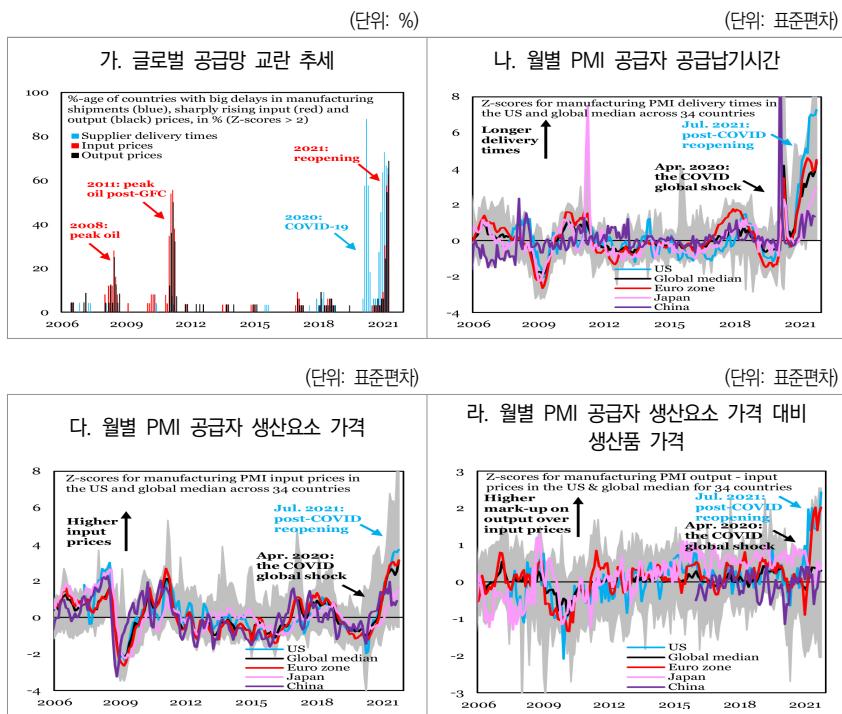
었으며 신흥국의 양적완화 프로그램에서 주목할 만한 국가는 폴란드(PL)로, 영국(UK)의 수준과 비슷한 규모의 양적완화를 단행했던 것으로 드러났다.

한편 2020년 코로나19 전염병 위기의 절정을 지나고 2020년 말부터 선진국을 중심으로 코로나19 백신이 보급되면서 경제활동이 재개되었다. 이와 함께 2020년 생산 라인이 셧다운되고 물류·유통 서비스업이 멈춰 섰던 여파가 2020년 말 경제활동 재개에 따른 소비자들의 이연소비와 맞물리면서, 2021년 1/4분기부터 공급 병목 현상이 심화되고 국제적 물가 상승의 징후가 나타나기 시작했다.

[그림 2-10]에 따르면 2020년 1/4분기에 공급납기시간(delivery times)이 급격히 악화된 이후, 방역 정책에 의한 경제활동 감소로 공급 지연이 완화되었다가 2020년 4/4분기부터 백신이 보급되고 경제활동이 재개되면서 공급납기 시간이 다시 급격히 증가했음을 알 수 있다. 그리고 2021년 1/4분기부터는 생산요소 가격(input prices) 및 생산품 가격(output prices)도 대부분의 국가에서 빠르게 상승했음을 확인할 수 있다. [그림 2-10 나, 다, 래]는 세계 주요 제조업 국가들을 중심으로 공급업체의 납기시간, 생산요소 가격, 생산품 가격의 월별 시계열 자료를 평균과 표준편차로 표준화한 Z-스코어(Z-score)로 나타낸 그래프이다. 이를 조사한 결과 2021년 3월 기준 전 세계 주요국의 70% 이상에서 공급납기시간이 2표준편차(2-Sigma)를 초과했음을 알 수 있다(그림 2-10 가).

코로나 사태 이후 공급납기시간과 생산요소 가격 대비 생산품 가격의 수준을 살펴볼 때, 미국의 2021년 공급지연시간은 지난 2011년 일본의 후쿠시마 동일본대지진 당시와 비슷한 정도로 심각한 수준이었다(그림 2-10 나). 유례 없는 규모의 막대한 미국 재정확장 정책이 2021년 상반기부터 소비자들의 이연소비로 이어지고, 경제활동의 재개 속도가 다른 나라들보다 빠르게 진행되면서 공급망 교란 여파가 미국에서 심하게 나타났던 것으로 판단된다. 한편 2020년 상반기에 코로나19 충격을 가장 크게 받은 중국은 공급납기시간이 시계열

그림 2-10. 글로벌 공급망 교란



- 주: 1) [가]는 세계 제조업 국가 중 공급망기시간(파랑), 생산요소 가격(빨강), 생산품 가격(검정)의 Z-스코어가 2를 초과하는 국가의 비율을 나타낸다.
 2) Z-스코어는 제조업 PMI(구매관리자지수) 공급자 기준 [가] 공급망기시간, [나] 생산요소 가격, [다] 생산요소 가격 대비 생산품 가격의 월별 시계열 자료를 평균과 표준편차로 정규화한 값임.
- 자료: IIF, GMV 2020-2021.

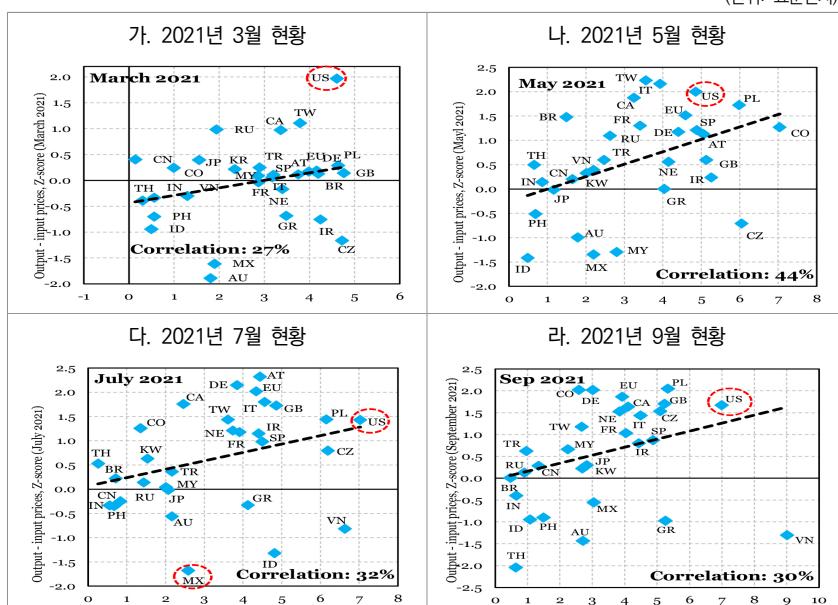
자료의 10표준편차(10-Sigma) 이상으로 매우 크게 발생했지만, 이후 제로코로나 방역 정책으로 바이러스의 확산을 강력하게 저지하여 2021년 상반기에 는 공급망 회복이 가장 빠른 국가로 나타났다(그림 2-10 나).

2020년 코로나19 위기 원년에는 공급납기시간만이 전 세계적으로 지연되는 현상이 나타났지만, 2021년부터는 공급납기시간이 지연될 뿐만 아니라 생산요소 가격과 생산품 가격에 있어서도 Z-스코어 시계열의 2표준편차를 초과하는 국가들이 크게 증가했다(그림 2-10 가). [그림 2-10 다]로부터 제조업 생산과정에서 투입되는 원자재, 부품, 노동 등의 생산요소 가격을 월별 Z-스코어

추이로 살펴보면 2021년 7월 세계 주요 제조업 국가들의 생산요소 가격 수준이 지난 2008 글로벌 금융위기 직전 수준까지 상승하였음을 알 수 있다. 이와 같은 공급 지연과 인플레이션은 특히 미국과 유로 지역에서 심각하게 나타났는데, 2021년 7월 당시 미국과 유로 지역의 생산요소 가격은 글로벌 중위값을 초과하였고(그림 2-10 다) 특히 생산요소 가격 대비 생산품 가격, 즉 마크업은 글로벌 중위값의 세 배를 기록하면서 다른 국가들보다 훨씬 빠른 가격 상승을 나타냈다(그림 2-10 라).

그림 2-11. 글로벌 공급 지연과 생산품 마크업 현황(2021년)

(단위: 표준편차)



- 주: 1) 미국(US), 대만(TW), 캐나다(CA), 러시아(RU), 중국(CN), 콜롬비아(CO), 일본(JP), 대한민국(KR), 튜르키예(TR), 유럽연합(EU), 말레이시아(MY), 스페인(SP), 오스트리아(AT), 독일(DE), 폴란드(PL), 영국(GB), 태국(TH), 인도(IN), 이탈리아(IT), 프랑스(FR), 브라질(BR), 네덜란드(NL), 필리핀(PH), 인도네시아(ID), 그리스(GR), 아일랜드(IR), 체코(CZ), 멕시코(MX), 호주(AU), 아랍에미리트(EG), 싱가포르(SG), 아르헨티나(AR), 칠레(CL), 헝가리(HU), 우크라이나(UA), 스위스(CH), 스웨덴(SW), 뉴질랜드(NZ), 노르웨이(NO), 베트남(VN).
2) Z-스코어는 제조업 PMI(구매관리자지수) 공급자 기준 공급망기시간과 생산요소 가격 대비 생산품 가격의 월별 시계열 자료를 평균과 표준편차로 정규화한 값임.

자료: IIF, GMV 2020-2021.

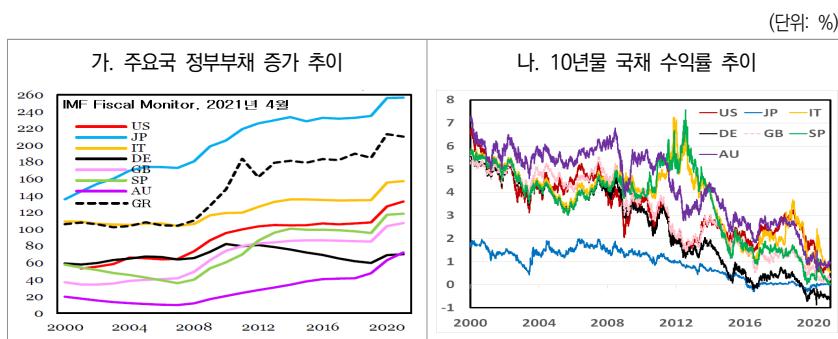
[그림 2-11]은 2021년 기업 마크업 증가(생산요소 가격 대비 생산품 가격의 증가)와 공급 지연 간의 글로벌 추세를 시간별로 나타내고 있다. 2021년 3월 당시에는 공급지연시간과 마크업 간의 글로벌 상관관계가 약하게 나타났는데, 미국에서는 공급지연시간 및 생산요소 가격 대비 생산품 가격이 매우 높게 나타나서 다른 국가들 대비 이상치(outlier)를 기록하였다. 그 뒤 5월부터 공급지연 및 마크업 증가의 글로벌 상관관계가 강해졌으며, 2021년 하반기에는 전 세계적으로 경제활동이 재개되고 2020년 재정확장 정책의 효과가 시차를 두고 발현되면서 공급 지연에 따른 생산품 가격 상승 및 마크업의 증가가 글로벌 추세가 되었다. [그림 2-11]에서 나타난 추세는 2021년 백신 보급에 따른 경제활동 재개와 재정확장 정책의 효과가 시현된 것으로서 결국 총수요의 증가가 공급 지연 이슈를 악화시킨 주요 원인이었다. 이는 결국 2022년 글로벌 인플레이션 사태로 이어졌던 것으로 판단된다.

한편 2008~09년 글로벌 금융위기 이후 꾸준히 증가세였던 정부부채가 2020년 코로나19 위기를 거치면서 급등하자 세계 각 정부의 재정 여력의 지속여부에 대한 논의가 부각되었다(그림 2-12 가). 국채 발행을 통해 정부지출을 늘려 총수요를 진작하면 경제위기의 경기침체 폭을 안정화할 수 있지만, 만일 국채 초과 공급으로 인해 국채금리가 높아져서 시장금리가 따라 오르게 되면 시장의 채무 불이행 위험이 상승하고 오히려 신용위기를 야기할 수 있다. 따라서 발행된 국채를 흡수할 수 있는 수요 부문이 견조하고 정부의 신용도가 높아서 국채 리스크 프리미엄이 낮게 형성되어야만, 정부 채권 발행을 통한 재정지출 확대를 모색할 수 있다.

글로벌 금융위기 이후 정부부채는 전 세계적으로 증가하는 추세였던 반면 (그림 2-12 가), 장기 10년물 국채금리는 2008년 이후 지속적으로 하락세를 보였다(그림 2-12 나).⁷⁾ 일본, 미국, 이탈리아, 스페인 등 많은 선진국에서 코

7) 2020년 코로나19 사태 발발 이후 2021년부터 글로벌 인플레이션 이슈가 대두되었고 2022년 전 세계 주요국이 금리 인상 기조로 돌아서면서 주요국 10년 만기 국채금리는 2022년부터 급격히 상승하였다.

그림 2-12. 글로벌 재정 여력 추이



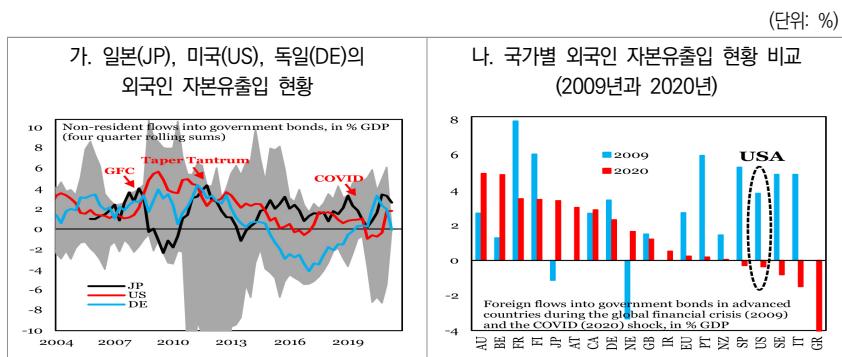
주: 미국(US), 일본(JP), 이탈리아(IT), 독일(DE), 영국(GB), 스페인(SP), 호주(AU), 그리스(GR).

자료: IIF, GMV 2020-2021.

로나 사태 이전부터 GDP 대비 정부부채 비율이 90%(Reinhart, Reinhart, and Rogoff 2012)를 초과하였는데, 동기간 국채금리가 하락하면서 높은 정부부채 비율이 금융시장의 불안정을 유발시킨 주된 요인으로는 나타나지 않았다. 코로나 위기 이후 GDP 대비 정부부채의 비율이 매우 높아진 상황에서 재정 여력, 즉 앞으로 부정적 충격(adverse shock)이 재발할 경우 경기안정화를 위해 더 큰 정부부채와 재정적자를 감당할 수 있는지의 여부가 중요한 이슈가 되었다.

[그림 2-13]은 글로벌 금융위기와 팬데믹 위기 당시 각국 국채시장으로의 비거주자 자본유출입 현황을 비교하고 있다. 글로벌 위험회피 국면에서 안전한 피난처(safe haven)로 알려진 일본(JP)과 독일(DE)의 국채시장에는 2020년 팬데믹 위기 때 외국인 자본이 각각 GDP 대비 약 3.5%, 2.4% 정도 유입되었으나 미 국채 시장에서는 2020년 한 해 동안 GDP 대비 약 0.4% 정도의 유출이 발생하여, 미국(US)은 외국인 자본이 유출되었던 선진국가 중 하나로 드러났다(그림 2-13 나). 선진국 중에서 2009년에는 일본(JP)과 네덜란드(NL)의 비거주자 자본유출이 도드라졌으나 2020년에는 그리스(GR), 이탈리아(IT), 스웨덴(SE), 미국(US)에서 외국인 자본유출이 발생했고, 특히 그리스와 이탈리

그림 2-13. 국채시장으로의 비거주자 자본유출입 현황



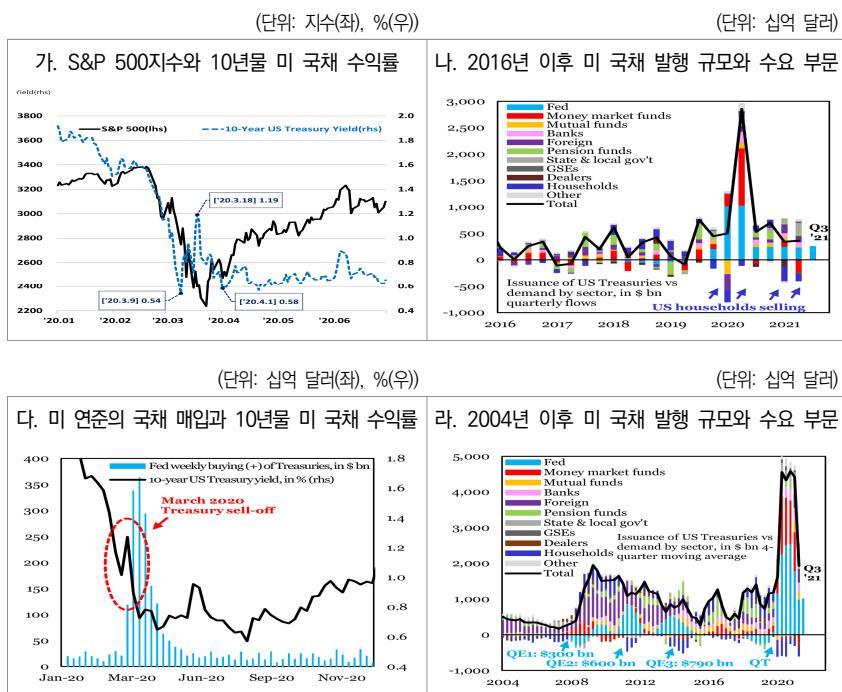
주: 호주(AU), 벨기에(BE), 프랑스(FR), 핀란드(FI), 일본(JP), 오스트리아(AT), 캐나다(CA), 독일(DE), 네덜란드(NE), 영국(GB), 아일랜드(IR), 유럽연합(EU), 포르투갈(PT), 뉴질랜드(NZ), 스페인(SP), 미국(US), 스웨덴(SE), 이탈리아(IT), 그리스(GR).

자료: IIF, GMV 2020-2021.

아에서 외국인 자본이 GDP 대비 높은 비율로 이탈했음을 확인할 수 있다. 비거주자 자본의 유입이 채권시장에서 중요한 민간 수요임을 감안한다면, 이와 같은 사실은 안전한 피난처로서 미 국채 시장의 위상에 구조적인 변화가 발생했을 수 있음을 시사한다.

2020년 2월 코로나19 확산으로 인한 위기감이 고조되면서 안전자산 선호에 따라 미국 10년물 국채금리가 1월 1일 1.92%에서 3월 9일 0.54%까지 하락하였다(그림 2-14 가). 동 기간에 S&P500 지수는 3,230에서 2,746으로 15% 폭락하였는데, 이어서 3월 9일부터 3월 18일까지 2,746에서 2,398로 다시 12% 가까이 폭락하였다. S&P500 지수가 이렇게 폭락을 거듭하는 동안, 주식시장에서 유출된 자금은 미 국채 시장으로 유입되지 않았고 10년물 국채금리는 3월 9일 0.54%에서 3월 18일 1.19%까지 상승하였다. 대표적인 글로벌 안전자산으로 인식되어 오던 미 국채 시장이 안전한 피난처로 작동하지 못하고 자금이 이탈되었던 것이다. 미 국채금리가 2020년 3월 이같이 급등했던 이유는 2020년 1/4분기에 외국인 투자자(Foreign), 미국 가계(US households) 그리고 뮤추얼펀드(Mutual funds)가 미 국채 시장에서 자금을 회수하였기 때

그림 2-14. 코로나19 위기와 미 연준의 대응(2020년)



주: [가] 일별 자료, [나] 분기별 자료, [다] 주별 자료, [라] 분기별 자료.

자료: Bloomberg, S&P 500(구입일: 2023. 12. 14.); IIF, GMV 2020-2021.

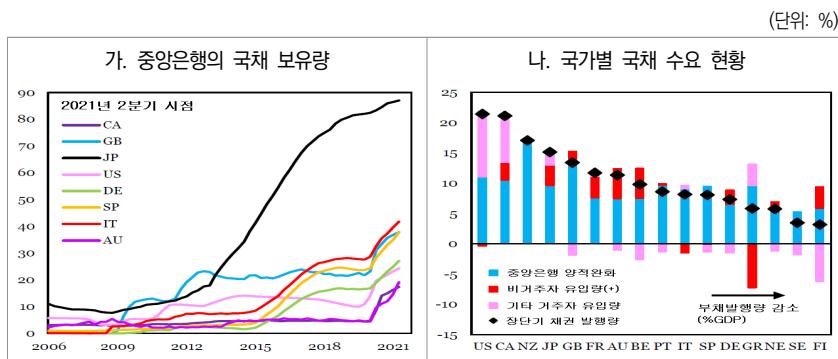
문으로 파악된다(그림 2-14 나). 그리고 외국인 투자 자금이 미 국채 시장에서 이탈했던 주요 원인은 2020년 3월 11일 코로나19 팬데믹이 선포되고 글로벌 위험회피 기조가 정점에 달하면서 신흥국 중앙은행들이 불안정한 금융 상황을 관리하기 위해 외환보유고의 달러 표시 자산을 환매하여 달러 유동성을 조달하였기 때문으로 보인다. 2020년 3월 18일 10년물 미 국채 금리가 고점을 기록한 후 미 연준은 대규모 양적완화를 단행하여 3·4월의 단 7주 동안 1조 5천 억 달러에 달하는 유동성을 공급하면서(그림 2-14 다) 미 국채 시장이 빠르게 안정을 되찾았고, 국채금리는 4월 1일 0.58%까지 다시 급락하였다(그림 2-14 가).

[그림 2-14 라]로부터 미 국채 시장으로의 외국인자금 유출입 현황(Foreign)을 살펴보면, 2008~09년 글로벌 금융위기 당시 막대한 외국인자금이 유입되었던 이후 2020년까지 꾸준히 감소세를 보이다 2020년 팬데믹 위기 이후 외국인자금이 유출되는 추세를 확인할 수 있다. 따라서 코로나19 사태 이전부터 미 국채에 대한 비거주자 수요가 감소해 왔으며 이는 2014년 이후 지속적으로 강세를 보인 미 달러화 가치와 연관된 현상으로 판단된다. 즉 미 달러화 강세로 인해 2014년부터 해외 중앙은행에서는 외환시장개입을 적극적으로 시행할 필요성이 낮아졌고, 따라서 달러화와 미 국채를 이전만큼 외환보유고에 축적할 필요가 줄어들었다고 할 수 있다.

2014년 이후 주요국 국채 수익률이 꾸준히 감소했던 것은 미 연준을 비롯한 세계 각국 중앙은행이 국채 보유량을 늘렸던 것이 주요 원인이었다(그림 2-15 가). 따라서 국채 수익률은 중앙은행에 의한 채권 수요로 인해 낮아졌던 것임으로, 국채 가격은 중앙은행 수요를 제외한 민간 부문으로부터의 수요만을 포함한 경우의 시장 가격과 괴리가 있을 수밖에 없다. 따라서 이는 GDP 대비 정부 부채가 높아도 채권금리가 낮아서 재정 여력이 충분하다는 주장에 대해 재고의 여지를 남긴다. [그림 2-15 나]는 2020년 한 해 동안 발행된 총 국채의 가치를 GDP 대비 비율로 나타내어 검은색 점으로 표현하고, 공급된 국채를 흡수했던 부문을 세 파트⁸⁾로 분해하여 그린 그래프이다. 미국과 캐나다는 2020년 한 해 동안 GDP 대비 가장 높은 수준의 국채를 발행했는데, 그중 절반은 중앙은행의 양적완화로 흡수되었고 나머지 40% 이상은 국내외 민간 수요로 흡수되었다. 반면 유럽 국가들의 국채는 거의 유럽 중앙은행의 양적완화를 통해서만 흡수되었음을 확인할 수 있다. 특히 이탈리아(IT)와 그리스(GR)의 경우 외국인 자본이 이탈한 것으로 확인되어 외국인들이 보유하고 있던 국채도 중앙은행의 양적 완화로 흡수되었던 것으로 보인다. 따라서 유럽 국가들의 경우 발행된 국채가 시장의 민간 수요에 의해 흡수된 것이 아니므로 금리가 낮게 형성되었다고 해

8) 중앙은행의 양적완화, 비거주자 자금유입, 중앙은행을 제외한 거주자 자금유입을 가리킨다.

그림 2-15. 중앙은행의 국채 보유량과 국채 수요 부문 현황



도 새로운 국채를 발행할 수 있는 재정 여력이 충분하다고 보기 힘든 것으로 판단된다. 반면 미국과 캐나다는 2020년 GDP 대비 가장 많은 국채를 발행한 국가였지만, 공급된 국채의 약 50%가 민간 수요로 흡수되어 재정 여력이 충분했던 것으로 나타났다.

