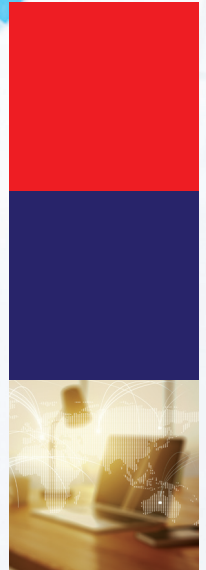




연구보고서 25-11



글로벌 고부채 동향 및 거시경제적 함의

최홍석
박지원
송하윤
이병준
신꽃비

글로벌 고부채 동향 및 거시경제적 함의

최흥석·박지원·송하윤·이병준·신꽃비

연구보고서 25-11

글로벌 고부채 동향 및 거시경제적 함의

인 쇄 2025년 12월 23일
발 행 2025년 12월 30일
발행인 이시욱
발행처 대외경제정책연구원
주 소 30147 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
전 화 044) 414-1179
팩 스 044) 414-1144
인쇄처 (사)아름다운사람들(02-6948-9650)

©2025 대외경제정책연구원

정가 10,000원
ISBN 978-89-322-1941-7 94320
978-89-322-1072-8(세트)

대외경제정책연구원은 'ESG 경영' 방침에 따라
친환경 용지를 사용합니다.



2020년 코로나19 팬데믹이라는 미증유의 위기를 맞아 각국 정부와 중앙은행은 막대한 규모의 재정을 투입하고 유동성을 공급하였다. 이 과감한 대응은 최악의 경기침체를 막는 데는 성공하였으나 그 결과 세계는 역사상 유례없는 수준의 부채를 마주하게 되었다. IIF(국제금융협회)에 따르면 글로벌 부채는 2025년 1/4분기에 324조 달러(약 45경 2,500조 원)를 상회하였는데, 이는 글로벌 GDP의 약 3배에 달하는, “나폴레옹 전쟁 이후 볼 수 없었던 수준”의 부채이다. 그리고 해당 분기 동안 글로벌 부채는 7조 5천억 달러 증가하였는데 이 역시 2022년 말 이래 분기당 평균치 1조 7천억 달러에 비하면 4배 이상 높은 수치로서, 글로벌 고부채 문제가 팬데믹 이후 해소되기는커녕 악화일로를 걷고 있음을 보여준다. 이에 본 보고서에서는 팬데믹 이후 고부채 문제의 구조를 재검토하고 각 경제권의 취약성을 면밀히 분석하여 선제적인 정책 대응의 근거를 마련하고자 한다.

먼저 제2장에서는 Chudik *et al.*(2021)의 임계치가 추가된 글로벌 벡터자기회귀(TGVAR: Threshold-augmented Global Vector Autoregression) 모형을 이용하여 신흥개도국의 대외부채 위기를 분석하였다. 여기서 회귀식 좌측의 피설명변수는 GDP 성장률이고 우측의 주요 설명변수 중 하나는 대외부채/GDP 비율의 증가율이다. 또한 임계치는 대외부채/GDP 비율 증가율의 임계치로서 해당 증가율이 임계치를 넘을 때 일반적인 선형항에 더해 상수항이 추가적으로 GDP 성장률에 영향을 미치는 것으로 모형화하였다. 이를 중국, 인도, 브라질 등이 포함된 14개 신흥개도국을 대상으로 1985년 1/4분기부터 2024년 4/4분기까지의 분기별 데이터를 사용하여 추정한 결과는 다음과 같다.