제3장



주요 대외충격의 국가간 자본유출입에 대한 영향

1. 서론
2. 경제 정책 불확실성 지수
3. 대외충격이 자본유출입에 미치는
영향
4. 국가별 특성에 따른 불확실성 충격의
영향 비교
5. 소결

1. 서론

코로나19 충격과 글로벌 인플레이션, 그에 따른 정책 기조의 급격한 변화는 전 세계적으로 경제 전반에 대한 불확실성을 확대한 측면이 있다. 각국은 코로나 19의 세계적 확산과 이에 따른 경기둔화에 대응하여 전방위적으로 경기 부양 정책을 시행하면서 정부부채가 가파르게 증가하였다. 한편 각국은 2022년부터 심화된 글로벌 인플레이션으로 정책금리를 급격하게 상향 조정하였다. 이는 경제에 정부부채를 포함하여 자금조달 비용을 높였으며, 대다수 국가에서 정책 여력이 크게 약화하였다. 이러한 경제 여건은 불확실성 확대와 같은 기대 충격으로 자본유출입에 미치는 파급영향이 커질 가능성이 높다. 특히, 우리나라와 같이 대외의존도가 높은 소규모 개방경제 국가는 불확실성 충격으로 급격한 자본이탈이 발생하는 등 부정적인 영향이 클 수 있다.

본 연구에서는 통화 정책과 거시건전성 정책을 고려하여 대외 불확실성 충격이 자본유출입과 금융 및 거시경제변수에 미치는 영향을 패널회귀모형과 패널 VAR 모형으로 분석하였다. 대외 불확실성을 나타내는 다양한 지표가 사용될 수 있지만, 본 장에서는 신문 보도 기반으로 구축된 경제 정책 불확실성 지수를 주요한 불확실성 충격으로 사용하였다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 글로벌 경제 정책 불확실성 지수의 증가는 개별국가의 자본유출입에 부정적인 영향을 미치지만, 개별국가의 경제 정책 불확실성 지수 증가는 해당 국가의 자본유출입에 유의한 영향을 미치지는 않는 것으로 나타났다. 둘째, 글로벌 경제 정책 불확실성의 증가는 자본유출입 및 주가지수 등 대외 및 금융 부문에 부정적인 영향을 미치지만, 생산, 물가, 순수출 등 실물 부문의 영향은 제한적이다. 셋째, 정책 여력이 부족한 국가는 글로벌 경제 정책의 불확실성 증가가 실물 부문에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 발견하였다.

이어지는 2절에서는 경제 정책 불확실성 지수를 간략하게 설명한다. 3절에서는 주요 실증분석 결과를 논의하며, 4절에서는 국가별 특성에 따라 분석 결과가

어떻게 달라지는 살펴본다.

2. 경제 정책 불확실성 지수

불확실성(uncertainty)은 미래에 전개될 상황에 대해 정확히 예측하기 어렵거나 어떤 상황이 발생할 가능성을 명확히 측정할 수 없는 상태를 의미하며, 발생 확률을 알 수 있는 리스크(risk)와는 구별된다(김준태 2002). 불확실성은 개념적으로 측정할 수 없음에도 불구하고 경제주체들의 의사결정에 영향을 미치는 요인으로 이를 정량화하기 위한 다양한 시도가 이루어져 왔다. 대표적으로 금융 및 경제 변수의 변동성을 불확실성의 척도로 활용하는 것이다.

2008년 글로벌 금융위기를 계기로 불확실성 확대가 금융시장 및 실물경제에 미치는 영향이 활발하게 진행되었다. 경제주체들이 미래의 경제 상황을 예측하기 어려워지면, 투자와 소비를 줄이고 안전 자산 선호 현상이 심화되어 금융시장의 불안전성이 증폭될 수 있다. 이러한 불확실성의 확대가 금융위기 발생 과정을 설명하는 주요한 요인으로 주목받게 되었으며, 특히 전 세계 금융시장의 통합이 심화하면서 한 국가의 불확실성 증가가 다른 국제적 이동과 더불어 다른 국가로 빠르게 전이되어 금융시장의 불안을 야기하기도 한다.

글로벌 금융위기를 계기로 불확실성 확대가 금융시장 및 실물경기에 미치는 영향에 대한 연구가 활발하게 이루어지고 있다. Bloom(2009)은 미국 주식시장 옵션 변동성 지수인 VIX가 미국경제의 불확실성을 나타내는 다양한 지표들과 높은 상관관계를 가지고 있음을 보여 이후 많은 연구에서 불확실성 지표로 VIX를 사용하고 있다. Rey(2015)는 자본유출입, 자산 가격, 신용 증가 등 주요한 대외 및 금융변수가 각국의 거시경제 여건보다 글로벌 금융주기(financial cycle)에 더 많은 영향을 받으며, VIX가 이러한 글로벌 금융주기와 관련되어 있다고 주장했다.

기준의 불확실성 지표가 자산 가격이나 거시경제변수 자체의 변동성에 기반한 것과 다르게, Baker, Bloom, and Davis(2016)는 신문 기사를 바탕으로 경제에 영향을 미칠 수 있는 정책 불확실성 지수(EPU: Economic Policy Uncertainty)를 개발했다. 이들은 개별국의 경제 정책 불확실성 지수와 글로벌 경제 정책 불확실성 지수를 산출한다. 미국의 경우, 주요 일간지, 의회예산처(CBO) 보고서, 필라델피아 연준의 전문가 설문조사 등을 추가하여 지수를 보완하였다. 글로벌 불확실성 지수 구축 방식은 다음과 같다. 우선 개별국의 불확실성 지수를 평균 100으로 정규화하고 누락 데이터는 회귀분석을 통해 추정하여 총 21개국의 월간 균형패널 자료를 구축하였다. 이후 각국의 GDP로 가중 평균하여 글로벌 불확실성 지수를 생성하였다.

[그림 3-1]은 PPP-GDP 기반으로 구축된 글로벌 불확실성 지수의 1997년 1월부터 2023년 9월까지의 시계열 자료와 지수의 변동성과 관련된 주요 사건들을 열거하고 있다.⁹⁾ Hodrick-Prescott filter를 통해 생성한 추세선에 따르면 불확실성 지수는 글로벌 금융위기 이후, 특히 2010년 전반기 전후로 증가 추세인 것으로 여겨진다. 2010년 이전에 큰 폭의 지수 변동을 야기한 사건들로 1998년 전후의 아시아와 러시아의 금융위기, 2001년 9/11 테러, 2003년 이라크 전쟁, 2008년 글로벌 금융위기 등을 들 수 있다. Davis(2019)는 2010년 전반기의 주요 사건으로 유로존 위기(2011년), 시진핑 총서기를 포함한 중국 신 지도부 선출(2012년), 미국 재정 분쟁과 셋다운(2012, 2013년) 등을 제시하였다. 2010년 중후반기에는 유럽 난민 사태(2015년), 브렉시트 투표(2016년), 트럼프 미 대통령 당선(2016년) 등의 사건들이 있었으며, 2016년 12월 한국의 박근혜 대통령 탄핵 또한 불확실성 지수를 증가시키는 일례로 제시되었다. 무역 관련 사건으로는 2017년 1월 미국의 환태평양 경제동반자협정 탈퇴와 미·중 무역 갈등 관련 이벤트(2018, 2019년) 등이 포함되었다.

9) 2019년 이전 사건들은 Davis(2019)에서 제시한 그래프(Figure 2)를 번역하였고, 이후 사건들(코로나 19 위기, 우크라이나 침공 등)은 저자가 추가하였다.

그림 3-1. 글로벌 경제 정책 불확실성 지수 추이와 주요 사건 개요



주: 1) 실선은 GEPUI 시계열 데이터, 점선은 Hodrick-Prescott 필터로 계산한 추세선임.

2) 주요 사건 주석의 경우 2019년까지는 Davis(2019)의 Figure 2를 번역, 2019년 이후는 저자 작성.

자료: EPU. Global Economic Policy Uncertainty Index(검색일: 2023. 12. 14.).

2019년 이후에도 코로나19 위기, 우크라이나 침공 등의 사건이 있었다. WHO에서 2020년 3월 11일 공식적으로 코로나19를 팬데믹으로 선언¹⁰⁾한 이후 불확실성 지수는 2월에서 5월까지 월평균 29% 성장하였다. 러시아의 우크라이나 침공이 있던 2022년 3월에는 불확실성 지수가 전월 대비 65%에 증가하였다. 또한 동년 7월 아베 일본 총리 피살사건(전월 대비 7월 지수 11% 증가)과 중국공산당 20차 당대회에서 시진핑 총서기의 3연임 발표(전월 대비 10월, 11월 지수가 각각 5%, 12% 증가) 등의 정치적 이슈 또한 지표 변동에 영향을 준 것으로 보인다.

10) CDC. CDC Museum COVID-19 Timeline(검색일: 2023. 12. 14.).

3. 대외충격이 자본유출입에 미치는 영향

가. 패널회귀모형

우선 다음과 같은 분석 식으로 표현된 패널모형을 활용하여 경제불확실성 지수가 자본유입에 미치는 영향을 분석하였다.

$$y_{i,t} = \alpha + \beta EPU_{i,t} + \Gamma X_{i,t} + \gamma_i + \delta_t + \epsilon_{i,t} \quad [식 3-1]$$

위 식에서 i 는 국가, t 는 월간 시점을 의미한다. 종속변수 y 는 GDP 대비 총 자본유입(gross capital inflow)이며, 이때 총자본유입은 비거주자 해당국가에 대한 직접투자, 증권투자 및 기타투자를 합한 값이다.¹¹⁾ EPU 는 주요 관심 변수인 경제 정책 불확실성 지수를 나타내며, X 는 통제변수를 의미한다. γ_i 는 국가별 고정효과(country fixed effect), δ_t 는 월별 시간 고정효과(time fixed effect)를 나타낸다. EPU 는 글로벌 EPU(이하 GEPU)와 개별국가의 EPU(이하 CEPU)를 사용한 모형을 고려하였다.

모형 추정에 사용한 월별 샘플 데이터는 33개 국가의 1995년 1월부터 2023년 5월까지의 데이터를 포함하며, 사용한 변수들의 내용과 출처는 [표 3-1]에 제시하였다. 앞서 언급한 바와 같이 종속변수는 GDP 대비 총자본유입이며, 주요 독립변수는 로그 변환을 취한 변동성 지수들(GEPU, CEPU)이다. 통제변수로 미 달러 대비 환율 변동률, GDP 성장률, 그리고 각 국가의 대외금융자산과 부채 증감의 합을 통제변수로 사용하였다. 해당 변수들은 시간 추세로 회귀한 잔차를 사용하여 추세를 제거하였다.

분석모형은 LSDV(Least Square Dummy Variable) 방식으로 추정하였으며, 그 결과는 [표 3-2]에 제시한다. 분석에 포함된 국가 수에 비하여 시계열의

11) 이 하위 항목 중 누락된 자료는 해당 값을 0으로 상정하고 계산하였다.

표 3-1. 패널 모형 변수의 구성

변수	내용	출처
Inflow to GDP	GDP 대비 총자본유입	OECD database, IFS
GEPU	로그 글로벌 불확실성 지수	Economic Policy Uncertainty Index
CEPU	로그 개별국가 불확실성 지수	Economic Policy Uncertainty Index
Inexrate	환율 변동률	IFS
InGDP	GDP 성장률	IFS
Inalldata	대외자산과 부채의 합	IFS

자료: 저자 작성.

관측치가 상대적으로 많은 점을 고려하여 Driscoll-kraay¹¹ 제안한 오차항의 자기상관을 고려한 표준오차를 추계하였다. 모형 (1), (2), (3)은 글로벌 불확실성 지표(GEPU), 모형 (4), (5)는 개별국가의 불확실성 지표(CEPU)를 설명변수로 사용한 분석 결과를 보고한다. 다만 데이터의 가용성을 고려하여 모형 (4), (5)의 분석 국가는 14개 국가로 한정하였으며, 일관성 있는 결과를 보고하기 위해 모형 (3)의 분석 국가도 14개로 한정하였다.¹²⁾

모형 (1)의 추정 결과에 따르면, 글로벌 불확실성 지수(GEPU)의 증가는 GDP대비 총자본유입을 감소시키는 것으로 나타났으며, 추가적으로 환율 변화율, GDP 성장률 등의 통제변수를 고려한 모형(2)에서도 유사한 결과가 도출되었다. 이는 대체로 Andrikopoulos et al.(2023)에서 제시한 추정 결과와 유사하다. 한편 모형 (4), (5)에서 국가별 불확실성 지수(CEPU)는 자본유출입과 통계적으로 유의한 관계가 없는 것으로 나타났다.

이는 분석 국가의 차이에서 기인한 결과일 수 있으므로 모형 (3)에서는 모형 (4), (5)와 동일한 분석 국가를 기반으로 글로벌 불확실성 지수(GEPU)를 설명변수로 상정하였다. GEPU의 계수값은 모형(1)과 (2)와 비교하여 감소하였으나 자본유입과는 여전히 통계적으로 유의한 음의 관계임을 나타냈다. 이는 자

12) CEPU 자료가 존재하는 국가 샘플은 다음과 같다. 브라질, 캐나다, 칠레, 중국, 콜롬비아, 프랑스, 독일, 인도, 일본, 한국, 멕시코, 스페인, 스웨덴, 미국.

표 3-2. 패널분석 결과

종속변수: 총자본유입 (GDP 대비)	글로벌 불확실성(A)			개별국가 불확실성(B)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
GEPU	-0.029*** (0.004)	-0.036*** (0.004)	-0.008** (0.004)		
CEPU				0.001 (0.007)	0.002 (0.007)
환율변화율		0.053* (0.028)	0.051 (0.037)		0.053 (0.037)
GDP 변화율		0.077*** (0.021)	0.072** (0.031)		0.073** (0.031)
총자본규모	0.025* 0.013	0.025* (0.013)	0.017 (0.028)	0.014 (0.028)	0.017 (0.028)
관측치	5,576	5,576	2,927	2,975	2,969
국가	33	33	14	14	14

주: 1) ***, **, * 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

2) 괄호 안의 숫자는 Driscoll-kraay 표준 오차임.

3) 모형(1), (2), (3)은 글로벌 경제 정책 불확실성 지수(GEPU)를 설명변수로 사용하였으며 모형 (4), (5)는 국가별 불확실성 지수(CEPU)를 설명변수로 사용

자료: 저자 작성.

본유입의 변동이 국내 요인으로 인한 불확실성보다는 대외요인과의 연관이 더 크다는 점을 시사하고 있다. 환율 변화율이나 총자본 규모의 경우 모형 (2)에서는 자본유입과 양의 상관관계를 보였으나, 그 밖의 모형에서는 통계적으로 유의하지 않거나 일관적이지 않은 결과를 보였다. 경제성장률의 경우 모형의 설정과 관계없이 자본유입과 양의 상관관계가 있는 것으로 나타났다.

나. 패널 VAR 모형

본 연구에서는 불확실성 충격이 각국의 자본유출입에 미치는 영향을 추정하기 위하여 다음과 같은 패널 VAR 분석을 시행하였다.

$$Y_{i,t} = \sum_{k=1}^p A_k Y_{i,t-k} + BX_{i,t} + u_i + \epsilon_{i,t} \quad [식 3-2]$$

위 식에서 $Y_{i,t}$, $X_{i,t}$ 는 각각 i 국가의 t 시점 내생변수와 외생변수 벡터를 나타낸다. u_i 는 국가별 고정효과를 나타내며, $\epsilon_{i,t}$ 는 오차항을 의미하며, $E[\epsilon_{i,t}] = 0$, $E[\epsilon_{i,t}\epsilon'_{i,t}] = \Sigma$ 을 가정한다. 국가별 내생변수 $Y_{i,t}$ 는 자본유출입을 포함한 국내 경제변수를 나타내며, 외생변수로는 글로벌 불확실성 지수 (GEPU), 유가와 더불어 미국의 산업생산지수와 정책금리를 포함하며, 외생변수는 내생변수에 당기에 직접적인 영향을 줄 수 있는 것으로 가정하였다.

충격 식별을 위해 오차항의 공분산행렬 Σ 를 솔레스키 분해(Cholesky decomposition)를 하였다. 솔레스키 분해는 변수의 순서(ordering)에 영향을 받는데, 본 연구에서는 기준 관련 연구들과 일관성이 있도록 정책변수, 금융 및 대외경제변수, 거시경제변수 순서로 가정하였다. 대외부문 거시전 전성 정책 도입 여부를 나타내는 더미변수, 단기이자율 같은 정책변수를 가장 선행 배치하였으며, 주가지수, 명목실효환율, 자본유출입 같은 금융 및 대외경제변수를 다음 배치하였다. 산업생산지수, 소비자물가지수, 순수출 같은 거시경제변수를 후행 배치하였다. 분석에 사용한 변수의 정의와 출처를 [표 3-3]에 정리하였다.

분석국가는 미국을 제외한 데이터를 가용한 47개국¹³⁾이며, 분석대상 기간은 자본유출입 데이터의 시작 시점인 2005년 1월부터 2020년 12월로 추

13) 분석기간은 별도의 기준을 가지고 선택하지 않았으며 EPFR의 펀드 자금 흐름 자료가 2005년부터 가용하고, IMF에서 2023년 4월에 업데이트한 국가별 거시전전성 자료가 2021년 12월까지 가용한 점을 고려하였다. 분석대상 국가는 주요 변수인 펀드 자금흐름 자료가 10년 치 이상 가용한 모든 국가를 대상으로 선진국 29개국, 신흥국 33개국이다. 선진국은 오스트리아, 벨기에, 캐나다, 키프로스, 체코, 덴마크, 에스토니아, 핀란드, 프랑스, 독일, 그리스, 아이슬란드, 아일랜드, 이스라엘, 이탈리아, 일본, 한국, 라트비아, 리투아니아, 네덜란드, 노르웨이, 포르투갈, 싱가포르, 슬로바키아, 슬로베니아, 스페인, 스웨덴, 스위스, 영국을 포함하며, 신흥국은 아르헨티나, 아르메니아, 브라질, 불가리아, 칠레, 중국, 콜롬비아, 코스타리카, 크로아티아, 도미니카공화국, 혼가리, 인도, 인도네시아, 말라위, 말레이시아, 멕시코, 니카라과, 북마케도니아, 파키스탄, 파라과이, 폐루, 필리핀, 폴란드, 루마니아, 러시아, 남아프리카공화국, 태국, 튜니지, 터키, 우간다, 우크라이나, 우루과이, 베네수엘라를 포함한다.

표 3-3. 패널 VAR 모형 변수의 정의와 출처

변수	정의	출처
<i>y_t</i>		
대외부문 거시건전성정책 (MPM)	개별국가의 자본유출입에 대한 자본이동관리 정책의 도입, 강화, 약화 시기를 더미로 나타냄	IMF Macroprudential Database (iMAPP)
단기이자율 (IR)	자금시장금리를 중심으로 데이터가 없거나 시계열이 짧을 경우 예금금리, 대출금리, 할인율, 환매조건부금리, 등을 사용 (%)	IMF, Monetary and Financial Statistics(MFS); CEIC; Bloomberg.
주가 변동률 (SP)	주가지수(전년 동기 대비)	IMF, IFS
환율 (NEER)	명목실효환율 (로그값)	IMF, IFS; BIS
자본유출입 (CAPFLOW)	EPFR 주식펀드 순유입과 채권펀드 순유입의 합 (% of GDP)	EPFR Global; Oxford Economics
생산 (IP)	산업생산지수를 중심으로 데이터가 없거나 시계열이 짧을 경우 제조업생산지수 사용 (계절조정, 로그값)	IMF, IFS; CEIC
인플레이션 (CPI)	소비자물가지수 (전년 동기대비)	IMF, IFS; CEIC
순수출 (TB)	수출-수입 (% of GDP)	IMF, IFS; Oxford Economics
<i>x_t</i>		
글로벌 불확실성 (GEPU)	뉴스 기반 미국의 경제 정책 불확실성 (로그값)	Baker, Bloom, and Davis(2016)
미국의 생산 (USIP)	미국 산업생산지수 (계절조정, 로그값)	IMF, IFS
미국의 이자율 (USIR)	유효연방기금금리, 유효연방기금금리가 제로 하한에 머물렀던 기간은 그림자 금리 사용 (%)	Federal Reserve Bank of Atlanta; Wu and Xia(2015)
국제유가 (COMP)	브렌트(Brent), WTI(West Texas Intermediate), 두바이(Dubai) 원유 가격 평균 (배럴 당 달러, 로그값)	IMF, Primary Commodity Prices

자료: 저자 작성.

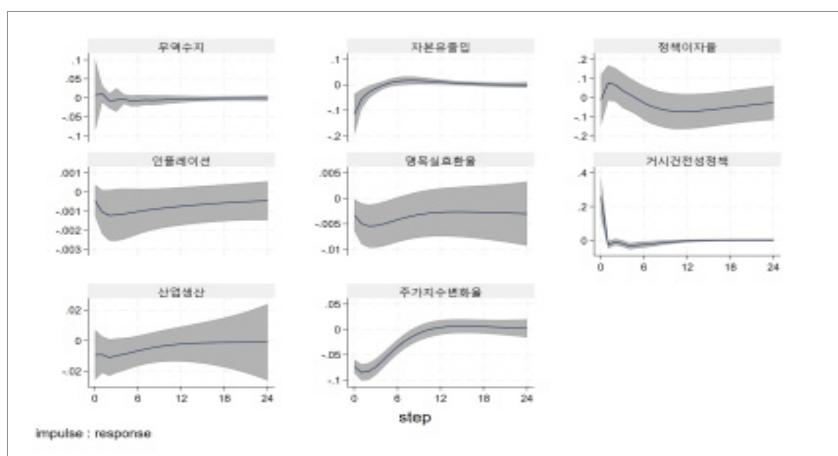
정시차(ρ)는 데이터 시계열이 길지 않음을 고려하여 3개월로 설정하였다.

1) 경제 정책 불확실성 충격이 개별국가변수에 미치는 영향

앞서 패널회귀모형의 분석 결과에서 글로벌 경제 정책 불확실성(GEPU)이 개별국가의 자본유출입에 유의한 영향을 미치는 점을 고려하여 패널 VAR 모형에서도 GEPU를 주요한 외생적인 충격으로 고려한다. [그림 3-2]는 외생적인 GEPU의 1단위 충격에 따른 개별국가 경제변수의 충격반응 함수를 나타낸다.

GEPU의 한 단위 상승 충격에 대하여 단기이자율이 0.1%p 상승하지만, 통계적으로 유의하지는 않았으며, 대외부문 거시건전성 정책을 강화할 확률이 27%로 추정되었다. 금융 및 대외변수에 미치는 영향을 살펴보면, 주가지수는 단기적으로 0.08%p 하락하고 그 영향이 7개월 이상 지속되는 것으로 나타났으며, 명목통화가치는 0.005%p 하락하는 것으로 나타났다. 불확실성 확대로 개별국가로의 펀드자금 유입은 분기별 GDP 대비 0.1%p 줄어들었다가 3개월 이후부터 회복되었다. 거시경제변수는 산업생산지수와 인플레이션은 각각 최대 0.01%, 0.001% 하락하는 것으로 추정되었으나 통계적으로 유의하지 않았다.

그림 3-2. GEPU의 1단위 충격에 따른 개별국가변수의 충격반응



주: 점선은 90% 신뢰수준하에서 유의구간을 의미함.

자료: 저자 계산.

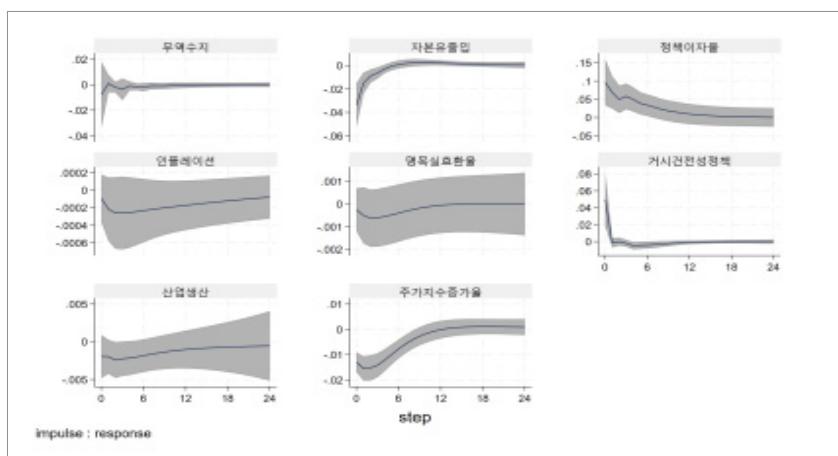
으며, 순수출에 미치는 영향도 통계적으로 유의미한 결과가 나타나지는 않았다. 따라서 거시경제변수에 미치는 영향은 제한적인 것으로 나타났다.

2) 미국 이자율 충격이 개별국가변수에 미치는 영향

미국 금리인상에 따른 다른 국가들에 미치는 경제적 영향은 다음과 같다. [그림 3-3]은 외생적인 미국 이자율의 한 단위 상승 충격에 따른 개별국가의 정책, 금융, 거시경제 변수들의 충격반응 함수를 나타낸다.

미국 이자율이 한 단위 상승 충격에 대하여 개별국가의 단기이자율은 즉각적으로 0.1%p 상승하고 상당 기간 영향을 미치는 것으로 나타나며, 대외부문 거시건전성 정책을 강화할 확률이 5%로 추정되었다. 이는 미국 금리인상에 대해 다른 국가들은 긴축적인 통화 정책으로 대응함을 의미한다. 미국의 금리인상 충격은 금융 및 대외변수에 미치는 영향에 상당히 부정적인 영향을 미친다. 주가지수가 단기적으로 0.013%p 하락하고 그 영향이 장기간 지속되는 것으로 나타났으며, 명목통화가치는 통계적으로 유의하지는 않지만 0.001%p 하락하

그림 3-3. 미국 이자율의 1단위 충격에 따른 개별국가변수의 충격반응



주: 점선은 90% 신뢰수준에서 유의구간을 의미함.

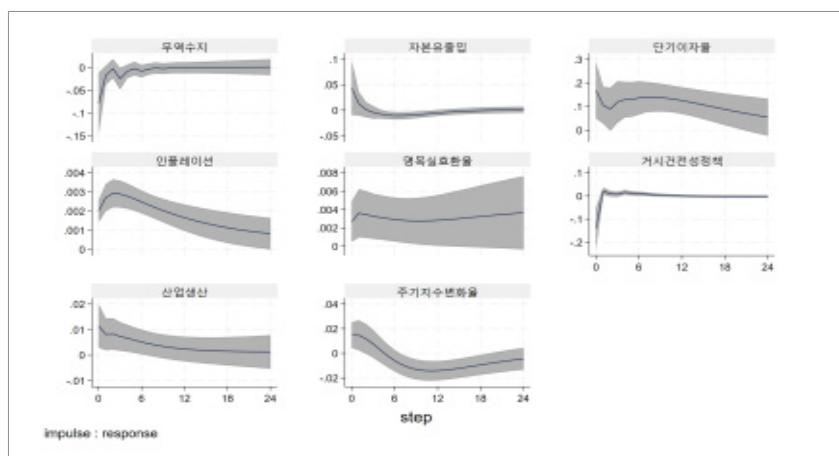
자료: 저자 계산.

는 것으로 나타났다. 이는 유위험 이자율 평가(uncovered interest rate parity)와 같은 환율이 단기적으로 국가간 이자율 차이로 결정된다는 균형조건과 일관성이 있는 결과이다. 한편 미국의 금리인상으로 자본유출입은 즉각적으로 분기별 GDP 대비 0.03%p 줄어들었다가 점진적으로 회복되었다. 개별국가의 거시경제변수에 대해서는 그 영향이 제한적인 것으로 추정되었다. 산업생산지수와 인플레이션에는 각각 0.002%, 0.0002% 하락하는 것으로 추정되었으나 통계적으로 유의하지는 않았으며, 순수출에는 통계적으로 유의미한 결과가 나타나지 않았다.

3) 유가 충격이 개별국가변수에 미치는 영향

코로나19의 전 세계적 확산으로 원유 수요 감소에 대한 기대로 원유 가격이 폭락하였으며, 이후 글로벌 인플레이션과 지정학적 리스크에 기인하여 원유 가격이 빠르게 상승하였다. [그림 3-4]는 외생적인 국제유가의 한 단위 상승 충격에 따른 개별국가 경제변수의 충격반응 함수를 나타낸다.

그림 3-4. 국제유가의 1단위 충격에 따른 개별국가변수의 충격반응



주: 점선은 90% 신뢰수준에서 유의구간을 의미함.

자료: 저자 계산.

국제유가가 한 단위 상승했을 때 단기이자율이 즉각적으로 0.15%p 상승하고 상당 기간 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 완화적인 거시건전성 정책을 취하는 것으로 추정되었다. 이는 유가 상승에 따른 인플레이션에 대한 대응으로 단기이자율을 상승시키는 것으로 보이며, 유가 상승이 공급 충격임을 감안하면 완화적인 거시건전성 정책을 취하는 것은 상당히 합리적인 결과로 보인다.

유가 충격이 금융 및 대외변수에 미치는 영향은 다른 충격과 비교하여 상당히 제한적인 것으로 나타났다. 주가지수는 단기적으로 0.017%p 상승하나 6개 월 이후 하락하는 것으로 나타났으며, 명목통화가치 및 자본유출입에 미치는 영향은 제한적인 것으로 추정되었다.

한편 산업생산지수와 인플레이션이 각각 0.01% 0.002% 상승하는 것으로 나타났으며, 무역수지는 GDP 대비 0.07%p 악화하는 것으로 추정되었다. 유가 상승이 일반적으로 부정적인 공급 충격으로 간주하는 것을 고려할 때, 산업 생산지수의 상승은 이례적인 결과로 볼 수 있다. 다만 분석 기간에 중국의 부상으로 대표되는 글로벌 소비 측면이 유가에 상대적으로 큰 영향을 미쳤다면, 유가와 산업생산 간 양의 상관관계를 보일 수도 있다. 한편 인플레이션은 통계적으로 유의하게 추정되었지만, 그 크기는 제한적인 것으로 추정되었다. 그러나 분석의 상당 기간 전 세계적으로 인플레이션이 안정화되어 있었으므로 유가에 대한 인플레이션의 탄력도가 크지 않게 추정된 것으로 보인다.

4. 국가별 특성에 따른 불확실성 충격의 영향 비교

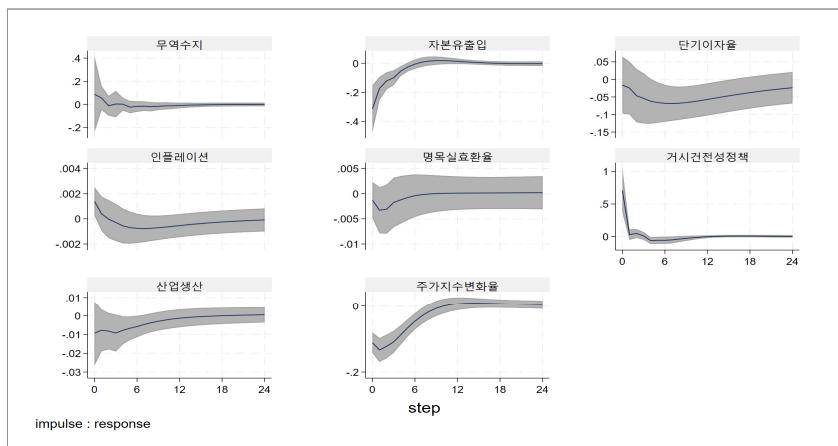
본 절에서는 3절의 패널 VAR 모형 분석에서 경제발전도, 금융개방도, 재정 건전성 등 국가별 특성을 감안한 부분표본을 통해 불확실성 충격의 영향을 분석한다. 경제발전도는 IMF 분류 기준에 따라 선진국과 신흥국을 구분하였다. 경제발전도가 높으면, 대외충격에 대응할 수 있는 여력이 높을 수 있다.

금융개방도와 재정건전성은 각각 금융개방도 지수(Chinn-Ito index)와 GDP 대비 정부부채를 고려하였다. 금융시장의 개방도가 높을수록, 대외충격에 노출될 가능성이 높다. 재정건전성은 대외충격에 대한 정책 대응 여력을 가늠하는 지표가 될 수 있으며, 정책 대응 여력이 약한 국가는 대외충격을 완충시키기 어려워 파급 영향이 더 클 수 있다. 하지만 일반적으로 선진국이 신흥국에 비하여 금융개방도가 높고, GDP 대비 정부부채의 수준이 높으므로 단순한 비교로는 그 영향을 파악하기 어렵다.

본 고에서는 분석 국가를 선진국과 신흥국으로 분류하고, 선진국과 신흥국 내에서 금융개방도 또는 정부부채 수준이 높은 그룹과 낮은 그룹으로 구분하여 분석하고자 한다.¹⁴⁾ 금융개방도 또는 정부부채 수준이 높은 선진국과 신흥국을 합하여 해당 변수의 수준이 높은 국가 그룹을 만들어 분석에 사용하였다.

[그림 3-5]는 GEPU 충격 1단위에 대한 선진국 그룹의 충격반응함수를 나타

그림 3-5. 선진국 그룹의 GEPU 충격에 대한 반응



주: 점선은 90% 신뢰수준하에서 유의구간을 의미함.

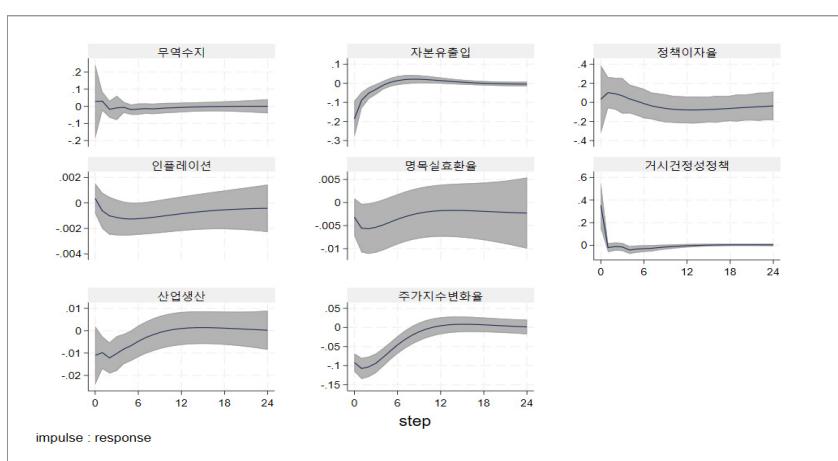
자료: 저자 계산.

14) 보다 구체적으로 국가별로 분석 대상 기간의 금융개방도 또는 정부부채 수준의 평균값을 구하고, 선진국과 신흥국의 중간값(median)을 기준으로 금융개방도 또는 정부부채 수준이 높은 그룹과 낮은 그룹을 구분하였다.

낸다. 15) 선진국은 단기이자율을 하락시켜 불확실성 충격에 대응하는 것으로 추정되었는데, 이는 전체 국가에 대한 분석(그림 3-2 참고)과 차이를 보인다. 한편 단기적으로 거시건전성 정책을 강화할 확률이 70%로 추정되었다. 따라서 선진국은 경제 정책 불확실성 확대에 대하여 긴축적인 통화 정책보다는 거시건 전성 정책을 강화하는 방향으로 대응하는 것으로 보인다. 단기적으로 주가지수는 0.1%p 하락하고 펀드자금 유입은 분기별 GDP 대비 0.3%p 하락하는 것으로 추정되어, 전체 국가에 대한 분석과 비교하여 상대적으로 자본유출입 및 금융 부분의 충격은 더 크게 나타났다. 그럼에도 산업생산, 인플레이션, 무역수지 등 실물경제 부문에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않으며, 그 크기도 전체 국가에 대한 분석과 비슷하게 추정되었다.

[그림 3-6]은 GEPU 충격 1단위에 대한 국가부채가 높은 국가들의 충격반응을 나타낸다. 전체 국가에 대한 분석과 유사하게 고부채 국가들은 단기이자율

그림 3-6. 국가부채가 높은 그룹의 GEPU 충격에 대한 반응



주: 점선은 90% 신뢰수준에서 유의구간을 의미함.

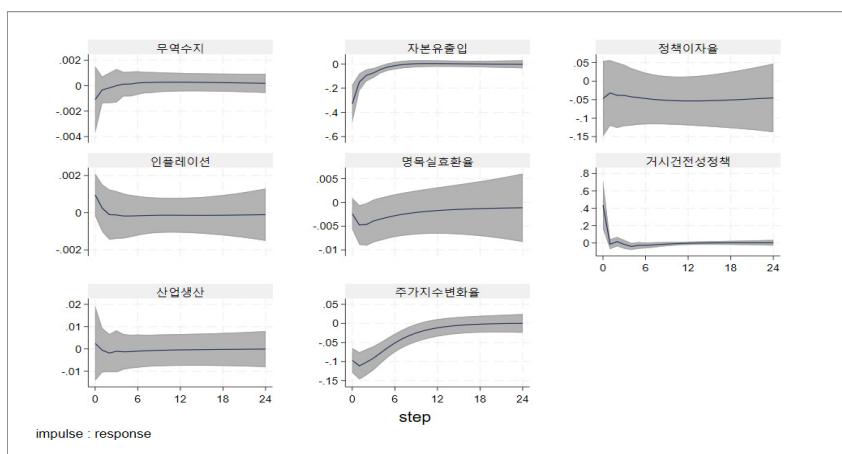
자료: 저자 계산.

15) 신흥국 그룹은 분석의 표본오차가 상당히 크게 추정되어 통계적으로 유의미한 결과가 도출되지 않는다. 따라서, 전체 국가와 선진국 그룹의 결과 비교를 통해 신흥국 그룹에 미치는 영향을 가늠해 보고자 한다.

을 높이고 거시건전성 정책을 강화하는 것으로 나타났다. 금융 및 대외변수에 미치는 영향을 살펴보면, 주가지수는 단기적으로 0.1%p 하락하고 명목통화가치는 0.005%p 하락하는 것으로 나타났다. 펀드자금 유입은 분기별 GDP 대비 0.18%p 하락하여 전체 국가에 대한 분석과 유사하나 상대적으로 충격의 영향이 보다 크게 나타났다. 거시경제변수의 경우, 산업생산지수와 인플레이션이 각각 0.01%, 0.001% 하락하는 것으로 추정되어 충격에 대한 반응은 전체 국가에 대한 분석과 유사하나 산업생산의 하락이 통계적으로 유의하게 추정되었다.

[그림 3-7]은 GEPU 충격 1단위에 대한 금융개방도가 높은 국가들의 충격반응을 나타낸다. 펀드자금 유입이 분기별 GDP 대비 0.3%p 하락하여 금융개방도가 높은 국가에서 GEPU 충격이 발생하였을 때, 자본유출입에 미치는 영향이 상대적으로 크게 나타났다. 그럼에도 여타 금융변수 및 거시경제변수에 미치는 영향은 제한적인 것으로 추정되었다.

그림 3-7. 금융개방도가 높은 국가그룹의 GEPU 충격에 대한 반응



주: 점선은 90% 신뢰수준에서 유의구간을 의미함.
자료: 저자 계산.

5. 소결

본 절에서는 경제 정책 불확실성 충격이 미국을 제외한 국가의 자본유출입을 포함한 경제변수에 미치는 영향을 패널회귀분석과 패널 VAR 분석을 통해 살펴보았다. 분석 결과, 개별국가의 경제 정책 불확실성이 해당 국가의 자본유출입에 미치는 영향은 미미하지만, 글로벌 경제 정책 불확실성은 자본유출입에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 글로벌 경제 정책 불확실성 충격은 자본유출입 및 주가지수 등 대외 및 금융변수에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 실물 부문에도 부정적인 영향을 미치지만, 그 영향이 통계적으로 유의하지 않았다.

또한 본 절에서는 국가 그룹별 패널 VAR 분석을 통해 여러 가지 국가별 특성에 따라 불확실성 충격의 영향이 어떻게 달라지는지를 분석하였다. 경제 정책 불확실성 충격에 대하여 상대적으로 정책 여력이 있는 선진국은 확장적인 통화 정책으로 대응하고, 이에 따라 단기적으로 자본유출이 크게 나타나는 경향이 있으나, 거시경제에 미치는 영향은 제한적인 것으로 나타났다. 정책 여력이 부족한 정부부채가 높은 국가는 경제 정책 불확실성 충격의 영향으로 생산이 위축되는 등 실물경제에 미치는 영향이 유의하게 나타났다. 한편 금융개방도가 높은 국가들은 경제 정책 불확실성 충격에 대하여 자본유출입에 미치는 영향이 상대적으로 크게 나타났으나, 그럼에도 실물경제에 미치는 영향은 제한적으로 나타났다.

제4장



대외충격과 경기안정화 정책

1. 연구 배경
2. 선행연구
3. 통합적 정책 모형
4. 모형 캘리브레이션
5. 정책 실험
6. 소결

1. 연구 배경

본 장에서는 대외충격의 파급 효과를 동태적일반균형모형(DSGE: Dynamic Stochastic General Equilibrium)을 통해 알아보고, 경기안정화 정책의 효과를 진단한다. 여기에서 경기안정화 정책의 분석은 (i) 통화 정책, (ii) 통화 정책과 외환시장개입 정책의 혼합, (iii) 통화 정책과 자본이동관리 정책의 혼합까지 총 세 가지 정책 조합으로 구성하였고, 이들의 경기변동 안정 효과를 비교·분석하였다.

분석을 위해 사용된 모형은 IMF에서 개발된 통합적 정책 체계이다. 개방거시경제에서는 자원 배분 실패를 야기하는 다양한 마찰적 요소들이 존재하는데, 기준 문헌들에서는 하나의 마찰요소에 집중하여 특정 정책 수단을 통해 경제 후생을 어느 수준까지 높일 수 있는가에 대해 집중했었다. 그러나 현실경제에서는 시장실패를 야기하는 다양한 마찰적 요소들이 혼재되어 나타난다. 그리고 정책 수립에 있어서도 재정 정책, 통화 정책, 거시건전성 정책, 자본이동관리 정책 등 다양한 정책들이 함께 실행되므로 이들을 통합적으로 분석할 수 있는 체계가 요구되며, 통합적 분석 틀을 통해서 각 마찰요소와 각 정책 수단 간의 상호 작용을 분석할 필요가 있다.

개방경제의 금융시장이 충분히 성숙하지 않은 경우 외국인 자본을 유치하여 국내투자를 활성화하고 경제성장을 도모하는 것은 신흥개발도상국을 중심으로 널리 사용되었던 성장 전략이다. 80년대 이후 세계화 추세에 따라 세계 각 국은 자본시장을 개방하였고 세계 여러 나라의 금융시장이 통합되어 국경간 자본유출입이 자유로워졌다. 외국인의 자본유입은 국내투자를 활성화하지만 동시에 위험회피(risk-off) 기제가 발동될 경우 투자자들이 자금을 급격히 회수하여 환율이 상승하면서 금융시장의 안정을 저해할 수 있다. 따라서 거시경제 안정을 위해 신흥개발도상국에서는 외환시장개입, 자본이동 관리, 거시건전성 정책 등으로 국경간 자본유출입을 통제해 왔는데, 주요 국제기구들은 그동안

이와 같은 자본이동규제 조치들이 최소화되어야 한다는 입장을 견지했으나 최근 OECD 및 IMF는 거시건전성 목적을 위한 자본이동관리 조치를 용인하는 방향으로 입장을 수정하였다.

2020년 3월 팬데믹 위기를 지나면서 공급된 막대한 유동성과 공급망 교란에 의한 수급 불균형, 이연소비 수요 등으로 인플레이션이 2021년 하반기부터 글로벌 이슈로 대두되었다. 이에 따라 미 연준을 중심으로 급격한 통화긴축이 단행되어 2022년 3월부터 2023년 7월까지 1년 4개월 만에 미국의 정책금리가 5%p 인상되었다. 이에 더하여 2022년 2월 발발한 러시아-우크라이나 사태로 인해 에너지, 식료품 비용이 치솟았고 위험회피 심리가 고조되면서 안전자산 콜림 현상으로 인해 강달러가 지속되고 주요국들의 환율이 상승했다. 또한 유례없는 고물가에 대처하기 위해 전 세계 거의 모든 중앙은행이 금리를 올리면서 글로벌 금융시장의 긴축기조가 심화되었다. 이러한 상황에서 한국과 같은 소규모 개방경제의 정책당국은 글로벌 긴축 사이클에 대응하여 경기변동의 폭을 줄이고 물가안정, 금융안정을 달성하기 위해 거시경제 정책을 어떻게 실행해야 하는지를 깊이 고민하고 있다.

기존의 먼델-플레밍(Mundell-Fleming) 모형에서 개방거시경제(open economy)에 대한 정책적 시사점은 폐쇄경제(closed economy)의 경우와 다르지 않았다. 즉 자유변동환율제하에서 환율이 외부충격에 효율적으로 반응하여 수출입과 국경간 자본유출입을 안정시키므로 거시 정책당국의 역할은 폐쇄경제와 마찬가지로 물가안정과 완전고용을 달성하는 데 국한되며, 외환시장에 개입할 필요가 없다는 입장이었다. 그러나 많은 국가의 사례에서 잘 나타나듯이 자유변동환율제로 국한된 대외경제 정책은 만족스러운 결과를 도출하지 못했다. 2022년 세계 금융긴축 사이클과 같이 글로벌 이자율이 증가하는 국면에서는 이른바 ‘긴축발작’이 자본유입의 급격한 중단(Sudden Stops)과 함께 발생할 경우 금융안정을 저해하고 나아가 외환위기 및 금융위기로 이어질 수 있다. 또한 글로벌 이자율 인상에 따라 환율이 상승하면 해외시장에서 외화표시

자국 상품의 상대 가격이 낮아져서 해외 수요가 진작되어 수출이 증가하는 경기의 확장 효과도 단기에서는 미미한 수준인 것으로 알려져 있다.

따라서 세계 각국의 정책당국은 전통적 정책 수단과 비전통적 정책 수단을 혼합하여 글로벌 금융 사이클에 대응하고 있으며, 전통적 수단인 정책금리를 조정하는 방식뿐만 아니라 환율 변동성을 제한하기 위한 외환시장개입 정책과 국경간 자본유출입을 관리하는 자본이동관리 정책을 함께 사용하고 있다. 본 장에서는 뉴케인지언 모형의 기본 가정인 가격경직성과 함께 유위험이자평형 (Uncovered Interest Parity) 조건에서 웨지(wedge)를 일으키는 외환시장 및 금융시장의 마찰적 요소를 적용하여 통화 정책과 외환시장개입 정책, 그리고 자본이동관리 정책의 경기안정화 효과를 진단한다.

2. 선행연구

1980년대 이후 자본자유화가 이뤄지면서 금융시장이 통합되고 국경간 자본 이동을 통해 경제성장에 필요한 자금을 해외에서 조달할 수 있게 되었으며 해외 선진기술의 국내 이전을 통해 국가 생산성을 높일 수 있는 계기가 마련되었다. 그러나 국내 자본시장이 해외에 개방되면서, 대외충격에 의한 자본유출입이 급격히 발생하는 경우 금융시장의 변동성이 높아지고 사태가 심각해지면 외환위기와 금융위기로까지 이어질 수 있는 위험이 상존하고 있다. 개방거시경제 모형의 근간이 된 먼델-플레밍 패러다임의 정책적 함의는 변동환율제하에서 환율의 자유로운 움직임이 외부충격을 흡수하는 역할을 하여 거시안정성을 유지한다는 것이다. IMF 및 OECD의 전통적 입장도 회원국 간의 자본자유화 규약에 따라 자본이동을 제한하는 규제는 최소화되어야 한다는 견해를 보인다. 그러나 2008년 글로벌 금융위기의 경험과 최근 경제이론의 발전에 따라 자유 변동환율제도만으로는 대외충격에 대해 충분한 대응을 할 수 없다는 의견이 중

론으로 대두되었고, 신흥 소규모 개방경제를 중심으로 실무에서는 통화 정책과 외환시장개입 정책, 자본이동관리 정책이 적절히 함께 사용되면서 거시금융안정을 모색하고 있다.

DSGE(동태적일반균형모형) 문헌에서는 현실경제의 마찰적 요소들을 한 번에 하나씩 분석하여 통화 정책, 재정 정책, 외환시장개입 정책, 거시건전성 정책, 자본이동관리 정책 중 특정한 한 가지 정책 개입에 대해 깊이 분석하는 것이 기존 연구의 전통적인 접근법이다. 그 이유는 두 가지 이상의 마찰적 요소가 모형에 존재할 경우 상호 작용이 복잡하여 메커니즘을 철저히 분석해 내기가 어렵기 때문이다. 그러나 최근 경제이론의 발전에 따라 IMF에서는 통합적 정책 체계를 통해 현실시장의 불완전성과 여러 마찰적 요소를 한 모형에 담아서 여러 가지 정책 수단을 동시에 분석하는 접근법을 발전시키고 있다.