먼저 임계치 분포를 살펴보면, 인도(1.46%), 중국(3.14%), 사우디아라비아(3.61%), 남아프리카공화국(4.39%), 브라질(4.59%)이 5% 미만의 낮은 임계치를 갖는 반면, 페루(19.19%), 태국(10.71%), 멕시코(10.13%), 인도네시아(8.82%), 말레이시아(8.84%)는 상대적으로 높은 임계치를 갖는 것으로 나타났다. 또한 임계치가 포함된 비선형항(대외부채/GDP 비율의 증가율이 임계치를 넘을 때 1의 값을 갖고 그 외의 경우에 0의 값을 갖는 지시함수)의 계수 역시 모든 국가에 대해 음수(성장에 부정적 영향)가 아니라 브라질, 중국, 멕시코, 사우디아라비아, 튀르키예에 대해서는 양수(성장에 긍정적 영향)인 것으로 나타났다. 즉 임계치 그리고 대외부채 증가 속도가 임계치를 넘을 경우 이것이 경제성장에 미치는 비선형적 영향은 단순히 각국의 경제 규모나 발전 수준으로 설명되지 않는다는 것을 알 수 있다.

다음으로 제3장에서는 선진국으로 초점을 옮겨 높은 정부부채의 지속가능성에 대해 분석하였다. 먼저 부채 동학식(Debt Dynamics Equation)을 이용하여 선진국의 GDP 대비 정부부채 비율의 추세와 이자율, 성장률, 기초재정수지 등 주요 항목별 기여도를 분석하였는데, 그 결과 선진국의 정부부채 비율은 두 차례의 경제위기를 극복하기 위한 대규모 재정 확대와 지속된 재정적자 기조로 인해 2008년 이후 매년 2.3%p씩 증가하였고 앞으로도 2030년까지 매년 0.8%p씩 증가할 것으로 전망되었다. 이에 따라 지속적으로 증가하는 높은 정부부채가 경제성장에 어떤 영향을 미치는지 재검토해 볼 필요가 있고, 이를 Chudik *et al.*(2017)의 패널 임계치 자기회귀 시차분포(Panel Threshold-ARDL: Panel Threshold-AutoRegressive Distributed Lags) 모형과 패널

임계치 시차분포(Panel Threshold-DL) 모형을 통해 분석해 보았다. 단, 여기서 임계치는 제2장에서와 달리 GDP 대비 정부부채 수준 자체의 임계치이다. 분석 결과는 다음과 같다.

먼저 선진국 정부부채의 임계치는 GDP 대비 78~89% 수준으로 나타났는데, 이는 기존 문헌에서 제시하는 80~100% 수준과 유사한 것이다. 그리고 정부부채 비율이 임계치보다 높은 고부채 상태에서는 GDP가 평균적으로 0.013~0.020%p만큼 낮아지며, GDP 대비 정부부채 비율이 1%p 증가할 때 GDP는 장기적으로 0.151~0.210%p만큼 감소하는 것으로 나타났다. 또한 선진국의 정부부채가 경제성장에 미치는 영향을 시계열적으로 분석한 결과, 2008년 글로벌 금융위기를 기점으로 이전에는 정부부채의 임계치가 GDP 대비 32~36% 임에 반해 이후에는 87~89%로 상승한 것으로 나타났다. 정부부채 증가가 GDP에 누적적으로 미치는 장기효과도 금융위기 이전에는 -0.049~-0.059%p였다가 이후에는 -0.091~-0.137%p로 증가한 것으로 나타났다.

마지막으로 제4장에서는 한국에서 민간부채가 실물경제 그리고 금융 안정성에 미치는 영향을 각각 살펴보았다.

먼저 민간부채가 실물경제에 미치는 영향을 살펴보는 데에는 평활 이행 함수(smooth transition function)를 도입한 상태의존 국소투영(State-Dependent Local Projection) 모형을 사용하였는데, 여기서 이행 함수(경제가 특정 국면에 있을 확률을 나타내는 함수)는 GDP 대비 민간부채 비율이 장기 추세에서 벗어난 정도를 나타내는 갭 변수에 의존하는 것으로 가정하였다. 분석 결과, 민간부채 증가율은 부채비율이 높은 국면에서 GDP에 통계적으로 유의한 음의