Adrian, Gaspar, and Vitek(2022)은 중규모(medium-scale) 뉴캐인저언 DSGE 모형을 이용하여 재정 정책, 통화 정책, 외환시장개입 정책, 거시건전성 정책, 자본이동관리 정책의 총 다섯 가지 정책 조합을 활용하여 글로벌 금융사 이클에 대한 최적 대응 효과를 보았다. Adrian, Gaspar, and Vitek(2022)은 이 분산성(heteroskedasticity)을 포함한 선형 DSGE 모형을 사용하였고 규모가 비대칭적인 두 국가를 설정하였다. 또한 Adrian, Gaspar, and Vitek(2022)은 Christiano, Eichenbaum, and Evans(2005), Smets and Wouters(2003)을 따라 명목 및 실질가격경직성을 포함하여 통화 정책의 파급 효과와 후생 효과를 분석하였고, 재정 정책을 포함시키기 위해 정부지출과 신용계약식을 이용하여 실증적으로 합당한 재정승수를 모형화하였다. 한편 금융가속기제와 내생적 리스크를 모형화하기 위해 Adrian, Boyarchenko, and Giannone(2019)의 Value at Risk 메커니즘을 차용하였고, Gabaix and Maggiori(2015)의 연구를 통해 글로벌 은행 간 유위험이자평형 조건의 위치를 발생시켜 외환시장개입 정책의 경기안정화 효과를 살펴보았다. 마지막으로 자본이동관리 정책의 유효성을 위해 국경간 차입에 있어 국내 모기지와 해외 모기지, 그리고 기업부채를

불완전 대체 관계로 모형화하여 자본이동의 과세를 분석하였다. 즉 자본이동과 세는 국산품과 해외 생산품 간의 불완전 대체 관계를 이용하여 수입 관세를 분석하는 기준의 국제무역 모형 방식을 차용하였다. 주요 결과로부터 Adrian, Gaspar, and Vitek(2022)은 국제무역의 규모가 크고 금융시장의 개방도가 높을수록 외환시장개입 정책과 자본이동관리 정책을 더 적극적으로 사용해야 함을 보였고, 신용에 크게 제약이 없는 국가의 경우 통화 정책을 통해 물가안정과 고용안정을 달성할 수 있음을 시사하였다. 또한 거시건전성 정책과 자본이동관리 정책은 경기역행적인 방식으로 구현되어야 금융안정을 도모할 수 있음을 확인하였다.

Chen *et al.*(2023)과 Adrian *et al.*(2021)은 대규모 폐쇄경제 및 소규모 개방경제로 이루어진 2국가 모형을 통해 통화 정책, 외환시장개입 정책 그리고 자본이동관리 정책의 효과를 분석하고 베이지안 기법을 통해 각 소규모 개방경제 국가들에서 외환시장개입 정책과 자본이동관리 정책 준칙의 지속성과 크기를 추정하였다. 신흥국은 인플레이션에 대한 기대가 잘 안착되어 있지 않고 대외부채의 수준이 높으며, 환헤지의 한계로 인해 외환 리스크에 노출되어 있고 외환시장의 심도¹⁶⁾가 낮아서 정책적 딜레마를 종종 경험하게 된다. 해당 딜레마는 두 가지로 요약되는데 첫째, 외국인 자본이 유출될 때 통화 정책만으로는 환율안정과 금융안정을 달성할 수 없다는 것과 둘째, 급격한 자본유출이 진행되는 서든스톱 위기가 신흥국에서 심각한 강도로 더 자주 발생한다는 것이다. Ghosh, Ostry, and Qureshi(2017)의 연구에서는 신흥국이 이에 대응하여 해외자본유입에 대해 전통적 거시 정책 수단과 함께 비정형화된 수단을 자주 사용하는 것으로 조사되었다. 즉 신흥국의 중앙은행은 금리 정책과 더불어 자본유입의 30~40%에 해당하는 강도로 외환시장에 깊이 개입하는 것으로 나타

16) Basu *et al.*(2023)에 따르면 외환시장의 심도(FX market depth)는 다음의 의미를 갖는다. 외환시장의 깊이가 얕은 신흥국 시장에서는 글로벌 위험회피 성향(risk-off sentiment)의 변화에 따라 글로벌 투자자들에 의한 자본유출입의 변동이 크게 나타나는 반면, 외환시장의 깊이가 깊은 선진국 시장에서는 자본유출입의 변동이 작게 나타난다. 따라서 이는 환율 변동성의 크기와도 함께 연관된다.

났다. 재정 정책의 경우, 자본유입의 에피소드와 큰 관련성이 없이 중립적으로 수행되었는데 거시건전성 조치와 자본이동관리 정책은 자본유입 에피소드에 대해 긴축기조로 수행되어 유입 압력을 낮추는 방향으로 이루어졌다.

Adrian *et al.*(2021)은 외환시장에서 금융증개기관이 감수할 수 있는 위험 노출도의 한계점을 차용하여 유위험이자평형 조건에서 비효율적 위험 프리미엄의 움직임[Gabaix and Maggiori (2015)]을 모형에 적용하였다. 또한 기존 서든스톱 관련 문헌들¹⁷⁾로부터 경제위기 시에 대외부채의 한도가 구속되어 자산 가격이 폭락하는 메커니즘(Fisherian debt deflation)을 차용하여 신용 스프레드의 확장과 경상수지의 반전(current account reversal), 그리고 심각한 경기침체(deep contraction)를 구현하였다. Adrian *et al.*(2021)은 이와 같은 금융시장의 마찰적 요소들과 잘 안착되지 않은 인플레이션에 대한 시장기대가 신흥국의 경기변동 폭을 높이며, 외환시장개입 및 자본이동관리 정책이 통화 정책과 함께 효율적인 정책 수단으로 작동할 수 있음을 보였다.

Chen *et al.*(2023)은 5개 선진 소규모 개방경제와 12개 신흥 소규모 개방경제의 데이터를 사용하여 외환시장의 심도와 외환시장개입 정책의 활용도를 모형화하고 베이지안 기법을 통해 그 내용을 추정하였다. 그 결과 유위험이자평형 조건에서의 리스크 프리미엄이 선진국보다 신흥국에서 더 크게 나타났으며, 따라서 신흥국에서 외환시장의 심도가 더 얕게 나타나고 환율 변동성이 더 높아지는 것을 확인하였다. 인플레이션에 대한 기대도 신흥국에서 더 큰 변동성을 갖는 것으로 나타났고, 특정 신흥국의 경우 환율의 변동에 대해 체계적인 방식으로 외환시장개입 정책을 활용하여 대응하는 것으로 추정되었다.

본 장에서는 분석을 위해 Chen *et al.*(2023)과 Adrian *et al.*(2021)의 통합적 정책 체계를 차용하여 대외충격의 경기변동 파급 효과를 모사한다. 모형의 캘리브레이션은 Chen *et al.*(2023)의 베이지안 추정 결과로부터 신흥국과

17) 서든스톱에 대한 최근 연구는 Arellano and Mendoza(2002); Mendoza(2010); Bianchi(2011)를 포함한다.

선진국으로 구분하여 평균값을 할당하였다. 본 장의 연구는 2022년 3월부터 시작된 미 연준의 통화긴축을 중심으로 그 파급 효과를 알아보기 위해 해외금리 인상을 주된 대외총격으로 설정한 점에서 기존 논문과 차별성을 갖는다. 본 연구에서는 해외금리 인상의 국내 경기변동 파급 효과를 새로이 분석하였고 통화 정책, 외환시장개입 정책, 그리고 자본이동관리 정책의 안정화 효과를 신흥국과 선진국의 입장으로 구분하여 논의하였다. 마지막으로 한국의 GDP 대비 순대외자산 비율을 모형의 캘리브레이션에 적용하여 순대외채무국과 순대외채권국 간의 경기변동 차이점을 분석하고 정책적 시사점을 논의하였다.

3. 통합적 정책 모형 (Integrated Policy Framework)

본 분석에서는 Chen *et al.*(2023)의 모형을 사용하여 소규모 개방경제와 대규모 폐쇄경제의 두 개 국가로 구성된 세계경제를 상정한다. 소규모 개방경제는 국경간 인적·물적 자원의 이동에 제약이 없지만 전 세계 산출량 및 국제금리 수준에는 영향을 줄 수 없는 작은 규모의 경제이다. 소규모 경제와 대규모 경제를 나누는 기준은 GDP 수준과 인구 혹은 노동력의 크기이며, 각 국가는 다시 선진국(advanced economies)과 신흥국 및 개발도상국(emerging market and developing economies)으로 분류된다. 이에 대한 IMF의 분류기준¹⁸⁾은 주로 (i) 일인당 소득 수준, (ii) 수출 품목의 다각화 정도,¹⁹⁾ (iii) 국제금융 시스템으로의 통합 정도 등이며 이외의 다양한 요소들이 포함된다. 본 연구에서는 선진 소규모 개방경제 및 신흥 소규모 개방경제를 중심으로 대외 부

18) IMF, "How does the WEO categorize advanced versus emerging market and developing economies?"(검색일: 2023. 11. 1.).

19) GDP에서 석유의 생산 및 수출이 대부분을 차지하고, 수출 품목에 다른 공산품들이나 정보 서비스 품목들이 없는 산유국(oil exporters)들은 일인당 GDP가 높아도 선진국으로 분류되지 않는다.

문을 미국에 초점을 둔 뒤, 미국에서 발생한 국제금융시장의 외생충격이 소규모 개방경제에 미치는 영향과 이에 대한 정책 대응을 중심으로 분석을 진행한다. 이하에서는 소규모 개방경제를 자국(home)으로 대규모 폐쇄경제를 외국(foreign)으로 지칭하여 모형을 기술한다. 본 연구에서 사용한 통합적 정책 모형의 미시적 기초는 Adrian *et al.*(2021)에 자세히 기술되어 있다. 여기서는 Adrian *et al.*(2021)의 비선형 모형을 선형화(linearize)하고 그 결과를 중심으로 모형의 메커니즘과 시사점을 논의한다.

모형 변수들의 표현에 있어서 영문 소문자 변수들은 정상균형상태(steady-state equilibrium)로부터의 퍼센티지 편차값(percentage deviation)²⁰⁾을 나타내며, 영문 대문자 변수들은 해당 거시경제변수의 레벨값(level)을 나타낸다. 모든 변수는 시간을 나타내는 t 를 아래첨자로 가지며, 아래첨자 t 를 갖지 않는 변수들은 정상균형상태에서의 거시경제변수를 나타내거나 모수(parameter)를 지칭한다. 각 변수의 위첨자에 별표(*)가 표시될 경우, 해당 변수는 국내 경제변수가 아니라 외국경제 변수²¹⁾라는 의미이다.

가. 총수요 부문(Aggregate Demand)

자국(home) 경제의 자원제약식²²⁾은 정상균형(steady-state equilibrium)에서 산출량 대비 민간 소비와 공공정부지출이 차지하는 비중을 나타내는 모수들인 c_y 와 g_y 를 바탕으로 다음과 같이 나타난다.

20) 영문 소문자 거시경제변수 x_t 는 레벨 변수 X_t 및 정상균형상태 X 에 대해 $x_t = (X_t - X)/X \approx \log(X_t) - \log(X)$ 의 관계를 갖는다.

21) 예를 들어 자국 수출을 지칭하는 m_t^* 는 자국에서 생산된 재화 및 서비스에 대한 외국의 수요(foreign demand for domestically produced goods and services)를 의미하므로 위첨자에 별표를 표시한다. 반대로 수입 m_t 는 해외에서 생산된 재화 및 서비스에 대한 국내 수요(domestic demand for goods and services produced in foreign countries)이므로 위첨자에 별표를 표시하지 않는다.
 22) 본 모형에서는 물적자본의 공급이 고정(fixed supply)되어 있다고 가정한다. 따라서 방정식 4-1에서 투자지출 항목이 나타나지 않는다.

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

여기서 c_y 는 정상균형에서의 소비(C)와 산출(Y) 간 비율 $c_y = C/Y$ 을 나타내며 정상균형에서 수출(M^*)과 수입(M)이 일치한다는 가정하에 산출 대비 공공지출의 비율 g_y 는 $g_y = 1 - c_y$ 의 관계를 만족한다. 산출 대비 수입의 비율 m_y 는 $m_y = M/Y = M^*/Y$ 의 관계에 있다. [식 4-1]에서 y_t 는 정상균형 산출량 대비 실제 산출량의 퍼센티지 차이인 산출 겹(output gap)을 나타내며, 마찬가지로 c_t , g_t , m_t^* , m_t 들도 정상균형상태 대비 실제값의 퍼센티지 편차로서 각각 소비(absorption), 공공지출(government expenditure), 수출(export), 수입(import)을 지칭한다. 이때 국내 이자율이 증가하면 소비와 저축의 시점 간 최적자원배분(intertemporal optimal resource allocation)에 따라 저축이 증가하고 소비(c_t)가 감소하므로 [식 4-1]은 뉴케인지언 모형의 동태적 IS 방정식(dynamic IS curve)을 의미한다.

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

[식 4-2]는 소비의 수요를 결정하는 오일러 방정식(Euler equation)을 나타내고 $r_{b,t}$ ²³⁾는 단기시장실질금리를 표시한다. δ_c 는 Gabaix(2020)에서 제시된 경제주체의 근시안적 행태를 모사하는 할인 인자로서, 기존 뉴케인지언 모형에서 미래통화 정책에 대한 포워드 가이던스의 효과가 과추정되는 한계점을 보정하는 역할을 한다. 소비의 한계효용 $\lambda_{c,t}$ 는 소비습관의 지속성과 외생소비충격에 따라 다음과 같이 결정된다.

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

23) 단기시장실질금리 $r_{b,t}$ 는 단기시장명목금리 $i_{b,t}$ 에서 소비자물가 인플레이션의 기대치 $E_t [\pi_{c,t+1}]$ 를 제한 값이며, 단기시장명목금리 $i_{b,t}$ 는 정책금리 i_t 와 위험 프리미엄 ψ_t 의 합이다.

σ 는 상대위험회피계수(relative risk aversion coefficient)이며 κ_c 는 과거 소비습관의 지속도를 결정하는 모수이다. $v_{c,t}$ ²⁴⁾는 현재 소비에 대한 양의 수요 충격을 나타내는 AR(1) 프로세스이다. [식 4-2]를 포워드 전개(forward expansion)로 반복하면 소비의 한계효용 $\lambda_{c,t}$ 가 장기시장실질금리 $r_{b,t}^L$ 과 같아짐을 다음과 같이 확인할 수 있다.

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

국산 재화 및 서비스에 대한 해외 수요를 모형화하는 데 있어서는 Christiano, Trabandt, and Walentin(2011)을 따라 수출품 1단위의 생산에 국산 중간재뿐만 아니라 수입 중간재가 함께 투입²⁵⁾된다고 가정한다. 따라서 국산품에 대한 해외 수요인 수출(export demand) m_t^* 는 다음의 관계식을 갖는다.

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

ω_x 는 수출품의 생산에서 수입 중간재가 차지하는 비중이다. 수출품 생산을 위한 국산 중간재²⁶⁾ 수요 $m_{d,t}^*$ 및 수입 중간재 수요 $m_{m,t}^*$ 는 외국경제의 총수요 (y_t^*)와 국내외 상대 가격을 따라서 다음과 같이 결정된다.

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

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

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

25) 이 가정은 소규모 개방경제 모형이 국가별 수입과 수출 데이터의 변동성을 잘 모사하는 데 필요하다.

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

$\gamma_t^{x,*}$ 는 해외소비자물가 대비 국산 수출품의 가격이며 이 상대 가격이 높을수록 국산 수출품의 가격경쟁력이 하락하여 해외 수요는 감소한다. $\gamma_t^{m,d}$ 는 국산 중간재 가격 대비 수입 중간재의 가격이며 이 상대 가격이 높을수록 국산 중간재의 수요는 증가하고 수입 중간재의 수요는 감소한다. 모수 η_x 는 수출품 수요의 중간재 가격 변화에 따른 탄력성을 지칭하며 $v_{m,t}^{*}$ ²⁷⁾는 수출 수요에 대한 양의 충격을 나타내는 AR(1) 프로세스이다.

총수입 m_t 는 대외경제의 수출 수요 m_t^* 에 대한 [식 4-5]와 대칭적으로 표현되며, 국내 소비를 위한 수입 소비재 수요 $m_{c,t}$ 와 수입 중간재 수요 $m_{m,t}^*$ 로 다음과 같이 구성된다.

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

이때 국내 소비를 위한 수입 소비재 수요 $m_{c,t}$ 는 다음과 같이 총소비 c_t 에 따라 증가하고, 국내 소비자물가 대비 수입품의 상대 가격 $\gamma_t^{m,c}$ ²⁸⁾에 따라 감소한다.

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

수입 소비재 수요에서는 공공정부지출에서 수입품의 소비가 거의 나타나지 않는다고 가정했으며, 모수 η_m 은 수입 소비재 수요의 수입 가격 변화에 따른 탄력도를 나타낸다. $v_{m,t}$ ²⁹⁾는 수입 소비재 수요에 대한 양의 충격을 나타내는 AR(1) 프로세스이다.

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

28) 국내 소비자물가 대비 수입품의 상대 가격 $\gamma_t^{m,c}$ 는 $\gamma_t^{m,c} = \gamma_t^{m,d} - \gamma_t^{c,d} = (1 - \omega_c)\gamma_t^{m,d}$ 의 관계식을 만족한다. 이때 ω_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 수입 중간재를 제외한 수입 최종소비재의 비중을 나타낸다.

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

나. 총공급 부문(Aggregate Supply)

총공급 부문에서 국내 생산 제품의 가격을 결정하는 뉴케인지언 필립스 곡선은 다음과 같이 도출된다.

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

π_t 는 생산자물가 인플레이션을 지칭하며 ι_p 는 기업의 가격 결정에서 과거 인플레이션 수준에 인덱세이션(indexation)하는 정도를 나타낸다. 한계비용 $m c_t$ 는 생산재 기준 실질임금³⁰⁾ $\zeta_{p,t}$ 에 따라 증가하고 노동의 한계생산성 mpl_t 에 따라 감소하는데, 콥더글라스 생산함수를 상정하여 다음과 같이 결정된다.

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

모수 α 는 콥더글라스 생산함수에서 물적자본(physical capital)의 비중을 나타내고 노동의 한계생산성은 $mpl_t = -(\alpha/(1-\alpha))y_t$ 의 관계를 만족한다. 필립스 곡선의 기울기를 나타내는 κ_p 는 생산자 가격 경직성의 평균 드레이션을 나타내는 모수 ξ_p 에 따라 $\kappa_p = (1 - \xi_p)(1 - \beta \xi_p)/\xi_p$ 로 결정된다. $v_{\pi,t}$ ³¹⁾는 국내 공급의 비용상승충격을 나타내는 AR(1) 프로세스이다.

노동 공급 부문에서는 소비에 대한 여가(leisure)의 한계대체율인 mrs_t 를 통해 1시간 추가 노동의 한계비용을 소비재 단위로 나타내면 다음과 같이 표현된다.

30) 생산재 기준 실질임금(production-based real wage) $\zeta_{p,t}$ 는 국산품 단위 실질임금을 의미한다. 반면 소비재 기준 실질임금(consumption-based real wage) $\zeta_{c,t}$ 는 소비재 단위 실질임금을 의미하며, 소비재는 국산품과 수입품으로 구성된다.

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

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

생산함수는 $y_t = (1-\alpha)n_t^{32}$ 이므로 mrs_t 는 노동 공급 n_t 에 따라 증가하고 소비의 한계효용 $\lambda_{c,t}$ 에 따라 감소한다. $1/\chi$ 는 Frisch 노동공급탄력도를 나타낸다. 명목임금상승률은 Erceg, Henderson, and Levin(2000)을 따라서 다음의 임금 필립스 곡선에 의해 결정된다.

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

명목임금상승률 $\pi_{w,t}$ 는 노동의 실질한계비용 mrs_t 와 소비재 기준 실질임금 (consumption-based real wage) $\zeta_{c,t}$ 간의 차이에 따라 증가한다. 또한 명목 임금의 인덱세이션 $\tilde{\pi}_{w,t}$ 는 명목임금상승률 $\pi_{w,t}$ 와 평균소비자물가 인플레이션 $\pi_{L,t}$ 의 가중평균으로 다음과 같이 결정된다.

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

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

[식 4-15]에서 Δs_t 는 명목환율상승률³²⁾이며, 증가하는 방향이 자국 화폐 가치의 평가 절하를 의미한다. 평균소비자물가 인플레이션 $\pi_{L,t}$ 는 과거 인플레이션과 수입품 가격에 대한 환율전가의 가중평균으로 나타난다. 임금 필립스 곡선의 기울기 κ_w 는 $\kappa_w = (1 - \xi_w)(1 - \beta\xi_w)\phi_w/\xi_w/(1 + \chi)/(1 + \phi_w)$ 로 정의되며, 여

32) 본 모형에서는 생산성(TFP) 충격이 없고 물적자본의 공급이 고정(fixed supply)되어 있다고 가정한다. n_t 는 t 기에서 생산요소로서의 노동투입량을 지칭한다.

33) 명목환율상승률 Δs_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.

기서 ξ_w 는 임금경직성의 드레이션을 결정하는 모수이고, ϕ_w 는 노동조합의 시장지배력에 의한 임금 마크업(wage markup)을 나타내는 모수이다. $v_{w,t}$ ³⁴⁾는 임금상승충격을 나타내는 AR(1) 프로세스이다.

수입·수출 부문에서는 일률일가의 법칙이 성립하지 않고 수입 가격 및 수출 가격 모두 가격경직성을 갖는다. 수입물가상승률 $\pi_{m,t}$ 와 수출물가상승률 $\pi_{x,t}$ 는 다음의 필립스 곡선을 따라 결정된다.

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

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

ι_m 과 ι_x 는 각각 수입품과 수출품의 가격 결정에서 과거 물가상승률 수준에 인데세 이션하는 정도를 나타낸다. 수출입 필립스 곡선의 기울기인 κ_m 과 κ_x 는 $\kappa_m = (1 - \xi_m)(1 - \beta \xi_m)/\xi_m / (1 + \phi_m \epsilon_m)$ 및 $\kappa_x = (1 - \xi_x)(1 - \beta \xi_x)/\xi_x / (1 + \phi_x \epsilon_x)$ 의 관계식을 만족한다. ξ_m 과 ξ_x 는 각각 수입·수출 가격경직성의 드레이션을 결정하는 모수들이고 ϕ_m 과 ϕ_x 는 수입·수출기업들의 가격 마크업(price markup)을 결정하며 ϵ_m 과 ϵ_x 는 수입·수출 최종재를 정의하는 Kimball 집계함수(aggregator)의 곡선(curvature) 모수를 나타낸다. $v_{m,t}$ ³⁵⁾는 수입비용상승충격을 나타내는 AR(1) 프로세스이다.

국산품과 수입품의 가격 수준을 반영하는 소비자물가 인플레이션 $\pi_{c,t}$ 는 대표 소비구성품(consumption basket)에서 수입품의 비중을 나타내는 ω_c 를 통해 $\pi_{c,t} = (1 - \omega_c)\pi_t + \omega_c \pi_{m,t}$ 로 표현되고, 수입·수출품들의 한계비용은 각각 $m c_{m,t} = q_{p,t} - \gamma_t^{m,d}$ 와 $m c_{x,t} = -q_{p,t} - \gamma_t^{x,*} + \omega_x \gamma_t^{m,d}$ 로 나타난다. 이때 $q_{p,t}$ 는 생산재 기준 실질환율³⁶⁾을 의미한다.

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

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

36) 소비재 기준 실질환율 $q_{c,t}$ 는 생산재 기준 실질환율과 국산품 대비 수입품의 상대 가격을 이용하여

해외소비자물가 대비 국산 수출품의 상대 가격 $\gamma_t^{x,*}$ 와 국산품 가격 대비 수입품의 상대 가격 $\gamma_t^{m,d}$ 는 각각 $\gamma_t^{x,*} = \gamma_{t-1}^{x,*} + \pi_{x,t} - \pi_t^*$ 및 $\gamma_t^{m,d} = \gamma_{t-1}^{m,d} + \pi_{m,t} - \pi_t$ 로 표현되며, 생산자 및 소비자 기준 실질임금은 각각 $\zeta_{p,t} = \zeta_{p,t-1} + \pi_{w,t} - \pi_t$ 와 $\zeta_{c,t} = \zeta_{p,t} - \omega_c \gamma_t^{m,d}$ 로 결정된다. 수입·수출에 따른 명목무역수지는 $ntb_t = m_y(m_t^* - m_t + \gamma_t^{x,*})$ 로 나타나며, 실질무역수지는 $tb_t = m_y(m_t^* - m_t)$ 로 도출된다.

다. 국제금융시장(International Financial Market)

국제금융시장은 불완전(incomplete)하고 분절(segmented)되어 있으며, Gabaix and Maggiori(2015)의 연구에서 밝혔듯이 외환시장에서 마찰적 요소인 도덕적 해이(moral hazard) 문제가 존재한다. 즉 유위험금리평형(UIP: Uncovered Interest Parity) 방정식에서 금융대리인 마찰(financiers' agency friction)로 인한 웨지가 추가되는데, 생산재 기준 실질환율 및 대내외 실질금리차 간의 관계식에서 금융중개기관의 포지션 $b_{F,t}$ 에 의한 효과가 UIP 방정식에 다음과 같이 포함된다.