영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이러한 부정적 효과는 약 2분기까지 지속되는 것으로 나타났다. 보다 구체적으로 가계부채 증가율의 경우, 부채비율이 낮은 국면에서 일정 시차를 두고 유의하게 GDP를 증가시키는 순효과를 나타냈다. 추가적으로 부채를 일으킬 여력이 충분한 상황에서 부채를 통한 유동성 확보가 소비를 촉진하여 총수요를 증대시키는 경로가 작동한 것으로 해석된다. 반면 부채비율이 높은 국면에서는 가계부채 증가율이 GDP에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않았다. 그리고 기업부채 증가율의 누적효과는 두 국면 모두에서 통계적으로 유의한 결과를 보이지 않았다.

다음으로 민간부채가 금융 안정성에 미치는 영향은 국면전환 벡터자기회귀(Regime-Switching VAR) 모형을 통해 살펴보았다. 특히 금융 스트레스를 측정하는 데에는 FnGuide에서 제공하는 관련 지수를 사용하였다. 분석 결과, 국면 1(GDP 갭 감소-경기 둔화/수축-기간과 높은 일치성을 보이는 국면)에서 민간부채 증가율 충격은 초기에 금융 스트레스를 유의하게 상승시키나 이후 구간에서는 완화하는 방향으로 전환되는 것으로 나타났다. 반면 국면 2에서는 유의한 영향이 확인되지 않았다. 보다 구체적으로 민간부채를 기업부채와 가계부채로 나누어 살펴보았을 때는 두 부채가 금융 스트레스에 대해 상반된 영향을 미치는 것으로 나타났다. 기업부채 증가율 충격은 전반적으로 금융 스트레스를 상승시키는 방향으로 작용하고, 가계부채 증가율 충격은 전반적으로 금융 스트레스를 완화하는 방향으로 작용하는 것이다.

이러한 분석 결과가 우리나라에 주는 정책적 시사점은 다음과 같다.

첫째, 민간부채 증가가 반드시 경제에 부정적인 영향을 미치는 것은 아니며,

경제 상황에 따라 실물경제 회복과 금융안정에 기여할 수 있다. 이는 GDP 대비 부채 수준, 증가 속도, 거시경제 여건에 따라 달라질 수 있으므로, 총량규제 중심의 접근보다는 국면·부문별 특성을 고려한 정책 설계가 요구된다.

둘째, 민간부채에 대한 정책 대응은 부문별 기능을 고려하여 차별적으로 이루어져야 한다. 앞에서 살펴본 분석 결과는 가계부채와 기업부채가 실물경제와 금융안정에 미치는 영향이 구조적으로 상이함을 보여준다. 이는 민간부채의 영향을 평가함에 있어 부채의 용도와 파급경로, 부문별 구조적 특성을 종합적으로 고려할 필요가 있음을 시사한다. 가계부채는 경제성장에 유의한 긍정적 영향을 미치며 금융 스트레스를 완화하는 것으로 나타났다. 따라서 가계부채는 분할상환, 장기·고정 금리를 유도하고 취약차주를 중심으로 표적 지원하여 소비 진작 및 경기완충 기능을 보전할 수 있다. 반면 기업부채는 성장효과가 통계적으로 유의하지 않은 가운데, 특히 경기 둔화기에 기업부채 증가가 금융 스트레스를 심화할 수 있는 것으로 나타났다. 이에 따라 부문별 신용 확대의 속도와 구성(기업별/산업별)을 면밀히 모니터링하고, 회사채 시장 유동성 제약에 대비한 시장안정장치를 마련하며, 만기·차환 위험을 축소하는 등 리스크 관리를 중심으로 접근할 필요가 있다.

셋째, 민간부채에 대한 거시건전성 정책은 단일 지표 기반의 조기 경보식 접근보다는, 다양한 거시경제 여건과 부채 구조의 상호작용을 반영하는 동태적 모니터링 체계를 구축할 필요가 있다. 상태의존 국소투영 모형과 국면전환 벡터 자기회귀 모형을 활용한 분석은 민간부채가 거시건전성에 미치는 영향이 부채 수준, 경기 국면, 금리 등 다양한 거시경제 변수와의 상호작용에 따라 달라질

수 있음을 보여준다. 이는 민간부채의 리스크를 평가하고 정책을 설계함에 있어, 개별 지표의 위험 신호를 종합하는 방식보다는 경제 전반의 구조적 연계성을 반영한 통합적 접근이 필요함을 시사한다.

넷째, 정부부채의 지속가능성에 대한 분석 결과가 한국에 주는 시사점 역시 중요하다. 피상적으로는 현재 한국의 GDP 대비 정부부채 비율 47.2%가 해당장에서 추정된 임계치의 범위 78~89%보다 현저히 낮아 경제성장에 미치는 비선형적 악영향이 없는 것으로 보일 수 있으나, 분석 모형을 심도 있게 들여다보면 쉽게 그러한 결론을 내릴 수 없음을 알 수 있다. 원화가 기축통화가 아니라는 점은 차치하더라도, 임계치 자체가 여러 선진국의 정해진 기간의 데이터를 기반으로 추정된 평균값으로서 국가별, 시기별로 다르게 나타날 수 있고 그 외에도 모형이 역인과관계(reverse causality)와 누락 변수(omitted variable) 문제로부터 완벽히 자유롭지 않기 때문이다. 따라서 임계치의 추정치를 해석하는 데 있어 이를 절대적인 기준으로 인식하기보다는 재정운용을 함에 있어 주요 고려 요소 중 하나로 인식하는 지혜가 필요하다.

마지막으로 신흥개도국의 대외부채 위기 가능성에 대한 연구 역시 한국에 시사하는 바가 적지 않다. 1997년 아시아 금융위기의 진원지였던 태국에 대외부채 증가 충격이 발생할 경우 아세안+3 역내 국가인 인도네시아와 말레이시아가 받는 영향이 미국보다 현저히 크다는 분석 결과는 역내 금융안정 협력의 중요성을 부각시킨다. 아세안+3의 주요국으로서 한국은 치앙마이 이니셔티브 다자화(CMIM)의 유동성 공급 기능과 아세안+3 거시경제조사기구(AMRO)의 역내 거시경제 감시 기능 개선과 강화에 지속적으로 관심을 가져야 할 것이다.



국문요약 3

제1장 서론 17

 1. 연구의 배경 18

 2. 글로벌 부채 동향 21

 가. 글로벌 21

 나. 선진국 23

 다. 신흥국 23

 라. 한국 25

 3. 연구의 구성 28

제2장 신흥개도국: 대외부채 위기 가능성 31

 1. 서론 32

 가. 연구 배경 32

 나. 연구 목적 33

 다. 연구의 구성 34

 2. 선행연구 검토 35

 3. TGVAR 방법론 38

 가. TGVAR 모형의 핵심 개념 38

 나. 추정 전략 39

 다. 시뮬레이션 및 충격반응 분석 40

 4. 데이터 및 실증 분석 41

 가. 데이터 구성 및 표본 41

 나. 변수 선택 및 정의 42

다. 국가별 주요 변수의 기술통계	44
5. 실증 결과	47
가. 국가별 TGVAR 모형 추정 결과	47
나. 지역별 TGVAR 모형 추정 결과	51
다. 총채무효과 검정	54
라. 결핍값에 대한 논의	57
마. 대외부채 체제 전환 가능성	66
바. 대외부채 파급효과 분석	71
6. 소결	75
가. 주요 결과의 요약	75
나. 정책적 시사점 및 향후 과제	76