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

r 과 r^* 는 정상균형에서의 국내외 단기실질이자율을 지칭한다. 실질환율 $q_{p,t}$ 는 국내실질금리 대비 해외실질금리가 증가할수록 상승하고 금융중개기관이 운용하는 펀드가 많을수록 상승하며, 자본유입과세(capital inflow tax) 수준 $\tau_{F,t}$ 가 높을수록 상승한다. 이때 금융대리인 마찰에 의한 웨지(wedge)

$q_{c,t} = q_{p,t} - \omega_c \gamma_t^{m,d}$ 으로 도출된다.

인 $I((1+r)/(1+r^*)) (b_{F,t} + b_F(i_t - E_t[\pi_{t+1}]))$ 의 영향은 외환시장의 심도(FX market depth)를 반영하는 모수 I 가 클수록(외환시장의 깊이가 얕을수록) 더 유의해지며, 유위험금리평형(UIP) 조건이 성립하지 않는 주요 원인이 된다. 그리고 외환시장의 심도가 얕을수록 금융중개기관의 펀드 포지션 크기가 실질환율에 영향을 주게 되는데, 이는 외환시장개입(FXI)의 효과가 더 크게 나타난다는 의미이다. Gabaix(2020) 할인 인자 δ_c 는 실질환율의 움직임에서 대내외금리격차 대비 기대실질환율의 효과가 작게 나타나도록 조정하는 역할을 한다.

유위험금리평형 조건과 함께 국제금융시장에서의 일반균형 조건은 다음의 금융시장 포지션 청산 조건이다.

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

자국(home) 경제의 순대외자산 B_t 는 자국 화폐단위 기준으로 표시되며, 금융중개기관의 채무 포지션($-B_{F,t}$), 포트폴리오 투자기관의 자본유입($-B_{P,t}$), 그리고 통화당국의 외환보유($B_{M,t}$)로 구성된다. 각 포지션을 명목 GDP 비율로 나타내고 일반균형 조건을 결합하여 선형화하면 명목 GDP 대비 순대외자산 b_t 에 대한 동태방정식이 다음과 같이 도출된다.

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

정상균형에서의 국내 단기 총명목실효이자율은 $I^{eff} = (1-\omega)I + \omega I^* \Delta s$ 로 정의되며, I 와 I^* 는 정상균형에서의 국내외 단기 총명목이자율을 지칭한다. 모수 ω 는 금융중개기관과 포트폴리오 투자기관에 대한 내국인 지분(ownership)

비중을 나타내며, 모든 예금취급기관(bank)은 내국인 소유라고 가정한다. 순 대외자산의 선형동태방정식은 (i) 부채 서비스 비용, (ii) 외환보유 및 외환시장 개입 비용, (iii) 자본이동계약 비용, 그리고 (iv) 무역수지로 구성된다.

금융 포지션 청산 조건 [식 4-19]를 금융중개기관의 명목 GDP 대비 채권 포지션으로 나타내고 선형화하면 다음의 관계식을 만족한다.

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

이때 포트폴리오 투자기관에 의한 자본유출 포지션 $\tilde{b}_{p,t}$ ³⁷⁾는 AR(1) 프로세스를 따르는 외생충격으로 정의한다.

라. 통화재정 정책(Monetary and Fiscal Policy)

통화 정책에 대한 많은 실증 분석 문헌들을 바탕으로 중앙은행의 정책금리 결정식은 다음과 같은 테일러 준칙³⁸⁾을 따른다고 가정한다.

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

γ_i 는 이자율 평탄화(interest rate smoothing) 모수이며 γ_π , γ_y , $\gamma_{\Delta y}$ 는 각각 인플레이션, 산출 캡, 전기 대비 산출량 변화에 대한 정책금리의 민감도를 나타낸다. $\bar{\pi}_{c,t+4}$ 는 향후 4분기 동안의 평균기대소비자물가 인플레이션을 의미하며 $\bar{\pi}_{c,t+4} \equiv (1/4) E_t [\pi_{c,t+1} + \pi_{c,t+2} + \pi_{c,t+3} + \pi_{c,t+4}]$ 로 정의된다. $v_{i,t}$ ³⁹⁾는 통화정책충격을 나타내는 AR(1) 프로세스이다. 단기시장명목금리 $i_{b,t}$ 는 정책금리

37) $\tilde{b}_{p,t} = \rho_{b_p} \tilde{b}_{p,t-1} + \sigma_{b_p} \epsilon_{b_p,t}$, where $\epsilon_{b_p,t} \sim N(0,1)$

38) [식 4-22]의 y_t 는 정상균형으로부터의 편차로서 경제충격이 없고 노동과 자본이 효율적으로 사용된 균제상태 산출과의 차이를 나타내므로 산출 캡을 의미한다. 또한 [식 4-22]에 산출 변화량도 포함되어 있는데, 산출 캡뿐만 아니라 산출이 전기 대비 얼마나 크게 변화하였는지도 정책금리의 결정에 반영된다고 가정한 것이다.

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

와 위험 프리미엄의 합인 $i_{b,t} = i_t + \psi_t$ 으로 결정되며, 위험 프리미엄 ψ_t ⁴⁰⁾는 AR(1) 프로세스를 따르는 외생충격으로 나타난다.

본 분석에서는 외환시장개입 정책 fx_t 를 중앙은행의 전기 대비 외환보유증가량으로 정의한다. 즉 t 기에서 중앙은행의 외환보유량 $b_{M,t}$ 는 전기 보유량과 당기 외환시장개입량 fx_t 의 합인 $b_{M,t} = b_{M,t-1} + fx_t$ 로 나타난다. 외환보유량 $b_{M,t}$ 의 증가는 [식 4-21]을 따라 금융기관이 증개해야 하는 펀드 $b_{F,t}$ 를 증가시키고, 이는 [식 4-18]에 의해 UIP 위험 프리미엄⁴¹⁾을 높여 내외금리차가 상승하거나 실질환율이 증가한다. 즉 포트폴리오 투자자들이 국내 펀드를 청산하여 자국 통화를 팔아 외화를 회수하고 있다면($b_{p,t} < 0$), 통화당국은 보유한 외화를 팔아서($fx_t < 0$) 환율의 상승 압력을 줄이고 화폐가치를 유지할 수 있다. 통화당국의 외환시장개입 준칙은 다음과 같이 외환보유량의 오차수정항과 명목환율상승률에 따라 결정된다고 가정한다.

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

즉 통화당국은 명목환율이 상승하면 적극적으로 외환시장에 개입하여 외환보유량 $b_{M,t}$ 를 줄여서 금융증개기관의 펀드 $b_{F,t}$ 를 감소시키고, 이는 UIP 위험 프리미엄의 감소로 이어져서 환율의 상방 압력이 제한된다. 그리고 외환시장개입 fx_t 에 따른 환율방어 효과는 [식 4-18]에 따라 외환시장의 심도가 얇을수록 (모수 I 가 클수록) 더 큰 효과를 갖게 된다. 외생충격 $\epsilon_{fx,t}$ ⁴²⁾는 통화당국의 외환시장에 대한 재량적 개입을 나타낸다.

자본이동 관리를 위한 자본유입과세 $\tau_{F,t}$ 는 UIP 조건에서 환율의 상승 압력

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

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

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

을 제한하는 역할로서 $\tau_{F,t} = -[\gamma_r/(1-\gamma_r)] \Delta s_t + \rho_{\tau_F} \tau_{F,t-1} + \sigma_{\tau_F} \epsilon_{\tau_F,t}$ 로 결정되며, 모수 γ_r 는 자본유입과세의 환율 상승에 대한 민감도를 반영한다. [식 4-1]의 IS 곡선에서 공공정부지출 g_t ⁴³⁾은 AR(1) 프로세스를 따르는 외생충격으로 정의 하며, 정상균형에서의 정부지출은 노동소득세를 통해 충당된다.

마. 해외경제(The Foreign Economy)

자국(home) 경제는 해외경제와 수출입 교역을 하지만, 그 규모가 해외경제의 내수 규모에 비해 매우 작은 소규모라고 가정한다. 따라서 해외경제를 기술하는 일반균형은 앞선 [식 4-1]부터 [식 4-23]의 수식들을 폐쇄경제 유형으로 단순화한 모형이 된다. 먼저 해외경제의 자원제약식은 [식 4-1]에서 대외변수인 순수출이 다음과 같이 사라진다.

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

해외경제의 공공정부지출 g_t^* ⁴⁴⁾도 AR(1) 프로세스를 따르는 외생충격으로 정의하였다. 동태적 IS 방정식과 소비의 한계효용은 [식 4-2]와 [식 4-3]에 대해 대칭적인 구조로서 다음과 같이 정의된다.

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

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

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

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

여기서 해외실질금리 r_t^* 는 해외명목금리 i_t^* 에서 해외기대 인플레이션 $E_t[\pi_{t+1}^*]$ 를 제한 값으로 정의된다. $v_{c,t}^*$ 45)는 현재 소비에 대한 양의 수요충격을 나타내는 AR(1) 프로세스이다. 해외 부문의 총공급은 다음의 생산자물가 필립스 곡선과 임금 필립스 곡선의 두 가지 방정식으로 결정된다.

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

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

이때 실질임금 ζ_t^* 은 $\zeta_t^* = \zeta_{t-1}^* + \pi_{w,t}^* - \pi_t^*$ 의 관계를 만족한다. $v_{\pi,t}^*$ 46)와 $v_{w,t}^*$ 47)는 각각 비용상승충격과 임금상승충격을 나타내는 AR(1) 프로세스들이다. 해외통화 정책당국은 다음의 테일러 준칙을 따라서 정책금리를 결정한다.

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

$v_{i,t}^*$ 48)는 해외통화 정책충격을 나타내는 AR(1) 프로세스이다.

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

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

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

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

4. 모형 캘리브레이션(Calibration)

본 연구에서는 소규모 개방경제에 대한 대외충격의 파급 효과를 분석하고 통화 정책, 외환시장개입 정책, 그리고 자본이동관리 정책의 경기안정화 효과를 분석하기 위해 모형의 캘리브레이션을 진행한다. 해외경제 부문(foreign economy)은 미국경제를 기준으로 삼고, 자국경제(home economy)는 신흥 소규모 개방경제(emerging market small-open economy)인 경우와 선진 소규모 개방경제(advanced small-open economy)인 경우의 두 국가 집단으로 나누어 각각 경기안정화 정책 효과를 진단하였다.

[표 4-1]은 자국경제가 신흥국인 경우와 선진국인 경우로 나누어 각 모수가 취하는 값을 보여주는데, 해외경제의 경우 미국 데이터를 기준으로 모수들의 값을 설정하였다. 캘리브레이션은 Chen *et al.*(2023)의 베이지안 추정 결과를 바탕으로 진행하였다. Chen *et al.*(2023)은 브라질, 칠레, 콜롬비아, 인도네시아, 카자흐스탄, 멕시코, 말레이시아, 페루, 필리핀, 태국, 튜르키예, 남아프리카공화국까지 총 12개 신흥 소규모 개방경제 데이터를 통해 각 국가별로 모수를 추정하였는데, [표 4-1]의 신흥국 경제에 대한 모수값은 국가별 12개 추정량의 평균값이다. 또한 Chen *et al.*(2023)은 호주, 캐나다, 노르웨이, 뉴질랜드, 스웨덴의 총 5개 선진 소규모 개방경제 데이터를 통해 국가별로 모수를 추정하였으며, [표 4-1]에서는 이들 5개 선진 소규모 개방경제에 대한 추정량들의 평균을 각 모수별로 할당하였다. 캘리브레이션의 시간 단위는 분기(quarter)이며, [표 4-1]에서 소수점 셋째 자리 이하까지 표기된 모수들은 Chen *et al.*(2023)의 분석에서 베이지안 기법을 통해 추정된 결과이고, 소수점 둘째 자리 이상으로 표기된 모수들은 기존 문헌들에서 널리 알려진 값으로 적합성을 얻은 결과이다.

표 4-1. 신흥국 및 선진국 경제 모형에 사용된 모수의 캘리브레이션

모수 (parameter)	모수의 역할 (description)	신흥국	선진국	해외경제 (미국 기준)
β	가계의 주관적 할인 인자	0.9943	0.9975	0.9987
σ	상대위험회피계수	1	1	1
χ	Frisch 노동공급 탄력도의 역수	2	2	2
π	정상균형 생산자물가 인플레이션(연율, %)	3.375	2.1	2
r	정상균형 단기실질이자율(연율, %)	2.291	1.0	0.5
i	정상균형 단기명목이자율(연율, %)	5.666	3.1	2.5
g_y	정상균형 GDP 대비 정부지출	0.122	0.224	0.216
α	생산함수에서 물적자본요소의 비중	0.3	0.3	0.3
ϕ_w	노동시장 임금 마크업	1/3	1/3	1/3
ϕ_m, ϕ_x	수입수출시장 가격 마크업	1	1/2	-
ϵ_m, ϵ_x	수입수출시장 Kimball 총산출 곡선 모수	50	50	-
η_m	수입의 가격 변화에 대한 탄력성	0.8	0.8	-
η_x	수출의 가격 변화에 대한 탄력성	0.8	0.8	-
ω_x	수출품 생산의 수입 중간재 비중	0.203	0.190	-
m_y	산출 대비 수입 비중	0.331	0.311	-
ω	내국인의 금융투자기관 지분율	0.8	0.8	-
b	정상균형에서 연간 GDP 대비 순대외자산	-0.253	0	-
b_M	GDP 대비 외환보유액의 비중	0.758	0.320	-

표 4-1. 계속

모수 (parameter)	모수의 역할 (description)	신흥국	선진국	해외경제 (미국 기준)
Γ	외환시장 깊이(depth) 측도	0.031	0.020	-
δ_c	Gabaix(2020) 할인 인자	0.974	0.970	0.980
χ_c	소비습관 지속성 모수	0.370	0.230	0.197
ξ_m	수입품 가격의 Calvo 모수	0.774	0.852	-
ξ_x	수출품 가격의 Calvo 모수	0.850	0.888	-
ξ_p	국산품 가격의 Calvo 모수	0.921	0.836	0.948
ξ_w	임금의 Calvo 모수	0.721	0.790	0.806
ι_m	수입품 가격의 인덱세이션 모수	0.735	0.728	-
ι_x	수출품 가격의 인덱세이션 모수	0.660	0.786	-
ι_p	국산품 가격의 인덱세이션 모수	0.483	0.544	0.740
ι_w	임금의 인덱세이션 모수	0.568	0.364	0.095
ν	환율에 대한 임금 변화의 민감도	0.046	0.006	-
γ_π	인플레이션에 대한 이자율의 민감도	0.616	1.106	0.488
γ_y	산출 갭에 대한 이자율의 민감도	0.091	0.098	0.190
$\gamma_{\Delta y}$	산출증가량에 대한 이자율의 민감도	0	0	0.050
γ_i	이자율 평탄화 모수	0.824	0.846	0.918
ρ_{fx}	외환시장개입 준칙의 지속성 모수	0.452	0.254	-
ρ_{b_M}	외환시장개입 준칙의 오차수정 모수	0.015	0.040	-
γ_{fx}	환율에 대한 외환시장개입 준칙의 민감도	0.449	0.132	-
γ_τ	환율에 대한 자본유입과세의 민감도	0	0	-
ρ_{τ_F}	자본유입과세의 지속성 모수	0.9	0.9	-
σ_i	정책금리충격의 크기	0.167	0.078	0.111
σ_{fx}	외환시장개입충격의 크기	6.001	2.010	-

표 4-1. 계속

모수 (parameter)	모수의 역할 (description)	신흥국	선진국	해외경제 (미국 기준)
ρ_c	소비수요충격의 지속성 모수	0.910	0.944	0.892
ρ_g	정부지출충격의 지속성 모수	0.854	0.918	0.967
ρ_m^*	수출수요충격의 지속성 모수	0.862	0.932	-
ρ_m	수입수요충격의 지속성 모수	0.801	0.806	-
ρ_{π_m}	수입품 가격 마크업 충격의 지속성 모수	0	0	-
ρ_π	국내 생산 가격 마크업 충격의 지속성 모수	0	0	0
ρ_w	임금 마크업 충격의 지속성 모수	0	0	0
ρ_ψ	시장금리 위험 프리미엄 충격의 지속성 모수	0.755	0.834	-
ρ_{b_p}	외환시장 위험 프리미엄 충격의 지속성 모수	0.910	0.906	-
ρ_i	정책금리충격의 지속성 모수	0	0	0
σ_c	소비수요충격의 크기	3.546	2.498	2.320
σ_g	정부지출충격의 크기	3.314	1.032	0.764
σ_m^*	수출수요충격의 크기	30.029	17.064	-
σ_m	수입수요충격의 크기	4.945	3.224	-
σ_{π_m}	수입품 가격 마크업 충격의 크기	0.515	0.550	-
σ_π	국내 생산 가격 마크업 충격의 크기	0.504	0.416	0.211
σ_ω	임금 마크업 충격의 크기	1.864	0.712	1.012
σ_ψ	시장금리 위험 프리미엄 충격의 크기	1.320	0.482	-
σ_{b_p}	외환시장 위험 프리미엄 충격의 크기	0.824	0.786	-

주: '-' 표시는 해당 사항 없음을 의미함.

자료: Chen et al.(2023)을 바탕으로 조정하여 저자 작성.

가계의 주관적 할인 인자 β 는 정상균형에서 신흥국의 경우 실질이자율⁴⁹⁾이 연 2.29%로 나타나고, 선진국의 경우 연 1%로 나타나도록 값이 할당되었다. 신

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

홍국의 인플레이션은 연 3.37%로 조절하였고, 선진국의 경우 연 2.1%로 할당하였다. 모형의 해외 부문은 미국경제에 맞추어 연 2%의 인플레이션과 연 0.5%의 실질이자율을 가정하고 가계의 할인 인자를 0.9987로 설정하였다.

신흥국, 선진국 그리고 해외의 모든 경제 부문에는 공통으로 다음과 같은 모수값들이 사용되었다. 가계의 효용함수(utility function)는 시간 간 대체탄력도(intertemporal elasticity of substitution)를 나타내는 모수 σ 에 1을 할당하여 소비에 대해 로그함수를 설정하였다. 이는 실질이자율이 증가할 때, 당기 총소득에서 현재소비와 미래소비를 위한 저축 사이의 대체율을 나타낸다. 콤더글라스(Cobb-Douglas) 생산함수를 통한 물적자본의 소득분배율 α 는 기존 문헌에서 자주 사용되는 0.3으로 할당하였으며, 임금 변화에 따른 노동 공급의 대체탄력도를 나타내는 프리쉬(Frisch) 탄력계수는 $1/\chi = 0.5$ 로 조정하였다. 노동시장에서의 임금 마크업은 $\phi_w = 1/3$ 을 할당하였고, 수출입시장에서 소매 부문의 가격 마크업은 신흥국의 경우 $\phi_m = \phi_x = 1$ 을, 선진국의 경우 $1/2$ 을 할당하였다. 이때 수출입 상품들의 총공급 곡선의 기울기를 결정하는 킴볼(Kimball) 모수는 모두 $\epsilon_m = \epsilon_x = 50$ 으로 설정하였고, 가격 변화에 대한 수출입 탄력도는 모두 $\eta_m = \eta_x = 0.8$ 로 조정하였다. 금융기관의 수익 분배에 있어서 내국인의 지분율은 $\omega = 0.8$ 인데, 이는 대내외금리와 환율을 고려한 국내실효금리⁵⁰⁾를 결정하고, 따라서 순대외자산에서 해외투자의 수익률을 결정한다. 정상균형에서 연간 GDP 대비 순대외자산의 비율은 신흥국의 경우 -25.3%로 조정하였는데, 이는 연간 GDP 대비 순대외부채의 수준이 25.3%임을 나타내며, 선진국의 경우 정상균형에서 대외자산과 대외부채가 같다고 가정하였다.

나머지 모수들은 Chen et al.(2023)에서 베이지안 기법으로 추정된 값의 평균이다. 외환시장의 심도 I 는 시장의 투자심리(market sentiment) 변화에 의

50) 실효명목금리 \tilde{I} 는 $\tilde{I} = (1 - \omega)I + \omega I^* \Delta s$ 로서 국내명목금리와 해외투자명목수익률을 ω 의 가중치로 합산한 값이다.

해 자국통화표시 채권 가격이 얼마나 크게 변화하는지에 대해 나타내는 모수이다. 외국인 투자자들은 자국통화표시 채권에 대해 외환위험을 고려하여 외국통화표시 채권보다 더 큰 프리미엄⁵¹⁾을 요구하는데, 외환시장의 심도가 얕을수록 (즉 Γ 가 클수록) 프리미엄이 증가하여 유위험금리평형(Uncovered Interest Parity) 조건의 웨지도 더 커진다. 이에 신흥국에서는 Γ 가 0.031의 값을 갖고, 선진국에서는 0.020의 값을 갖는 것으로 할당하여 신흥국 외환시장의 깊이가 더 얕은 것으로 실증 결과에 맞게 조정하였다. Gabaix(2020) 할인 인자 δ_c 는 경제주체들이 미래에 대해 합리적 기대를 토대로 행동하기보다 더 근시안적인 행태를 보이는 현상을 반영하며 신흥국의 경우 0.974의 값을, 선진국에서는 0.970의 값을 취하여 큰 차이가 없도록 설정하였다. 모수 κ_c 는 경기변동에서 소비의 움직임이 더 현실적인 지속성을 보이도록 조정하는 계수이다. 신흥국에서 0.370의 값이 할당되었고 선진국에서 0.230의 값이 할당되어 소비의 지속성이 신흥국에서 더 크게 설정되었다.

수입품 가격의 칼보(Calvo) 모수 ξ_m 은 신흥국의 경우 0.774의 값이 할당되어 수입기업들이 가격을 조정하는 데 약 4.4분기⁵²⁾가 소요되고, 선진국의 경우 0.852의 값으로 약 6.7분기가 소요되는 것으로 설정되었다. 한편 수출품 가격의 Calvo 모수 ξ_x 는 신흥국의 수출기업들이 가격을 조정하는 데 약 6.7분기가 소요되고 선진국에서는 8.9분기가 소요되는 것으로 설정하였다. 국산품의 가격 조정은 신흥국에서 약 12.6분기가 소요되고, 선진국에서 약 6.1분기가 소요되는 것으로 ξ_p 가 조정되어 Chen et al.(2023)의 추정 결과 국산품에 대한 가격 변화는 신흥국에서 더 안정적인 것으로 나타났다. 임금(wage) 경직성의 칼보(Calvo) 모수 ξ_w 는 신흥국에서 0.721의 값을 갖고 선진국에서 0.790의

51) 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.

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

값으로 나타나, 신흥국에서 임금 조정까지 약 3.6분기가 소요되고 선진국에서 는 약 4.8분기가 소요되는 것으로 설정되었다. 전기 가격에 대한 인덱세이션의 크기는 수출품 가격과 국산품 가격의 경우 신흥국에서 $\iota_x = 0.660$ 및 $\iota_p = 0.483$ 으로 설정되고 선진국에서 $\iota_x = 0.786$ 및 $\iota_p = 0.544$ 로 나타나, 선진국에서 더 강하게 전기 가격이 반영되는 것으로 확인되었다. 반면 수입 가격과 임금의 인덱세이션에서는 신흥국에서 $\iota_m = 0.735$ 및 $\iota_w = 0.568$ 로 설정되고 선진국에서 $\iota_m = 0.728$ 및 $\iota_w = 0.364$ 로 할당되어, 신흥국에서의 인덱세이션이 더 크게 나타났다.

통화 정책에 대한 모수 추정 결과, 인플레이션에 대한 정책금리의 민감도가 신흥국에서 $\gamma_\pi = 0.616$ 인 반면 선진국에서 $\gamma_\pi = 1.106$ 으로 설정되어 인플레이션에 대해 선진국 정책금리가 더 크게 반응하였고, 반면 산출 캡에 대한 금리의 민감도 γ_y 와 이자율 평탄화 모수 γ_i 에서는 신흥국과 선진국에서 큰 차이를 보이지 않았다. 한편 외환시장개입 준칙의 경우 외환시장개입 정책의 지속성에 있어서 신흥국의 경우 $\rho_{fx} = 0.452$ 인 반면 선진국에서는 $\rho_{fx} = 0.254$ 로 나타나 신흥국에서 더 지속적인 시장개입이 있는 것으로 추정되었다. 또한 환율 변화에 따른 외환시장개입의 민감도도 신흥국의 경우 $\gamma_{fx} = 0.449$, 선진국의 경우 $\gamma_{fx} = 0.132$ 로 추정되어 신흥국에서 환율 변화에 더 민감하게 외환시장개입을 실시하는 것으로 추정되었다. 이자율 정책충격의 크기는 신흥국에서 $\sigma_i = 0.167$, 선진국에서 $\sigma_i = 0.078$ 로 설정되었고, 외환시장개입의 충격은 신흥국에서 $\sigma_{fx} = 6.001$ 의 크기로 설정되고 선진국에서는 1/3배 수준인 $\sigma_{fx} = 2.010$ 으로 할당되었다.