제3장 선진국: 정부부채의 지속가능성 79

1. 서론	80
2. 선행연구	83
3. 선진국 정부부채의 지속가능성 분석	85
가. 부채 동학식	86
나. 주요 선진국 정부부채의 지속가능성 검토	87
다. 소결: 선진국 정부부채 수준의 지속가능성	94
4. 정부부채가 경제성장에 미치는 영향	95
가. 정부부채와 경제성장 간 관계	95
나. 실증모형	97
다. 분석 결과	99
5. 기초재정수지가 경제성장에 미치는 영향	112
가. 기초재정수지와 경제성장 간 관계	113

나. 실증모형	114
다. 분석 결과	115
6. 소결	124
제4장 한국: 민간부채가 거시건전성에 미치는 영향	127
1. 연구 배경	128
가. 한국 민간부채의 중요성	128
나. 민간부채가 실물경제 및 금융 안정성에 미치는 영향에 대한 이론적 근거	130
다. 선행연구	132
2. 민간부채가 실물경제에 미치는 영향	134
가. 모형 설정	134
나. 데이터	136
다. 분석 결과	140
3. 민간부채가 금융 안정성에 미치는 영향	143
가. 민간부채와 금융 스트레스 지수의 관계	143
나. 민간부채와 은행 위기 리스크	150
4. 소결	156
제5장 결론	161
1. 연구 결과 요약	162
2. 정책적 시사점	166

참고문헌	169
부록	179
Executive Summary	219



표 차례

표 2-1.	GDP 대비 대외부채 비율 증가율의 기술통계	45
표 2-2.	GDP 대비 외환보유액 비율 증가율의 기술통계	46
표 2-3.	신흥개도국의 대외부채 비율 성장률의 임계치 및 계수	48
표 2-4.	지역별 임계치 비교	51
표 2-5.	지역별 대외부채 효과 비교	53
표 2-6.	신흥개도국의 총채무효과 검정	55
표 2-7.	금융개방도 및 소득수준별 임계치 평균	63
표 2-8.	신흥개도국의 대외부채 체제 전환과 성장률 하락 확률 (1년, 2년 및 5년 시점)	66
표 2-9.	신흥개도국의 대외부채 임계치 도달 시점 및 지속성 분석	68
표 3-1.	주요 선진국의 GDP 대비 정부부채 변화와 항목별 기여도 전망 (2025~30년)	93
표 3-2.	선진국의 정부부채 증가가 경제성장률에 미치는 영향	100
표 3-3.	신흥국의 정부부채 증가가 경제성장률에 미치는 영향	105
표 3-4.	기초재정수지 증가가 경제성장률에 미치는 영향	116
표 3-5.	신흥국의 기초재정수지 증가가 경제성장률에 미치는 영향	119
표 4-1.	기초 통계량	139
표 4-2.	프로빗 모형 추정 결과	153
표 4-3.	프로빗 모형 추정 결과(배당수익률을 포함하지 않는 경우)	154
표 4-4.	민간부채가 실물경제 및 금융 건전성에 미치는 영향 요약	159



그림 차례

그림 1-1.	글로벌·선진국·신흥국 부채 추이	22
그림 1-2.	신흥국의 대외부채 비율 및 외환보유고	24
그림 1-3.	한국 부채 추이	25
그림 1-4.	한국의 가계부채와 자영업자 부채 추이	26
그림 1-5.	OECD 국가들의 노동시장 내 자영업자 비중(2023년)	27
그림 2-1.	선진국 및 신흥국 구분 지도	41
그림 2-2.	주요 신흥개도국의 금융개방도와 경제발전 수준에 따른 임꺽값과 총채무효과	60
그림 2-3.	주요 신흥개도국의 고부채 체제 조건부 확률 진화	70
그림 2-4.	태국 대외부채 증가 충격에 대한 인접국의 파급효과: GIRF 분석	72
그림 2-5.	태국 대외부채 증가 충격에 대한 역내 주요 경제국의 파급효과: GIRF 분석	73
그림 3-1.	주요 선진국들의 GDP 대비 총부채 변화 추이	80
그림 3-2.	공공부문 분류	88
그림 3-3.	선진국 전체의 GDP 대비 정부부채 변화와 항목별 기여도	89
그림 3-4.	주요 선진국의 GDP 대비 정부부채 변화와 항목별 기여도	92
그림 3-5.	정부부채 증가율과 경제성장률 간 상관관계	96
그림 3-6.	선진국의 정부부채 전환점 및 부채가 GDP에 미치는 효과	101
그림 3-7.	신흥국의 정부부채 전환점 및 부채가 GDP에 미치는 효과	106
그림 3-8.	선진국의 시기별 정부부채 전환점과 부채가 GDP에 미치는 효과	109
그림 3-9.	기초재정수지 증가율과 경제성장률 간 상관관계	113
그림 3-10.	선진국의 기초재정수지 전환점 및 기초재정수지가 GDP에 미치는 효과	117

그림 3-11. 신흥국의 기초재정수지 전환점 및 기초재정수지가 GDP에 미치는 효과	121
그림 4-1. GDP 대비 부채 비율의 추세와 갭	138
그림 4-2. 민간부채 증가율이 GDP에 미치는 영향	141
그림 4-3. 자영업자 부채 증가율이 GDP에 미치는 영향	142
그림 4-4. FnGuide와 한국은행의 금융 스트레스 지수	145
그림 4-5. 민간부채 충격에 대한 FSI의 반응 함수	147
그림 4-6. 가계 및 기업 부채 충격에 대한 FSI 반응 함수	149
그림 4-7. 자영업자 부채 충격에 대한 FSI 반응 함수	150
그림 4-8. 은행업 주가지수, 수익률, 배당수익률	152
그림 4-9. 민간부채 증감 분위별 은행업 초과 수익률에 미치는 영향	156



부록 표 차례

부록 표 2-1. 선진국의 대외부채 비율 성장률의 Threshold 및 계수	211
부록 표 2-2. 선진국 총채무효과 검정	212
부록 표 3-1. 실질 GDP 성장률의 기술통계	213
부록 표 3-2. 인플레이션의 기술통계	214
부록 표 3-3. CPI 조정 명목 주가지수 증가율의 기술통계	215
부록 표 3-4. 분기별 명목 단기 이자율 증가율의 기술통계	216

제1장

K

서론

1. 연구의 배경
2. 글로벌 부채 동향
3. 연구의 구성



1. 연구의 배경

2020년 코로나19 팬데믹이라는 미증유의 위기를 맞아 각국 정부와 중앙은행은 막대한 규모의 재정을 투입하고 유동성을 공급하였다. 이 과감한 대응은 최악의 경기침체를 막는 데는 성공하였으나 그 결과 세계는 역사상 유례없는 수준의 부채를 마주하게 되었다. IIF(국제금융협회)¹⁾에 따르면 글로벌 부채는 2025년 1/4분기에 324조 달러(약 45경 2,500조 원)를 상회하였는데, 이는 글로벌 GDP의 약 3배에 달하는, 나폴레옹 전쟁 이후 볼 수 없었던 수준의 부채이다.²⁾ 그리고 해당 분기 동안 글로벌 부채는 약 7조 5천억 달러 증가하였는데 이 역시 2022년 말 이래 분기당 증가 평균치 1조 7천억 달러에 비하면 4배 이상 높은 수치로서, 글로벌 고부채 문제가 팬데믹 이후 해소되기는커녕 악화일로를 걷고 있음을 보여준다.

이러한 부채의 팽창은 특히 선진국 경제의 구조적 취약성을 드러내고 있다. 팬데믹 기간 급증한 재정지출의 후유증과 고금리가 맞물리면서, 과거 세계경제의 안정추 역할을 했던 주요 선진국들이 이제는 부채위기의 진원지가 될 수도 있다는 우려가 커지고 있는 것이다.