나머지 모수들은 AR(1) 프로세스를 따르는 경제의 외생충격들에 대한 추정량을 보여준다. 총수요 충격에는 소비 수요, 정부지출, 수출 수요, 수입 수요, 시장금리 및 외환시장 위험 프리미엄 충격이 포함되었고, 총공급 충격에는 수입 가격 마크업, 국산품 가격 마크업, 임금 마크업 충격이 포함되었다. 각 외생 충격 프로세스는 신흥국에서 선진국에 비해 충격의 크기가 더 크게 추정된 반

면 지속성 모수는 대체로 신흥국에서 더 작게 나타났다.

이상의 캘리브레이션 결과를 바탕으로 Adjemian *et al.*(2023)을 따라 앞서 3장에서 기술한 DSGE 선형 모형의 해(solution)를 다이내어(Dynare) 프로그램으로 도출하였고 충격반응의 시뮬레이션을 진행하였다.

5. 정책 실험(Counterfactual Analysis)

본 장에서는 대외충격에 따른 경기변동의 양상을 신흥 소규모 개방경제와 선진 소규모 개방경제에 대해 나누어 살펴보고, 통화 정책과 외환시장개입 정책, 그리고 자본이동관리 정책의 경기안정화 효과에 대해 진단한다. 그 뒤 한국 경제의 GDP 대비 순대외자산 및 외환보유고의 비중을 신흥 소규모 개방경제 모형에 대입하여, 순대외채권국의 경우 대외충격에 의한 경기변동의 크기가 얼마나 변화하는지 살펴보고 경기안정화 정책의 효과를 재점검한다.

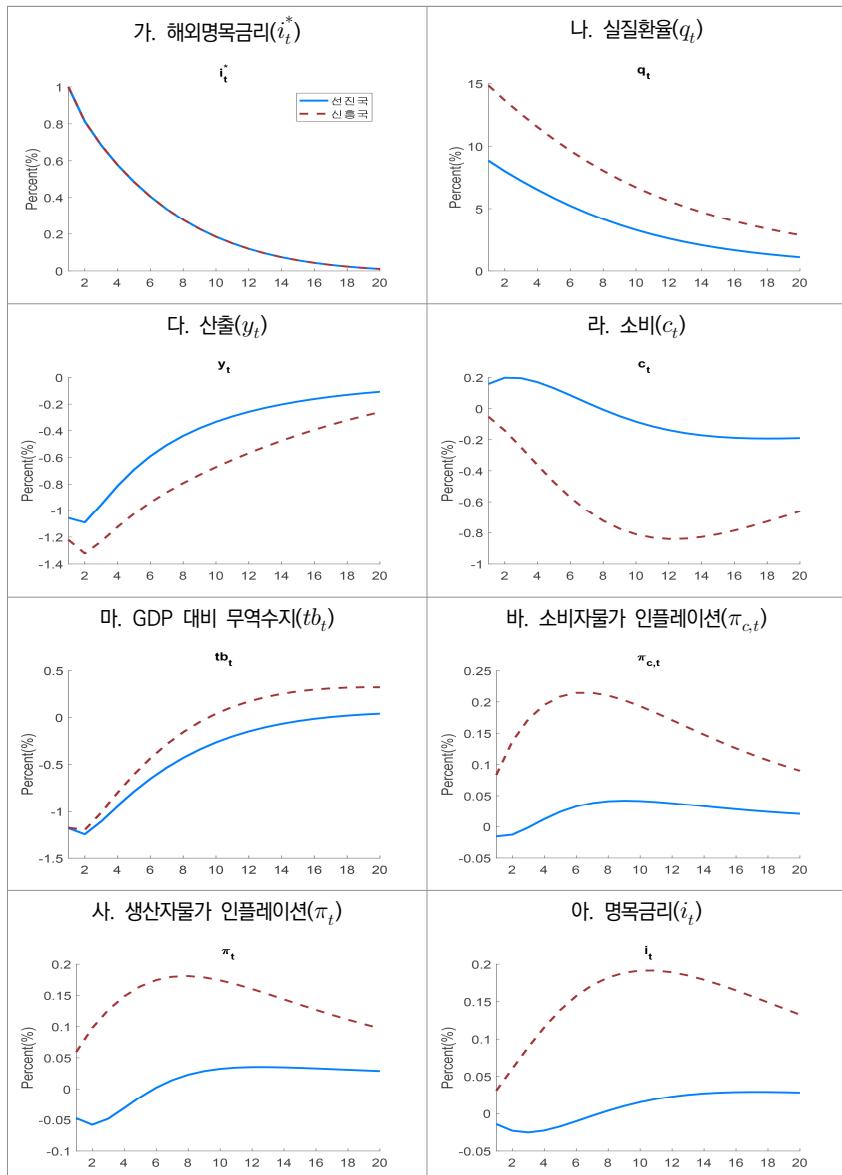
가. 해외금리충격

[그림 4-1]은 정상균형에서 해외명목금리가 1% 상승했을 때(그림 4-1 가), 선진 소규모 개방경제(파란색 실선)와 신흥 소규모 개방경제(빨간색 점선)의 주요 거시변수들이 변화하는 추이를 시간에 따라 나타낸 그림이다. 그래프의 가로축은 분기 단위의 시간을 나타내고, 세로축은 각 거시경제변수가 0기에 발생한 외생충격에 의해 정상균형으로부터 멀어진 퍼센티지 차이를 보여주고 있다. 해외금리의 상승은 해외경제의 경기를 둔화하여 해외산출(foreign output), 해외소비(foreign consumption), 해외물가(foreign CPI)를 낮춘다.⁵³⁾

53) [표 4-1]에 기술된 미국경제에 대한 캘리브레이션을 기준으로 할 때, 해외명목금리의 1% 상승은 충격 직후 해외산출을 4.6% 감소시키고, 소비를 5.8%, 소비자물가를 0.1% 각각 감소시킨다.

그림 4-1. 해외명목금리 1% 상승충격에 대한 선진국과 신흥국의 거시변수 반응 추이

(단위: 정상균형으로부터의 % 편차율)



주: 1) x축은 분기 단위 시간을 나타내고, y축은 정상균형 값으로부터 각 거시변수의 % 변화량을 나타냄.

2) 파란색 실선은 선진 소규모 개방경제(선진국)를 나타내고, 빨간색 점선은 신흥 소규모 개방경제(신흥국)를 나타냄.
자료: 저자 작성.

해외금리가 상승함에 따라 대외금리차가 증가하므로 자국(home)으로부터 자본유출이 발생하고 환율이 상승한다. 따라서 자국 화폐가치의 하락에 따라 수입물가가 상승하여 인플레이션이 발생하고, 해외경제의 경기둔화에 의해 자국(home) 경제의 수출 수요가 감소하는 등 부정적인 파급 효과가 나타나는데, [그림 4-1]에서 볼 수 있듯이 이에 따른 경기둔화의 크기에 있어서는 신흥국과 선진국 사이에 유의미한 차이가 존재한다.

해외금리가 정상균형으로부터 1%p 상승($i_t^* \uparrow$, 그림 4-1 가)하면, 국내금리와 해외금리 간의 차이가 증가하여 외국인 투자유입이 감소하고 자본유출이 일어나서 환율이 상승($q_t \uparrow$, 그림 4-1 나)한다. 이때 신흥국의 경우 환율이 정상균형으로부터 14.8%, 선진국의 경우 8.8% 상승하는데, 외환시장의 깊이가 얕은 신흥국에서 해외금리 인상에 따른 환율 절하 압력이 더 크게 작용하는 것을 알 수 있다.

해외금리 상승에 의해 해외경기가 둔화함에 따라 수요가 감소하여 수출이 감소하고, 환율 상승에 의해 수입 가격이 상승하므로 수입도 함께 감소한다. 수입과 수출 모두 감소하는 가운데 수출의 감소가 상대적으로 더 크게 나타나⁵⁴⁾ 무역수지는 적자($tb_t \downarrow$, 그림 4-1 마)를 기록한다. 또한 신흥국과 선진국 모두 GDP 대비 무역수지가 금리 인상 직후 1.18% 감소하고, 고환율이 더 오래 지속되는 신흥국에서는 수출진작 효과로 인해 무역수지의 흑자 반전이 더 빠르게 나타나고 있다.

해외금리 인상에 의한 환율의 상승은 수입 중간재의 가격을 인상하여 국내 생산비용의 증가로 이어지고, 따라서 국내 생산이 감소($y_t \downarrow$, 그림 4-1 다)한다. 신흥국에서는 생산이 -1.22%, 선진국에서는 -1.06% 감소하여 환율 상승이 더 크게 나타나는 신흥국에서 생산 감소가 더 크게 나타나고 정상균형으

54) 본 모형에서 해외금리가 상승할 경우 외국경제가 둔화되고 수요가 낮아져서 외국 생산 제품 가격이 감소한다. 이때 외국에 대한 국내 생산 수출품의 해외통화표시 가격이 환율 상승으로 인해 감소하는데, 이보다 외국 생산 제품 가격의 감소 효과가 더 크게 나타나서 외국 생산 제품 대비 국내 생산 수출품의 상대 가격이 해외에서 상승한다. 따라서 환율 상승으로 인한 수출진작 효과는 상쇄되고 수출이 감소한다.

로의 회복 속도 또한 선진국보다 느린 경향을 보인다. 또한 자국 화폐가치의 하락으로 인해 수입 소비재와 수입 중간재의 가격이 인상됨에 따라 소비자물가 및 생산자물가의 인플레이션이 발생한다($\pi_{c,t} \uparrow, \pi_t \uparrow$, 그림 4-1 바, 사). 신흥국에서는 4분기 이후에 소비자물가가 0.2%p 가까이 상승한 뒤 서서히 가라앉는 것으로 나타나지만, 선진국에서는 소비자물가의 변동 폭이 0.05%p 미만으로 큰 변화를 보이지 않는 것으로 확인된다. 정책금리의 변화 양상에서도 신흥국과 선진국 간의 차이가 잘 드러난다. 인플레이션에 대한 기대가 잘 안착(well-anchored inflation expectation)되어 있으며 심도 있는 외환시장을 가진 선진국에서는 물가 상승 압력이 작은 편이고, 강한 펀더멘털로 인해 자본 유출의 압력도 낮아서 환율 및 물가의 상승이 신흥국에 비해 작게 나타난다. 인플레이션을 낮춰야 하는 신흥국에서는 정책금리가 시차를 두고 0.2%p 가까이 상승하는 것으로 나타나지만, 선진국의 국내 금리는 수출 수요 부진으로 인한 국내 생산 감소로 인해 오히려 감소하는 것으로 확인된다.

나. 해외금리충격에 대한 경기안정화 정책 대응 효과

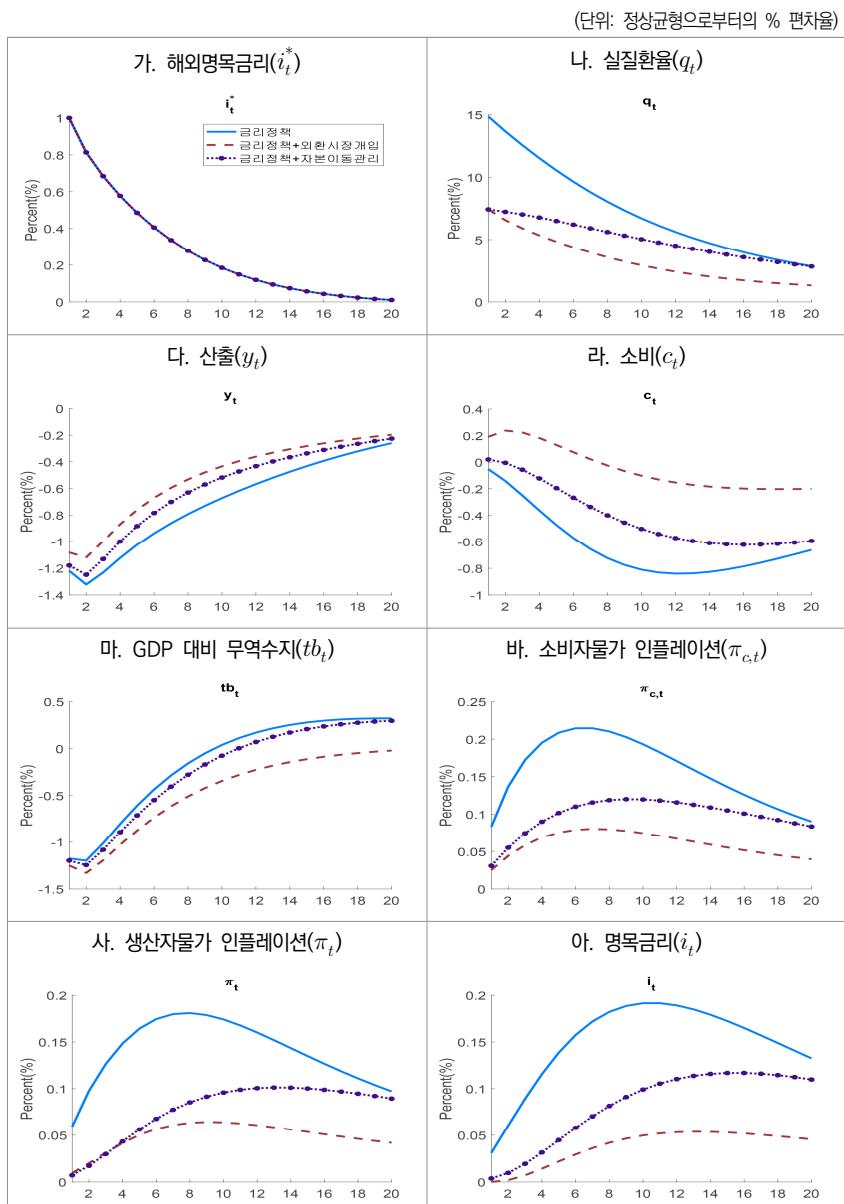
본 장에서는 앞선 해외금리충격의 경기변동을 바탕으로 정부 부처의 정책 대응 효과를 살펴본다. 여기에서 주목할 점은 인플레이션과 산출 캡에 따라 정책금리를 조정하는 통화 정책에 더하여, 외환시장개입 정책 혹은 자본이동관리 정책이 통합적으로 함께 시행되었을 때의 경기안정화 효과이다. 외환시장개입 정책은 환율 상승에 대응하여 외환보유고를 줄여 외환시장에서 외국 통화를 팔고 자국 화폐를 구입하거나 혹은 환율 하락에 대해 외국 통화를 구입하고 자국 화폐를 파는 메커니즘을 의미한다. 또한 본 분석의 정책 실험에서 자본이동관리 정책은 자본유출에 대해 통화당국이 세금을 부과하거나 자본유입에 대해 보조금을 지급하는 것으로 정의한다.

[그림 4-2]는 신흥국에서의 경기안정화 효과를 보여주고 [그림 4-3]은 선진

국의 경우를 보여준다. [그림 4-2]와 [그림 4-3]에서 분석 시나리오는 다음과 같다. 해외금리가 1%p 상승하여 신흥 소규모 개방경제 및 선진 소규모 개방경제에 대한 해외수요가 감소하고 환율이 상승한다. 이때 통화 정책과 함께 시행된 외환시장개입 정책과 자본이동관리 정책의 세기를 조정하여 통화 정책만이 시행된 경우보다 실질환율의 상승을 절반으로 줄인 에피소드를 관찰한다. [그림 4-2] 및 [그림 4-3]에서 (i) 금리 정책만을 실행한 경우 파란색 실선으로 경기변동이 표시되었고, (ii) 금리 정책과 외환시장개입 정책을 혼합하여 사용한 경우는 빨간색 점선으로, (iii) 금리 정책과 자본이동관리 정책을 혼합하여 실행된 경우의 경기변동은 보라색 큰 점선으로 표시하였다.

신흥국의 경기변동을 나타내는 [그림 4-2]에서 해외금리인상충격 직후 금리 정책만을 실행한 경우 실질환율이 15% 상승하는데, 외환시장개입 또는 자본이동관리 정책을 함께 혼합하여 실질환율이 7.5% 상승에 그치도록 정책을 실행한 에피소드를 보여주고 있다. 이때 충격 직후의 환율 방어 효과는 같으나, 시차를 두고 외환시장개입 정책이 자본이동관리 정책보다 환율을 더 크게 안정시키는 효과가 있음을 볼 수 있다. 환율안정뿐만 아니라 산출에서도 금리 정책만 실행된 경우 -1.22% 감소하지만, 외환시장개입 정책이 함께 시행된 경우 -1.08%, 자본이동관리 정책이 함께 시행된 경우 -1.21% 감소하여, 산출 갭 안정화 효과도 더 크게 나타났다. 소비자물가 인플레이션은 금리 정책만 시행되었을 때 5분기 후에 0.21% 상승하는 것으로 나타나지만, 자본이동관리 정책이 더해지면 최대 0.11% 상승에 그치게 되고, 외환시장개입 정책을 더하면 0.07% 상승하여 물가를 안정시키는 것으로 드러났다. 특히 소비의 안정 효과에 있어서 외환시장개입 정책하에서는 금리인상충격 직후 소비가 0.2% 증가한 뒤 8분기 이후에 마이너스로 돌아서는 반면, 다른 통화 정책 및 자본이동관리 정책에서는 소비가 충격 직후부터 감소하는 것으로 나타났다.

그림 4-2. 해외명목금리 1% 상승충격에 대한 신흥국의 정책 대응 효과

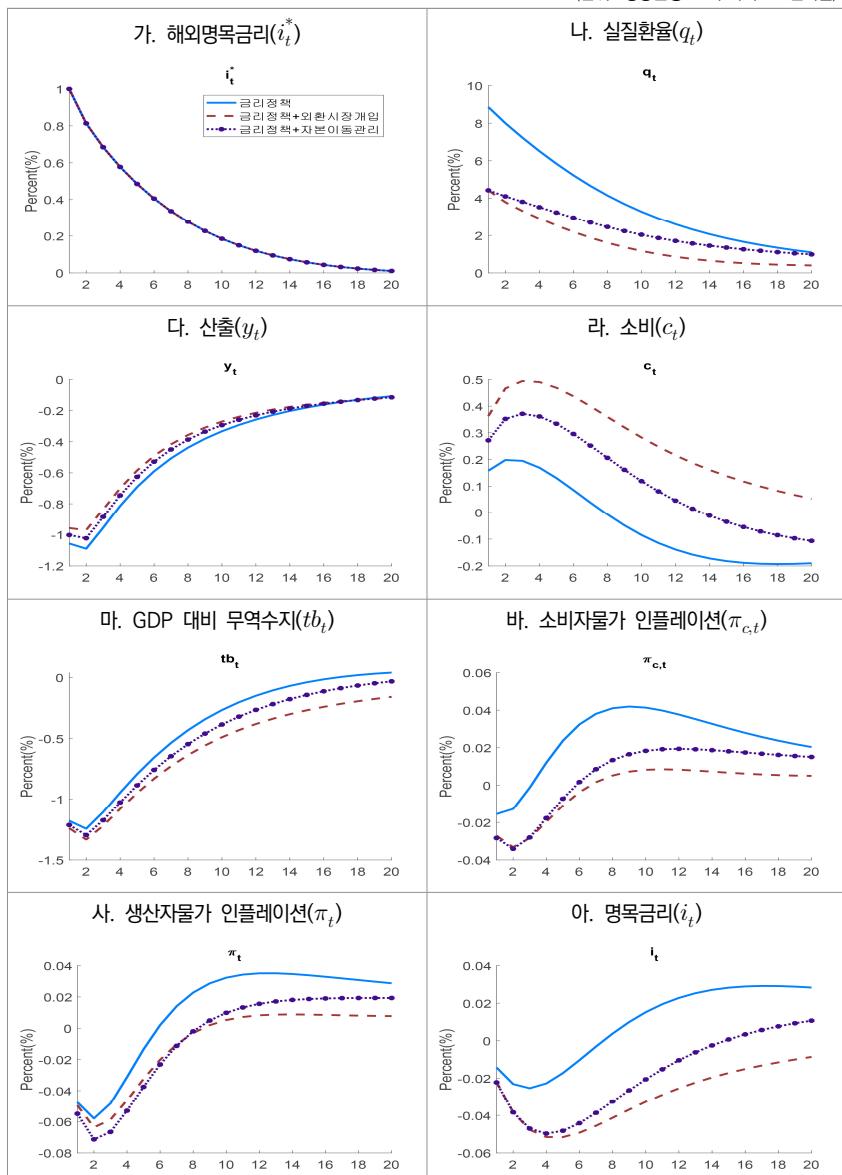


- 주: 1) x축은 분기 단위 시간을 나타내고, y축은 정상균형 값으로부터 각 거시변수의 % 변화량을 나타냄.
 2) 파란색 실선은 금리 정책을 시행한 경우, 빨간색 점선은 금리 정책과 외환시장개입 정책을 함께 시행한 경우, 보라색 원형 파선은 금리 정책과 자본이동관리 정책을 함께 시행한 경우를 나타냄.

자료: 저자 작성.

그림 4-3. 해외명목금리 1% 상승충격에 대한 선진국의 정책 대응 효과

(단위: 정상균형으로부터의 % 편차율)



주: 1) x축은 분기 단위 시간을 나타내고, y축은 정상균형 값으로부터 각 거시변수의 % 변화량을 나타냄.

2) 파란색 실선은 금리 정책을 시행한 경우, 빨간색 점선은 금리 정책과 외환시장개입 정책을 함께 시행한 경우, 보라색 원형 파선은 금리 정책과 자본이동관리 정책을 함께 시행한 경우를 나타냄.

자료: 저자 작성.

[그림 4-3]의 선진국의 경우에도 비슷한 양상을 확인할 수 있다. 통화 정책과 외환시장개입 정책을 혼합하여 사용한 경우에 다른 정책 조합보다 인플레이션이 더 빠르게 진정되고, 무역수지의 적자 폭은 커지는 반면 산출의 감소가 더 작아진다. 신흥국과 달리 선진국에서는 인플레이션이 비교적 안정되어 있으므로 산출의 감소에 대해 통화 정책이 더 크게 반응하여 정책금리는 낮아지고 이에 따라 소비가 증가한다. 이때 소비의 증가 폭도 외환시장개입 정책에서 보다 더 크게 나타나고 있다.

[표 4-2]는 해외금리충격에 대응한 각 정책 조합의 경기안정화 효과를 신흥국과 선진국으로 분류하여 거시변수들의 변동성 크기로 살펴본 결과이다. [표 4-2]의 각 열에서 MP는 통화 정책만을 시행한 경우, MP+FXI는 통화 정책과 외환시장개입 정책을 혼합한 경우, MP+CFM은 통화 정책과 자본이동관리 정책을 함께 사용한 경우를 나타낸다. 표의 각 숫자는 거시변수들의 변동성을 표준편차로 측정한 값이며, 앞선 분석과 마찬가지로 1표준편차 크기의 해외금리

표 4-2. 모형 시뮬레이션을 통한 소규모 개방경제의 경기변동 크기(표준편차 기준)

구분	해외금리충격에 의한 경기변동 시뮬레이션 결과					
	신흥국			선진국		
거시변수	MP	MP+FXI	MP+CFM	MP	MP+FXI	MP+CFM
명목금리	0.78	0.25	0.61	0.16	0.17	0.17
실질환율	37.19	17.65	26.57	20.14	9.14	11.53
산출	3.53	2.72	3.19	2.46	2.17	2.28
소비	3.5	1.28	3.55	1.03	1.65	1.27
무역수지	2.67	2.93	3.07	2.63	3.17	2.9
CPI 인플레이션	0.76	0.31	0.55	0.15	0.09	0.12
PPI 인플레이션	0.69	0.27	0.51	0.19	0.15	0.18

- 주: 1) 표의 각 숫자는 IPF 모형 시뮬레이션을 통해 구축한 거시변수들의 시계열로부터 도출한 장기표준편차값을 의미함.
 2) 해외금리충격은 1표준편차 충격으로부터 해외금리가 1% 상승하는 크기로 모형 시뮬레이션을 진행함.
 3) MP는 통화 정책, FXI는 외환시장개입 정책, CFM은 자본이동관리 정책을 의미하며, '+' 표시는 해당 정책들을 혼합하여 실행하였다는 의미임.

자료: 저자 작성.

충격이 해외금리 1%p 인상으로 이어지고, 외환시장개입 정책과 자본이동관리 정책은 통화 정책만 시행될 때보다 충격 직후 환율의 상승이 50% 감소하는 강도로 시행된다고 가정하였다.

[표 4-2]로부터 통화 정책을 외환시장개입 정책 또는 자본이동관리 정책과 혼합하여 시행한 경우 경기안정화 효과가 더 크게 나타나는 것을 볼 수 있는데, 특히 신흥국에서 경기안정화 효과가 더 큰 것을 알 수 있다. 신흥국에서 통화 정책만 시행된 경우 산출의 변동성은 3.53%로 나타나는데, 자본이동관리 정책을 함께 사용하면 산출의 변동성이 3.19%로 낮아지고, 외환시장개입 정책이 함께 사용되면 변동성이 2.72%까지 낮아지는 것으로 나타났다. 소비자물가 인플레이션을 살펴보면, 통화 정책만 사용한 경우 물가 변동성이 0.76%로 나타나는데, 외환시장개입 정책이 함께 사용되면 이를 0.31%까지 낮추고 자본이동 관리 정책은 0.55%로 낮추는 것을 볼 수 있다.

신흥국과 선진국 간의 유의한 차이를 보여주는 부분은 소비의 변동성이다. 경기변동의 폭이 큰 신흥국의 경우, 통화 정책만 사용할 경우 소비의 변동성은 3.53%인데, 외환시장개입 정책을 혼합하면 이는 1.28%로 낮아지는 반면, 자본이동관리 정책은 오히려 3.55%로 소비의 변동성을 높였다. 선진국의 경우에는 정책의 혼합이 모두 소비 변동성을 높이고 있다. 선진국에서 통화 정책하에 소비 변동성은 1.03%를 기록하는데, 외환시장개입 정책을 함께 실행할 경우 이 숫자가 1.65%로 증가하고 자본이동관리 정책을 혼합한 경우 1.27%까지 변동성이 증가하였다.

이상의 논의를 종합해 보면 외환시장개입 또는 자본이동관리 정책을 통화 정책과 함께 혼합하여 사용하면 해외금리 상승에 따른 경기변동을 안정화할 수 있는 것으로 분석된다. 산출과 인플레이션의 안정 효과가 특히 통화 정책과 외환 시장개입 정책의 혼합에서 더 크게 나타나고, 이는 신흥국에서 그 효과가 더 도드라진다. 반면 선진국에서는 정책의 혼합 사용하에 소비의 변동성이 더 커지는 것으로 나타난다. 즉 물가에 대한 환율의 전가율이 낮고 물가 상승에 대한 기대

가 안정된 선진국의 경우 외환시장개입 혹은 자본이동관리 정책의 혼합 사용은 산출을 안정시키지만, 소비의 경기변동 폭을 넓히는 것으로 드러났다.

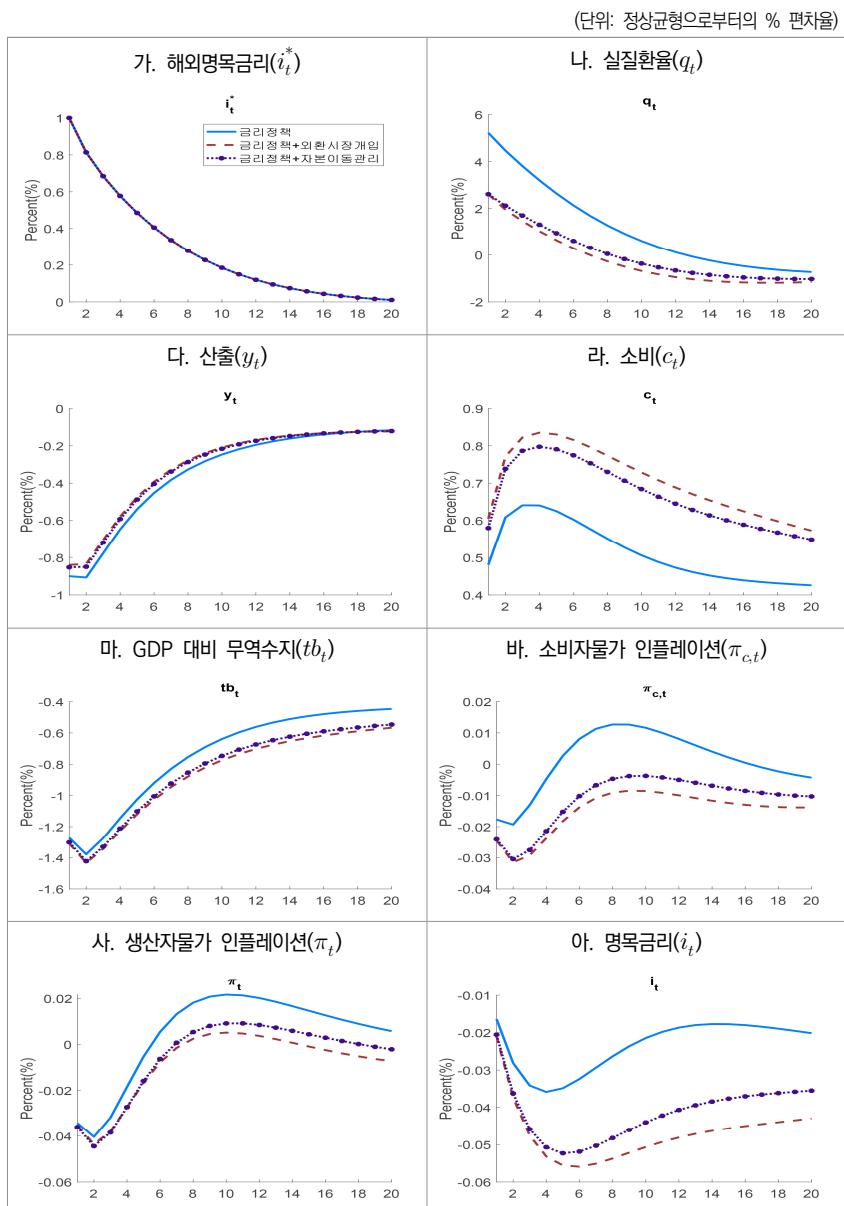
다. 순대외금융자산 흑자 전환의 경기안정화 효과

본 장에서는 모형의 캘리브레이션을 한국경제에 맞추어 순대외금융자산이 흑자인 경제로 조정하여 통화 정책, 외환시장개입 정책, 자본이동관리 정책의 효과를 재진단한다. 한국의 순대외금융자산은 2014년 3/4분기 이후 흑자로 전환된 후 지속적으로 증가하여 2022년 기준 GDP 대비 순대외금융자산의 비중이 46%에 달했다. 순대외금융자산이 플러스를 기록하면 순대외채권국으로서 금융시장의 안정성이 개선되고 대외 부문의 건전성과 신용도를 향상시키는 효과를 갖는 것으로 파악된다. 본 분석에서는 앞선 선진국의 캘리브레이션을 유지하면서 GDP 대비 순대외자산 비율 b 를 종전 균형상태(0%)에서 한국의 사례를 기준으로 46%로 변경하여 외환시장개입 정책과 자본이동관리 정책의 경기안정화 효과를 진단한다. 단 한국의 외환시장은 다른 주요국에 비해 심도가 얕은 것으로 추정되고 MSCI 지수에서 신흥국으로 분류⁵⁵⁾되므로 외환시장 깊이(depth) 측도인 Γ 를 신흥국의 0.031로 조정하였다.

[그림 4-4]는 앞선 선진국의 캘리브레이션에서 외환시장의 깊이와 GDP 대비 순대외자산 비중을 변경하여 한국경제에 가까운 순대외채권국을 상정하고 통화 정책과 외환시장개입 정책, 그리고 자본이동관리 정책의 결과를 비교한다. [그림 4-2]에 나타난 순대외자산이 균형상태에 있는 선진국과 비교하여 가장 도드라지는 차이점은 실질환율의 상승이 제약되고 소비와 무역수지의 변동성이 증가한다는 점이다.

55) 2023년 6월 기준으로 한국은 MSCI Emerging Markets Index의 24개국에 포함되어 있다.

그림 4-4. 해외명목금리 1% 상승충격에 대한 순대외채권국의 정책 대응 효과



주: 1) x축은 분기 단위 시간을 나타내고, y축은 정상균형 값으로부터 각 거시변수의 % 변화량을 나타냄.

2) 파란색 실선은 금리 정책을 시행한 경우, 빨간색 점선은 금리 정책과 외환시장개입 정책을 함께 시행한 경우, 보라색 원형 파선은 금리 정책과 자본이동관리 정책을 함께 시행한 경우를 나타냄.

자료: 저자 작성.

해외금리가 1% 상승하는 충격에 반응하여 통화 정책만이 정책 수단으로 사용될 경우 순대외균형 선진국에서는 실질환율이 8.8% 상승했던 반면, [그림 4-4]에 나타난 순대외채권국에서는 환율이 5.2%만큼 상승하는 것으로 나타난다. 환율의 상승이 크게 제한되면서 수입 중간재 비용 상승의 효과도 제약되어 산출량의 감소가 1% 미만으로 축소된다. 그러나 산출의 변동성과 인플레이션의 발생 수준은 종전의 순대외균형 선진국과 비슷하여 명목금리의 움직임도 유사하게 나타나고 있다.

금리 정책과 외환시장개입 정책 혹은 자본이동관리 정책을 혼합하여 사용하면 앞선 분석과 마찬가지로 산출의 감소를 완화하고, 소비를 진작하는 효과가 발휘되는 것을 확인할 수 있다. 이러한 정책혼합 효과를 살펴보기 위해서 앞선 분석과 같이 외환시장개입 정책 및 자본이동관리 정책을 통해 실질환율의 상승을 50% 가까이 제약하는 것으로 설정하였다. 그 결과 통화 정책만을 사용한 경우 산출은 -0.90% 감소하고, 자본이동관리 정책을 함께 혼합하는 경우 -0.85% 감소, 외환시장개입 정책을 함께 혼합하는 경우 -0.84% 감소하는 것으로 나타나 외환시장개입 정책이 산출의 감소를 더 완화하는 것을 앞선 결과와 같이 확인할 수 있었지만 자본이동관리 정책과의 차이는 매우 작았다. 또한 통화 정책 및 외환시장개입 정책이 함께 사용된 경우에 소비가 가장 크게 증가하였고 소비자물가의 디플레이션이 발생하는 것으로 나타났다. 산출은 감소하고 디플레이션이 발생함에 따라 외환시장개입 정책 및 자본이동관리 정책을 통화 정책과 혼합하는 경우 국내 금리는 인하되는 것으로 나타났다.

[표 4-3]은 선진국의 캘리브레이션을 유지하면서 다만 순대외균형국과 순대외채권국으로 나누어 시뮬레이션을 진행했을 때 경기변동의 크기를 비교하고 있다. 이때 순대외채권국의 경우는 한국경제를 적용하여 외환시장의 깊이를 신hon국 수준으로 조정하였다. 두 나라 가운데 통화 정책(MP)만 시행한 경우를 살펴보면, 외환보유액을 늘리고 순대외자산을 마이너스에서 플러스로 전환하는 것만으로도 실질환율의 변동성이 20.14%에서 10.43%로 감소하고, 산출의 변

표 4-3. 모형 시뮬레이션을 통한 소규모 개방경제의 경기변동 크기(표준편차 기준)

구분	해외금리충격에 의한 경기변동 시뮬레이션 결과						(단위: %)
	선진국(순대외자산 균형)			선진국(순대외채권국)			
거시변수	MP	MP+FXI	MP+CFM	MP	MP+FXI	MP+CFM	
명목금리	0.16	0.17	0.17	0.18	0.28	0.26	
실질환율	20.14	9.14	11.53	10.43	6.53	6.72	
산출	2.46	2.17	2.28	2.09	1.93	1.97	
소비	1.03	1.65	1.27	3.18	3.90	3.90	
무역수지	2.63	3.17	2.9	4.33	4.74	4.78	
CPI 인플레이션	0.15	0.09	0.12	0.06	0.09	0.08	
PPI 인플레이션	0.19	0.15	0.18	0.10	0.10	0.09	

- 주: 1) 표의 각 숫자는 IPF 모형 시뮬레이션을 통해 구축한 거시변수들의 시계열로부터 도출한 정기표준편차값을 의미함.
 2) 해외금리충격은 1표준편차 충격으로부터 해외금리가 1% 상승하는 크기로 모형 시뮬레이션을 진행함.
 3) MP는 통화 정책, FXI는 외환시장개입 정책, CFM은 자본이동관리 정책을 의미하며, '+' 표시는 해당 정책들을 혼합하여 실행하였다는 의미임.

자료: 저자 작성.

동성도 2.46%에서 2.09%로 감소하는 것을 확인할 수 있다. 환율이 안정됨에 따라 소비자물가 인플레이션의 변동성 또한 0.15%에서 0.06%까지 감소한다. 순대외채권국의 경우 외환시장개입 정책 및 자본이동관리 정책의 혼합 사용은 산출의 변동성을 2.09%에서 1.93% 혹은 1.97%까지 감소시키지만, 소비와 무역수지의 변동성을 더 증가시키는 것을 확인할 수 있다. 선진국의 경우 순대외채권국의 물가안정에 있어서는 외환시장개입 정책과 자본이동관리 정책 간에 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

6. 소결

본 장에서는 IMF의 통합적 정책 체계를 통해 해외금리인상충격의 경기변동 파급 효과를 알아보고 경기안정화 정책의 효과를 비교·분석하였다. 대외경제를 미국으로 설정하여 해외금리 인상의 파급 효과를 알아보았는데, 첫째, 해외

금리 인상은 해외경기를 둔화하여 국내 수출 수요를 감소시켰고, 둘째, 대외금리차가 증가하여 환율이 상승했으며,셋째, 순수출과 자본유입이 감소함에 따라 위험 프리미엄이 증가하여 환율이 상방 압력을 받았다.

본 연구에서는 해외금리인상충격의 파급 효과를 신흥 소규모 개방경제와 선진 소규모 개방경제의 두 가지 경우로 나누어 분석하였다. 두 경제의 주요 차이점은 인플레이션에 대한 기대가 잘 안착되어 있는지에 대한 정도와 외환시장의 심도, 즉 위험회피기제가 발동할 경우 해외 투자자들의 자본유출입이 민감하게 반응하는지의 여부이며 이를 바탕으로 모형의 캘리브레이션을 다르게 적용하였다. 그리고 경기안정화 정책의 효과를 진단할 때는 (i) 통화 정책만 사용하는 경우, (ii) 통화 정책과 외환시장개입 정책을 혼합하는 경우, (iii) 통화 정책과 자본이동관리 정책을 혼합하는 경우의 총 세 가지로 나누어 이들을 비교·분석하였다.

신흥국과 선진국에 대한 해외금리 인상의 경기변동 파급 효과는 주로 인플레이션의 변동성에서 큰 차이를 보였다. 선진국에서는 대외충격이 발생해도 인플레이션이 안정되었던 반면, 신흥국에서는 인플레이션이 유의하게 발생하였다. 따라서 선진국에서는 수출 수요의 감소가 생산의 감소로 이어져서 경기부양을 위해 정책금리를 인하하는 반면, 신흥국에서는 생산 감소보다 물가안정을 달성하기 위해 금리를 인상하는 것으로 나타났다. 그리고 외환시장개입 및 자본이동관리 정책을 통화 정책과 혼합할 경우 신흥국에서 경기안정화 효과가 더 크게 나타났으며, 특히 실질환율의 상승을 같은 강도로 제한했을 때 외환시장 개입 정책이 자본이동관리 정책보다 거시안정성을 더 높이는 것을 발견할 수 있었다.

마지막으로 한국경제에 대한 시사점을 위해 모형 캘리브레이션을 순대외채권국으로 조정하여 경기안정화 정책의 효과를 재점검하였다. 선진국의 캘리브레이션을 바탕으로 순대외자산균형국과 순대외채권국에 대한 해외금리 인상의 파급 효과를 비교하였을 때 주로 환율의 안정성에서 큰 차이를 보였다. 순대

외채권국은 해외금리 인상에 의한 환율의 상승이 매우 제한적이었다. 정책 실험 결과 순대외채권국의 경우, 외환시장개입 정책 및 자본이동관리 정책을 통화 정책과 혼합할 때 산출의 변동성이 안정되었지만, 소비와 순수출의 변동성은 높아지는 것으로 나타났다. 즉 환율안정에 따라 수입 중간재 가격변동이 낮아져서 산출의 경기변동 폭을 감소시키는 것으로 나타났지만, 소비와 순수출의 변동성이 높아지는 것은 국제금융시장에서의 금융 거래가 외환시장개입 및 자본이동 관리에 의한 직접적인 충격으로 인해 경기변동 폭이 높아지기 때문으로 판단된다.

제5장



결론 및 시사점



본 보고서에서는 주요 대외충격이 국경간 자본이동과 주요 거시경제변수에 미치는 영향을 살펴보고 경기안정화 정책의 효과를 분석하였다.

제2장은 2020년 팬데믹 위기 이후 나타난 주요 대외충격을 논의하고 이에 따른 자본유출입 양상과 정책 이슈를 정리하였다. 먼저 2020년 팬데믹 위기 당시 세계경제는 -2.8%의 역성장을 기록했는데, 이는 2009년 글로벌 금융위기 때의 -0.1%의 역성장보다 더 심각한 경기침체를 시사하는 수치이다. 2009년에는 중국이 대규모 인프라 투자에 나서면서 글로벌 경제 활동을 촉진하여 원 자재 수출국의 경기회복을 견인하였고, 인도 또한 2009년 8.5%의 높은 성장률을 기록하여 중국과 인도에 무역의존도가 높은 신흥 국가들의 경기회복이 빠르게 진행되었다. 그러나 2020년 팬데믹 위기에서는 선진국뿐 아니라 신흥국도 심각한 경기침체를 경험하였다. 코로나19 위기가 결정이었던 2020년 3월과 4월에 신흥국에서 막대한 자본유출이 발생했는데 그 규모는 2013년 긴축발작 시점의 자본유출과 비교하여 약 세 배 이상을 기록하였다. 이처럼 국경간 자본이동의 변동성이 유례없이 커지면서 신흥국의 환율안정 및 금융안정이 중요한 이슈로 떠올랐고 자유변동환율제를택한 신흥국이 달러페그제를 도입한 국가들보다 경상수지의 조정이 유연하게 일어나 경기회복이 더 신속히 전개되었다. 팬데믹 위기 당시 외국인 자본유출에도 불구하고 미 국채 시장은 미 연준의 대규모 양적완화를 통해 안전한 피난처의 위상을 이어갔고 달러화 가치가 상승하였다. 반면 신흥국은 통화가치가 하락하고 국채 수익률이 상승하여 미국과 같은 양적완화를 단행하는 데 어려움이 있었다. 신흥국에서는 재정지출을 위해 국채를 발행해도 채무불이행 리스크로 인해 국채 수익률이 높게 형성된다. 국채금리를 낮추기 위해서는 중앙은행이 새로 화폐를 발행하여 국채를 매입해야 하지만, 이 과정에서 통화가치가 더욱 하락하게 되고 인플레이션 및 외환위기의 가능성을 높이게 된다. 따라서 팬데믹 위기는 양적완화에 있어 선진국과 신흥국 간의 정책 여력을 시사하였다. 또한 막대한 재정지출과 양적완화로 시장에 공급된 유동성이 2020년 하반기부터 재개된 경제활동과 맞물려 이연소비

로 이어졌고, 빠르게 회복된 총수요를 공급이 밸류체인 교란으로 따라가지 못하면서 공급납기시간이 지연되고 생산요소 및 생산품의 가격이 인상되었다. 이러한 현상은 2022년 심화된 글로벌 인플레이션을 시사하였고 결국 통화 정책 기조가 금리 인상으로 급격히 전환되는 시발점이 되었다. 한편 코로나19 위기 이후 정부부채가 급격히 증가하면서 세계 각국의 재정 여력에 대한 우려가 높아졌다. 2014년 이후 주요국 국채 수익률이 꾸준히 감소하여 정부부채를 통한 경기안정화가 가능할 것이라는 견해가 있었지만, 결국 중앙은행의 양적완화가 아닌 민간 수요가 공급된 국채를 어느 정도로 흡수하였는지가 중요한 포인트였다. 2020년 한 해 동안 GDP 대비 정부부채가 가장 높게 상승한 미국과 캐나다는 약 40% 이상의 국채가 민간 수요에 의해 흡수된 것으로 나타났지만 이탈리아, 스페인, 그리스 등 유럽 국가들은 대부분의 국채가 중앙은행의 양적완화에 의해 흡수된 것으로 드러나 이 유럽 국가들의 재정 여력은 매우 제한적인 것으로 파악되었다.

제3장에서는 불확실성 충격이 자본유출입과 거시경제변수에 미친 효과를 실증분석하였다. 패널 회귀분석 결과 글로벌 불확실성 지수의 증가는 GDP 대비 총자본유입을 감소시켰지만, 국가별 불확실성 지수의 증가는 자본유출입과 통계적으로 유의한 관계가 도출되지 않았다. 이는 글로벌 금융 사이클 논의와 관련하여 국가별 요인보다 글로벌 요인이 자본유출입과 더 연관되어 있음을 시사한다. 이후에는 대외충격을 더 세분하여 글로벌 불확실성 확대, 미국 금리 인상, 국제 유가 인상의 총 세 가지 대외충격에 대해 패널 VAR 분석을 진행하였다. 그 결과 경제 정책 불확실성 1단위 충격에 따라 단기이자율이 0.1%p 하락하였고, 주가지수는 0.08%p 하락하는 것으로 확인되었다. 펀드 자금의 유입도 분기별 GDP 대비 0.1%p 감소하였다. 미국금리 인상 충격에 대해서도 단기이자율이 즉각 0.1%p 상승하였고, 주가지수는 단기에 0.013%p 하락하였다. 분기별 GDP 대비 자본유입도 0.03%p 감소하였다. 한편 유가충격은 다른 대외 충격에 비해 자본유출입에 미친 영향이 매우 제한적이었다. 한편, 정책 여력이

있는 선진국의 경우, 경제 정책 불확실성 충격에 대해 금리를 소폭 하락시켜 대응하는 것으로 나타났다. 단기적으로 선진국의 주가지수가 0.1%p 하락하였고, 펀드자금 유입도 분기별 GDP 대비 0.3%p 하락하였다. 한편, 실물 경제변수에 미치는 영향은 제한적인 것으로 추정되었다. 또한 고부채 국가들은 글로벌 경제 정책 불확실성(GEPU) 충격에 대해 산업생산의 하락이 통계적으로 유의하게 추정되었고 주가지수 및 명목통화가치 하락이 상대적으로 더 크게 나타났다. 마지막으로 금융개방도가 높은 국가일수록 글로벌 불확실성 충격 이후 자본유출이 더 크게 나타났다.

제4장에서는 IMF의 통합적 정책 체계를 통해 해외금리인상충격의 경기변동 파급 효과를 알아보고 경기안정화 정책의 효과를 비교·분석하였다. 신흥국과 선진국에 대한 해외금리 인상의 경기변동 파급 효과는 주로 인플레이션의 변동성에서 큰 차이를 보였다. 선진국에서는 대외충격이 발생해도 인플레이션이 안정되었던 반면, 신흥국에서는 인플레이션이 유의하게 발생하였다. 따라서 선진국에서는 수출 수요의 감소가 생산의 감소로 이어져서 경기부양을 위해 정책 금리를 인하하는 반면, 신흥국에서는 생산 감소보다 물가안정을 달성하기 위해 금리를 인상하는 것으로 나타났다. 그리고 외환시장개입 및 자본이동관리 정책을 통화 정책과 혼합할 경우 신흥국에서 경기안정화 효과가 더 크게 나타났으며, 특히 실질환율의 상승을 같은 강도로 제한했을 때 외환시장개입 정책이 자본이동관리 정책보다 거시안정성을 더 높이는 것을 발견할 수 있었다. 순대외채권국은 해외금리 인상에 의한 환율의 상승이 매우 제한적이었고, 따라서 수입 중간재의 비용이 크게 증가하지 않아서 생산위축이 순대외자산 균형 국가에 비해 작게 나타났다. 정책 실험 결과 순대외채권국의 경우, 외환시장개입 및 자본이동관리 정책을 통화 정책과 혼합할 때 산출의 변동성이 안정되었지만 소비와 무역수지의 변동성은 높아지는 것으로 나타났다. 또한 환율안정에 따라 수입 중간재 가격변동이 낮아져서 산출의 경기변동 폭을 감소시키는 것으로 나타났지만, 소비와 무역수지의 변동성이 높아지는 것은 국제금융시장에서의 금융

거래가 외환시장개입 및 자본이동관리 정책에 의한 직접적인 충격으로 인해 경기변동 폭이 높아지기 때문으로 판단된다.

참고문헌

[국문 자료]

- 김권식. 2021. 「포스트 코로나19 이후 글로벌 금융불균형 전망」. 『미래성장연구』, 제7권 1호, pp. 121~133. 고려대학교 미래성장연구원.
- 김준태. 2002. 「금융시장 불확실성이 실물부문에 미치는 영향: 금리스프레드 불확실성을 중심으로」. 『금융경제연구』, 제134호, 한국은행.
- 안성배 외. 2020. 「2021년 세계경제 전망」. 오늘의 세계경제 20-28. 대외경제정책연구원.