팬데믹 이후 만성 재정적자에 시달리는 프랑스의 사례가 대표적이다. 지난해(2024년) 프랑스의 재정적자는 GDP 대비 5.8%였고, 올해와 내년에는 각각 5.6%와 5.7%를 기록할 것으로 전망된다. 이러한 상황에도 프랑스 정치권은 해법을 찾지 못하고 2022년 마크롱 정부가 재집권한 이후 내각 교체만 다섯 번을 경험했다. 그 결과 프랑스의 정부부채는 지난해 기준 3조 3천억 유로(약 5,400조 원)에 달하게 되었는데 이는 프랑스 GDP의 113%를 넘는 수치로, 유로존에서 그리스, 이탈리아에 이어 세 번째로 높고 OECD 평균인 74%보다도

1) IIF(2025. 5. 6.), Global Debt Monitor: Tariffs, Trade and Risks for Debt Markets(검색일: 2025. 9. 1.).

2) 따옴표 안의 표현은 빅토르 브렌데 WEF(세계경제포럼) 총재의 2024년 발언 인용. 「WEF 총재 “글로벌 부채 너무 많아… 나폴레옹 전쟁 이후 처음」(2024. 4. 29.)(검색일: 2025. 9. 1.).

40%p가량 높다. 결국 2025년 9월 12일 피치(Fitch Ratings)는 프랑스의 국가신용등급을 AA-에서 A+로 한 단계 하향 조정하였고 일각에서는 IMF(국제통화기금) 구제 금융 가능성까지 제기하고 있는 실정이다.

기축통화국 지위를 통해 막대한 재정적자를 감당해 온 미국 역시 예외는 아니다. 2025년 8월 미국의 정부부채는 사상 최초로 37조 달러(약 5경 1,230조 원)를 돌파하였는데, 이는 미국 GDP의 120%를 상회하는 높은 수치이다. 미국의 정부부채는 그 증가 속도 역시 매우 빨라서, 처음으로 36조 달러를 넘어선 것은 고작 여덟 달 전인 지난해 11월 말이었으며, 미국 의회예산처(CBO)는 10년 뒤인 2035년에 정부부채가 59조 달러에 달할 것으로 전망하였다. 더욱 심각한 것은 이러한 고부채에 따르는 이자 비용이다. 2024 회계연도(2023년 10월~2024년 9월)에 미국정부는 국채 이자로만 1조 1,330억 달러(약 1,657조 원)를 지출하였고, 이는 국방비마저 넘어서는 규모이다. 해당 회계연도의 재정적자는 팬데믹 시기 외 사상 최대치인 1조 9,070억 달러(약 2,789조 원)였다. 이와 같은 재정 부담과 고부채에 대응하기 위해 미국은 우방국에까지 관세를 부과하고 스테이블코인의 제도권 편입을 추진하고 있지만 그 효과가 어떠한지는 의문이다.³⁾

선진국이 이처럼 정부부채의 지속가능성과 관련된 내재적 딜레마에 빠져 있다면, 신흥국은 막대한 대외부채 상환 부담에 직면하고 있다. 세계은행(WB)에 따르면 저소득·중소득 국가의 대외부채는 2023년 8조 8천억 달러(약 1경 1,440조 원)로 사상 최대치를 경신하였고, 이에 따른 부채 상환 비용(원금 및 이자) 역시 1조 4천억 달러(약 1,820조 원)로 사상 최대치를 경신하였다. 여기서 부채 상환 비용, 특히 이자 비용이 급증한 데에는 부채 규모뿐만 아니라 선진국발 고금리와 강달러 기조가 영향을 미쳤다. 또한 같은 해 부채 만기 구성의

3) 미국은 최근 「지니어스 법(GENIUS Act)」을 도입하여 스테이블코인의 제도권 편입을 서두르고 있다. 미 정부의 이러한 움직임이 의도하는 바 중 하나는 스테이블코인의 준비자산으로 인정되는 단기채(T-bill)에 대한 수요 창출인 것으로 보인다. 보다 자세한 내용은 박지원, 최홍석, 조영두(2025) 참고.