[영문 자료]

- Adjemian, S., H. Bastani, M. Juillard, F. Karamé, F. Mihoubi, W. Mutschler, J. Pfeifer, M. Ratto, N. Rion, and S. Villemot. 2023. "Dynare: Reference Manual Version 5." Dynare Working Papers, No. 72. CEPREMAP.
- Adrian, T., N. Boyarchenko, and D. Giannone. 2019. "Vulnerable Growth." *American Economic Review*, 109(4), pp. 1263-1289.
- 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.
- Adrian, M. T., V. Gaspar, and M. F. Vitek. 2022. "A Medium-Scale DSGE Model for the Integrated Policy Framework." IMF Working Paper, No. 2022/015. International Monetary Fund.
- Andrikopoulos, A., Z. Chen, G. Chortareas, and K. Li. 2023. "Global economic policy Uncertainty, gross capital Inflows, and the mitigating role of Macroprudential policies." *Journal of International Money and Finance*, 131.

- Arellano, C. and E. G. Mendoza. 2002. "Credit Frictions and "Sudden Stops" in Small Open Economies: An Equilibrium Business Cycle Framework for Emerging Markets Crises." National Bureau of Economic Research Working Paper, No. 8880.
- Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis. 2016. "Measuring Economic Policy Uncertainty." *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), pp. 1593-1636.
- Basu, S. S., E. Boz, G. Gopinath, F. Roch, and F. Unsal. 2023. "Integrated Monetary and Financial Policies for Small Open Economies." IMF Working Paper, No. 2023/161. International Monetary Fund.
- Bianchi, J. 2011. "Overborrowing and Systemic Externalities in the Business Cycle." *American Economic Review*, 101(7), pp. 3400-3426.
- Bloom, Nicholas. 2009. "The Impact of Uncertainty Shocks." *Econometrica*, 77(3), pp. 623-685.
- Chen, K., M. Kolasa, J. Lindé, H. Wang, P. Zabczyk, and J. Zhou. 2023. "An Estimated DSGE Model for Integrated Policy Analysis." IMF Working Paper, No. 2023/135. International Monetary Fund.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and C. L. Evans. 2005. "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *Journal of Political Economy*, 113(1), pp. 1-45.
- 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.
- Davis, Steven J. 2019. "Rising Policy Uncertainty." Alternative Economic Indicators.
- 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. and M. Maggiori. 2015. "International Liquidity and Exchange Rate Dynamics." *The Quarterly Journal of Economics*, 130(3), pp. 1369-1420.
- Gabaix, X. 2020. "A Behavioral New Keynesian Model." *American Economic Review*, 110(8), pp. 2271-2327.

- Ghosh, M. A. R., M. J. D. Ostry, and M. S. Qureshi. 2017. "Managing the Tide: How Do Emerging Markets Respond to Capital Flows?" IMF Working Paper, No. 2017/069. International Monetary Fund.
- IMF. 2018. "The IMF's Annual Macroprudential Policy Survey—Objectives, Design, and Country Responses." Policy Papers, (April 30)
- Kaminsky, Graciela L. and Carmen M. Reinhart. 1999. "The twin crises: the causes of banking and balance-of-payments problems." *American Economic Review*, 89(3), pp. 473-500.
- Mendoza, E. G. 2010. "Sudden Stops, Financial Crises, and Leverage." *American Economic Review*, 100(5), pp. 1941-1966.
- Reinhart, Carmen M. 2012. "A Series of Unfortunate Events: Common Sequencing Patterns in Financial Crises." National Bureau of Economic Research Working Paper, No. 17941.
- Reinhart, Carmen M., Vincent R. Reinhart, and Kenneth S. Rogoff. 2012. "Public Debt Overhangs: Advanced-Economy Episodes Since 1800." *Journal of Economic Perspectives*, 26(3), pp. 69-86.
- Rey, H. 2015. "Dilemma Not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence." National Bureau of Economic Research Working Paper, No. 21162.
- Smets, F. and R. Wouters. 2003. "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area." *Journal of the European Economic Association*, 1(5), pp. 1123-1175.

[온라인 자료]

- CDC. CDC Museum COVID-19 Timeline. <https://www.cdc.gov/museum/timeline/covid19.html>(검색일: 2023. 12. 14.).
- IMF. 2023. World Economic Outlook. (October). <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/2023/10/10/world-economic-outlook-october-2023>(검색일: 2023. 11. 1.).
- IMF. "How does the WEO categorize advanced versus emerging market and developing economies?" (November). <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/frequently-asked-questions#4q2>(검색일: 2023. 11. 1.).

[통계 자료]

- Bloomberg. S&P 500 “10만 불 미 국채 수익률”(구입일: 2023. 12. 14.).
- EPU. Global Economic Policy Uncertainty Index. https://www.policyuncertainty.com/global_monthly.html(검색일: 2023. 12. 14.).
- FRED. 2023. Federal Debt: Total Public Debt as Percent of Gross Domestic Product, Percent of GDP. (December). <https://fred.stlouisfed.org/series/GFDEGDQ188S>(검색일: 2023. 11. 1.).
- Institute of International Finance(IIF). Global Macro Views(GMV) 2020-2021.

Executive Summary

Impact of External Shocks on Capital Flows and Effectiveness of Economic Stabilization Policies

Wontae Han, Hyo Sang Kim, Saerang Song, and Junhyong Kim

This report examines the impact of external shocks on cross-border capital flows and major macroeconomic variables, and analyzed the effects of economic stabilization policies on economic conditions. An open economy with free cross-border capital flows has achieved faster economic growth than a closed economy with similar resource endowments, thanks to a more sophisticated financial system and robust macroeconomic institutions and policies. However, it is well known that building a sophisticated financial system by opening capital markets has the advantage of promoting economic growth, but it also increases the risk of economic crises. Kaminsky and Reinhart(1999) confirmed that in 18 out of 26 banking crisis episodes that occurred from 1970 to 2000, the financial markets of the respective countries had been opened within five years prior to the onset of the crisis. As the freedom of cross-border capital movement increases, large-scale capital flows into fast-growing countries in pursuit of higher investment returns, leading to an increase in asset prices and triggering credit expansion.

Ultimately, large capital inflows can lead to the overvaluation of a country's currency, increase the current account deficit, and increase the likelihood of a "sudden stop" economic crisis. Reinhart (2012) reports that the precursors of financial crises are large capital inflows accompanied by rapid increases in stock prices, surges in real estate prices, *A*-shaped economic growth rates, and a sharp increases in debt levels. In other words, excessive capital inflows stimulate lending, boost asset prices, and increase debt in both the private and public sectors. Therefore, cross-border capital flows play a positive role in activating investment for economic growth but, at the same time, can transmit shocks in the external economy, causing spillovers and increasing macroeconomic volatility.

This report aims to reassess the issue of cross-border capital flows in the era of uncertainty, as the global economy faces the aftermath of the COVID-19 pandemic. Since the onset of the COVID-19 crisis in March 2020, the global economy has entered an era of uncertainty. With the pandemic declared and the infectious disease crisis reaching its peak, countries around the world implemented economic lockdowns to curb the spread of the coronavirus, which lacked treatment and vaccines. As a result, the infectious disease crisis translated into an economic crisis, leading to a rapid contraction in economic activity. In response, governments worldwide implemented unprecedented fiscal stimulus measures, and central banks eased financial conditions through interest rate cuts and quantitative easing, providing substantial liquidity to the markets. In April 2020, the United States implemented a \$3 trillion stimulus package, and the Federal Reserve cut the benchmark interest rate to 0% in March 2020. The Federal Reserve

embarked on an unprecedented asset purchase program (quantitative easing), purchasing not only Treasury bonds but also municipal bonds, corporate bonds, junk bonds, and exchange-traded funds (ETFs). Even Japan, which has the highest government debt-to-GDP ratio, announced a stimulus package of 108 trillion yen, equivalent to 20% of the GDP, in April 2020. Similarly, the European Union has prepared stimulus packages of between 10% and 20% of GDP for its member countries. As a result of these fiscal spending and quantitative easing, massive liquidity flowed into the asset markets of each country. This created an imbalance where asset prices rose, while the real economy stagnated. Moreover, a much larger amount of funds flowed into the asset markets of emerging economies compared to the global financial crisis in 2008 and the taper tantrum in 2013. These financial imbalances deepened the concerns of policymakers regarding global inflation and rising interest rates in 2022, complicating efforts to maintain financial market stability.

Cross-border capital flows are an important channel for the cross-border transmission of international risks. Sudden capital movements under external shocks, trigger systemic risks domestically, increasing the likelihood of a financial crisis. In the current context, trends such as the U.S.-China strategic competition, the Russia-Ukraine situation, the Israel-Hamas conflict, and the strengthening of protectionism and nationalistic tendencies are causing the international regime of trade norms and financial infrastructure to be weaponized as sanction tools. This trend towards deglobalization adds greater uncertainty to the ripple effects of cross-border capital movements between nations. Accordingly, this paper aims to assess the

major external shocks and policy responses, as well as the status of cross-border capital flows, in the aftermath of the pandemic crisis. It also seeks to re-examine the impact of uncertainty on cross-border capital movements. Additionally, it aims to derive policy implications using key models from the Integrated Policy Framework currently being implemented by the International Monetary Fund.

This report consists of five chapters, including an introduction in Chapter 1 and a conclusion in Chapter 5. Chapter 2 discusses the major external shocks that occurred after the 2020 pandemic crisis, outlining patterns of capital inflows and outflows and policy issues arising from them. Initially, during the 2020 pandemic crisis, the global economy contracted by -2.8%, indicating a more severe economic downturn than the -0.1% contraction during the global financial crisis in 2009. In 2009, China initiated large-scale infrastructure investment, driving global economic activity and propelling the economic recovery in commodity-exporting countries. India also recorded a strong growth rate of 8.5% in 2009, contributing to the rapid recovery of emerging economies with high trade dependence on China and India.

However, in the 2020 pandemic crisis, not only advanced economies but also emerging economies experienced severe economic downturns. During the peak of the COVID-19 crisis in March and April 2020, significant capital outflows occurred in emerging economies, recording a scale more than three times larger than the capital outflows during the tightening period in 2013.

As volatility in cross-border capital flows increased to unprecedented levels, the stability in exchange rates and financial markets in emerging economies became a crucial issue. Emerging economies that adopted

a floating exchange rate regimes showed more flexible current account adjustments and a faster economic recovery than those that adopted fixed exchange rates pegged to the U.S. dollar. Despite foreign capital outflows during the pandemic crisis, the U.S. Treasury market maintained its safe haven status, benefiting from the Federal Reserve's extensive quantitative easing measures.

In contrast, emerging economies faced challenges as their currency values depreciated, and bond yields rose, making it difficult for them to implement quantitative easing measures similar to the United States. In these countries, the issuance of bonds for fiscal spending led to high bond yields due to concerns about sovereign default risks. To lower bond yields, central banks would have to issue new currency to buy bonds, but this process could further depreciate the value of the currency in emerging economies, increasing the potential for inflation and foreign exchange crises.

Therefore, there is a significant difference in policy space between advanced and emerging economies in terms of quantitative easing. Moreover, the large amount of liquidity injected into the market through extensive fiscal spending and quantitative easing, and the resumption of economic activity from the second half of 2020, translated into delayed supply due to disruptions in value chains. This, in turn, resulted in supply delays, increased production costs, and price hikes for production factors and goods, as demand quickly recovered but supply struggled to catch up.

This indicated the deepening global inflation in 2022, eventually serving as the tipping point for a rapid shift in monetary policy toward interest rate hikes. Concerns about the fiscal room for maneuver of

countries worldwide increased as public debt sharply rose in the aftermath of the COVID-19 crisis.

Since 2014, there has been a steady decline in government bond yields among major economies, leading to the belief that economic stabilization through government debt would be possible. However, the key question was, to what extent private demand absorbed the government bonds supplied to the market.

In the year 2020, the United States and Canada, where government debt relative to GDP increased the most, saw more than 40% of the government bonds were absorbed by private demand. However, in European countries such as Italy, Spain, Greece, and others, the majority of government debt has been absorbed by central bank quantitative easing. This indicates that the fiscal space for these European countries should be considered limited.

Chapter 3 empirically analyzes the effects of uncertainty shocks on capital flows and macroeconomic variables. Panel regression analysis results show that an increase in the Global Economic Policy Uncertainty Index (GEPU) decreases total capital inflows relative to GDP, but the Country-specific Economic Policy Uncertainty Index (CEPU) did not yield a statistically significant relationship with capital flows. This suggests that fluctuations in capital inflows are more closely related to external factors rather than domestic uncertainty factors.

Subsequently, a panel VAR analysis was conducted on three external shocks: global uncertainty, US policy interest rates, and international oil prices. The results showed that a one-unit increase in economic policy uncertainty led to a 0.1 percentage point rise in short-term interest rates, a 0.08 percentage point decrease in stock market indices

lasting over 7 months, and a 0.1 percentage point decrease in fund inflows relative to quarterly GDP, recovering after 3 months.

When US interest rates increased by one unit, individual countries' short-term interest rates rose by 0.1 percentage points, with a lasting effect. Stock market indices fell by 0.013 percentage points in the short term, and capital inflows decreased by 0.03 percentage points relative to quarterly GDP. Oil price shocks had a very limited impact on capital flows compared to other external shocks.

Analyzing the effects of global economic policy uncertainty (GEPU) shocks separately for developed and emerging countries revealed that interest rates slightly decreased in developed countries in response to uncertainty shocks, while no statistically significant results were found for emerging countries. In the short term, developed countries' stock market indices fell by 0.1 percentage points, and fund inflows decreased by 0.3 percentage points relative to quarterly GDP.

High-debt countries showed a statistically significant decline in industrial production in response to global economic policy uncertainty shocks, and relatively larger decreases in stock market indices and nominal currency values. Lastly, countries with higher degrees of financial openness experienced greater capital outflows following global uncertainty shocks.

In Chapter 4, we investigated the economic fluctuations resulting from the overseas interest rate hike shock through the integrated policy framework of the IMF and compared the effects of economic stabilization policies. The impact of the overseas interest rate hike on economic fluctuations differed significantly between emerging small open economies and advanced small open economies, especially in

terms of inflation volatility. While in advanced countries inflation remained stable even in the presence of external shocks, significant inflation occurred in emerging economies. Thus, in advanced countries, the decline in overseas export demand led to a reduction in output, prompting a policy rate cut for economic stimulus. In contrast, in emerging economies, it was observed that, to achieve price stability rather than counteracting output decline, interest rates were increased. Furthermore, when foreign exchange market interventions and capital flow management policies were combined with monetary policy, the stabilizing effects on the economy were more pronounced in emerging countries. Particularly, it was found that foreign exchange market intervention policies, when limiting the rise of the real exchange rate to the same extent as capital flow management policies, enhanced macroeconomic stability more than capital flow management policies alone.

Countries with positive net external assets experienced a relatively limited appreciation of the exchange rate in response to the interest rate hike abroad. Consequently, the cost of imported intermediate goods did not increase significantly, resulting in a smaller output contraction than in countries with a balanced external asset position. The results of the policy experiment indicate that in the case of countries with positive net external assets, when foreign exchange market interventions and capital flow management policies were combined with monetary policy, the volatility of output stabilized. However, there was an observed increase in the volatility of consumption and trade balances. It was noted that, with exchange rate stability, the price fluctuations of imported intermediate goods were

reduced, which consequently reduced the amplitude of output fluctuations. Nevertheless, the increased volatility of consumption and trade balances is attributed to the direct impact of financial transactions in the international financial markets. This impact is influenced by foreign exchange market interventions and capital flow management, ultimately leading to a higher amplitude of economic fluctuations.

〈책임〉

한원태

University of Wisconsin–Madison 경제학 석사 · 박사

대외경제 정책연구원 국제거시금융실 국제금융팀 부연구위원

(現, E-mail: hanwontae@kiep.go.kr)

저서 및 논문

『코로나19 위기와 기업경쟁구도 변화: 과거 경제위기와의 비교를 중심으로』(공저, 2022)

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

“FDI and firm productivity in host countries: The role of financial constraints,”(공저, *Journal of International Money and Finance*, 2022) 외

〈공동〉

김효상

미국 UCLA 경제학 석사 · 박사

대외경제 정책연구원 국제거시금융실 국제금융팀 연구위원

(現, E-mail: hyosangkim@kiep.go.kr)

저서 및 논문

『신용공급 변동이 경제성장 및 금융위기에 미치는 영향』(공저, 2020)

『포스트 코로나 시대 주요국의 통화 · 재정 정책 방향과 시사점』(공저, 2021) 외

송새랑

University of Wisconsin–Madison 경제학 석사, 박사 수료
대외경제 정책연구원 국제거시금융실 국제금융팀 연구원
(現, E-mail: ssong@kiep.go.kr)

저서 및 논문

- “한국의 분기별 자본스톡과 잠재성장을 추계(1981~2012)”(공저, *한국경제의 분석*, 2014)
“The Distribution of Optimal Liquidity for Economic Growth and Stability,”(with PYO Hak K., *KIEP Working Paper*, 2015)
-

김준형

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

저서 및 논문

- 『환율 변동이 수출입과 무역수지에 미치는 영향』(2022)
『대외 충격이 국내 실물경제에 미치는 영향: 러시아 지정학적 위험과 미 통화 정책 불확실성을 중심으로』(2022)
『최근 경상수지 변동요인과 시사점』(2023) 외

KIEP 연구보고서 발간자료 목록

■ 2023년	23-01 아세안 경제통합의 진행상황 평가와 한국의 대응 방향: TBT와 SPS를 중심으로 / 곽성일 · 신민금 · 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 경쟁 정책을 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 · 김초룡 · 전혜원 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 · 김다율 · 이정균 · 최유정 23-12 대외 정책과 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 · 임회동
---------	--

- 23-14 기후클럽 형성에 대한 통상 정책적 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 지식자산권 확보와 성과에 미치는 영향 /
김종덕 · 구경현 · 강구상 · 김혁황
- 23-23 대외총격의 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 · 나수열 · 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 신시대 한-미-중 삼각관계의 복합성과 새로운 균형 모색 / 정덕구 · 강준영 · 장영희 · 변정아 · 유다인
■ 2022년	22-01 미중 전략경쟁 시대 지정학적 리스크와 경제안보 / 허재철 · 연원호 · 김상배 · 김연규 · 김홍규 · 박성빈 · 이승주 · 이준구 · 이왕휘
	22-02 디지털 무역협정 전략 로드맵 연구 / 이규엽 · 이천기 · 최원석 · 염준현 · 황운중
	22-03 노동소득분배 결정요인 분석과 정책적 시사점 / 백예인 · 한민수 · 김원기 · 김현석
	22-04 인도의 신 · 재생에너지 시장 및 정책 분석과 한-인도 협력 방안 / 한형민 · 김정곤 · 김도연 · 백종훈 · 김소은
	22-05 국제사회의 ESG 대응과 한국의 과제 / 문진영 · 윤상하 · 박지원 · 나승권 · 이성희
	22-06 중국 도시의 녹색전환 정책과 시사점 / 최원석 · 정지현 · 박진희 · 이한나 · 김주혜 · 최지원
	22-07 주요국의 탄소중립과 그린성장전략에 관한 연구: EU, 미국, 중국, 일본을 중심으로 / 김규판 · 강구상 · 최원석 · 오태현 · 이현진 · 오종혁 · 이정은

- 22-08 바이든 행정부의 글로벌 공급망 재편 정책과 시사점: 반도체 및 배터리 산업을 중심으로 /
강구상 · 김종혁 · 권혁주 · 박은빈 · 고종완
- 22-09 기후변화에 따른 아프리카 · 중동의 식량안보 위기와 한국의 협력방안 /
강문수 · 한선이 · 손성현 · 김예진 · 정민지 · 박규태
- 22-10 ODA 사업의 유형별 평가방법 연구: 기술협력 사업을 중심으로 /
이은석 · 오지영 · 윤혜민 · 박차미 · 홍문숙
- 22-11 글로벌 환경상품 · 서비스 시장개방의 경제적 효과와 정책 시사점 /
이주관 · 조문희 · 강준구 · 김지현
- 22-12 김정은 시대 북한의 대외관계 10년: 평가와 전망 /
최장호 · 김다율 · 이정균 · 최유정
- 22-13 코로나19 위기와 기업경쟁구도 변화: 과거 경제위기와의 비교를 중심으로 / 윤상하 · 백예인 · 한원태 · 이윤수 · 김대순
- 22-14 미 · 중 · 러 전략경쟁 시기 러시아의 대중국 관계 발전과 정책 시사점 /
박정호 · 강부균 · 현승수 · 제성훈
- 22-15 포용적 무역을 위한 국내보완대책의 성과와 시사점 /
구경현 · 배찬권 · 박혜리 · 류기락
- 22-16 기후 · 환경변화가 이주 및 노동시장에 미치는 영향 연구 /
장영욱 · 이승호 · 송지혜 · 김제국 · 정민지
- 22-17 금융위기 전개 과정 및 요인 분석: 복잡계와 머신러닝 방법론을 중심으로 / 정영식 · 오갑진 · 한원태 · 백예인 · 강은정 · 김유리
- 22-18 인도의 주별 인구구조 변화가 노동시장과 산업별 고용구조에 미치는 영향 / 노윤재 · 박지원 · 조승진 · 김민희
- 22-19 공여국의 ODA 정책 결정 과정 비교연구: 국민 인식과 정책 동기 중심으로 / 윤정환 · 이은석 · 송지혜 · 윤혜민 · 박소정
- 22-20 한국의 서비스무역 통계 개선 방안 연구 /
김종덕 · 조문희 · 김현수 · 강준구 · 김혁황 · 권현호 · 김천곤
- 22-21 미 · 중 경쟁 하 중남미의 GVC 참여와 RVC 구축 연구 /
홍성우 · 이승호 · 김진오 · 박미숙 · Alenka Guzmán
- 22-22 한국–동남아 가치사슬 안정화를 위한 메콩지역 협력 방안 연구 /
곽성일 · 정재완 · 신민금 · 김제국
- 22-23 미국의 대중 금융제재 영향과 시사점 /
연원호 · 김효상 · 문지영 · 나수엽 · 김영선

- 22-24 국경간 전자상거래가 글로벌 가치사슬에 미치는 영향 /
예상준 · 김혁황 · 금혜윤 · 이승래
- 22-25 중국 탄소가격 정책이 한중 경제관계 변화에 미치는 영향 및 시사점 /
정지현 · 성한경 · 김홍원 · 이한나 · 김주혜 · 박혜지
- 22-26 팬데믹과 전쟁 이후 국제경제질서 변화와 대응 /
김경수 · 김홍기 · 송치영
- 22-27 미 · 중 전략 경쟁 시대 글로벌 기업의 대응과 중국진출 한국기업에
대한 시사점 / 현상백 · 문지영 · 박민숙 · 오종혁 · 오윤미
- 22-28 경제안보 이슈의 부상과 대외협력 방향 /
최원석 · 곽성일 · 문진영 · 최장호 · 한형민 · 박영석 · 이정균 ·
김은미 · 홍진희 · 김범환 · 김종인 · 윤정현
- 22-29 디지털통상협정의 한국형 표준모델 설정 연구 /
권현호 · 이주형 · 김민정 · 곽동철
- 22-30 우리나라 외환부문 선진화 방향 연구 /
김효상 · 안성배 · 정영식 · 양다영 · 김유리 · 강은정 · 강태수 · 김경훈

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
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 경제 정책동

대외경제 정책연구원 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) (영문: 약호 포함)	
대표자		
발간물 수령주소	우편번호	
담당자 연락처	전화 FAX	E-mail :
회원소개 (간략히)		
사업자 등록번호	종목	

회원분류 (해당란에 ✓ 표시를 하여 주십시오)

S 발간물일체	A 계간지
<input type="checkbox"/> 기관회원	
<input type="checkbox"/> 개인회원	
<input type="checkbox"/> 연구자회원	

* 회원번호

* 간신통보사항

(* 는 기재하지 마십시오)

특기사항



Impact of External Shocks on Capital Flows and Effectiveness of Economic Stabilization Policies

Wontae Han, Hyo Sang Kim, Saerang Song, and Junhyong Kim

자본유출입은 국경 간 리스크 전이의 주요 경로로 작용하는데, 급격한 자본이동하에 대외충격은 대내 시스템적 리스크를 촉발시켜 금융위기의 가능성을 높인다. 오늘날과 같이 미·중 전략 경쟁, 러시아-우크라이나 사태, 이스라엘-하마스 전쟁, 보호주의 및 자국우선주의 강화 등의 영향으로 무역 규범 및 금융 인프라의 국제레짐(international regime)이 제재도구화되는 탈세계화 추세는 국가 간 자본이동의 파급효과에 더 큰 불확실성을 더하고 있다. 이에 따라 본 보고서에서는 팬데믹 위기 이후 주요 대외충격과 정책대응 및 국경 간 자본유출입 현황을 파악하고, 불확실성이 자본유출입에 미치는 효과를 재점검한다.