변화를 보면, 단기채(만기 1년 미만)는 3.4% 증가하고 장기채(만기 1년 이상)는 2.0% 증가하는 등 단기채의 비중이 높아져서, 대외부채 위기 발생 시 대응을 더욱 어렵게 하고 있다. 실제로 2020년 팬데믹 이후 다수의 아프리카 국가—2020년 잠비아와 가나, 2022년 말리, 2023년 에티오피아—가 채무불이행을 선언하였고 그 밖에도 케냐, 모로코, 나이지리아 등이 현재 대외부채 위기에 놓인 것으로 평가되고 있다.⁴⁾

이러한 전 지구적 부채 위기의 격랑 속에서 한국은 독자적인 도전에 직면해 있다. BIS(국제결제은행)에 따르면 2025년 1/4분기 한국의 정부부채는 GDP 대비 47.2%(통계에 포함된 28개 OECD 가입국 중 18위)로 다른 선진국에 비해 아직 양호한 수준이라 할 수 있지만, 가계부채는 GDP 대비 89.5%(통계에 포함된 31개 OECD 가입국 중 6위)로 매우 높다.⁵⁾ 가계부채는 팬데믹 기간 주택담보대출 및 신용대출 확대와 함께 빠르게 증가한 이후 소폭 감소하였으나 여전히 높은 수준을 유지하고 있는 것이다. 이창용 한국은행 총재는 2025년 7월 10일 금융통화위원회 통화정책방향 결정회의 직후 가진 기자간담회에서 “가계부채 수준은…더 이상 커지면 여러 부작용이 일어날 수 있고, 지금 수준도 이미 소비와 성장을 많이 제약하는 임계수준”이라고 우려했다.⁶⁾ 한편 한국의 기업부채는 GDP 대비 111.3%이며 BIS 통계에 포함된 31개 OECD 가입국 중 12위로 그 상대적 심각성이 가계부채보다는 덜하다고 할 수 있으나, 부동산 PF(Project Financing) 부실이라는 뇌관이 여전히 존재하고 있다.

이처럼 포스트 팬데믹 시대의 세계경제는 전례 없는 규모의 부채를 짊어지고 있다. 선진국은 만성 적자재정과 높은 정부부채의 지속가능성을 의심받고 있고, 신흥국은 고금리와 강달러에 따른 대외부채 위기의 재발 가능성에 직면해 있으며, 한국은 과도한 민간부채라는 고질병과 싸우고 있다. 각기 다른 양상

4) 김은경(2024).

5) BIS, DB(검색일: 2025. 3. 1.).

6) 「이창용 "가계부채, 소비·성장 제약하는 임계수준…대출규제 바람직"」(2025. 7. 10.)(검색일: 2025. 9. 1.).

으로 나타나는 듯한 이 부채 위험들은 사실 글로벌 금융시장과 공급망 등을 통해 서로 복잡하게 얽혀 있어서, 하나의 위기가 다른 위기를 촉발하는 연쇄 반응의 위험도 내포하고 있다. 따라서 세계 곳곳에서 지정학적 위험이 늘어나고 미국이 자유무역에 기반을 둔 국제경제 질서를 재편하려고 하는 지금이야말로 글로벌 고부채 문제의 구조를 재검토하고 각 경제권의 취약성을 면밀히 분석하여 선제적인 정책 대응의 근거를 마련해야 할 시점이다. 이러한 상황 인식 속에서 본 보고서를 시작한다.

2. 글로벌 부채 동향

가. 글로벌

[그림1-1-1]은 글로벌 금융위기 이후 글로벌 총부채의 추이를 나타낸 것이다(2007년 2/4분기~2024년 3/4분기).⁷⁾ 글로벌 금융위기 이후 글로벌 총부채는 지속적으로 상승하는 추세를 보이다 코로나19 팬데믹 시기인 2020년 4/4분기에 역대 최고치인 GDP 대비 277.2%를 기록한 후 하락하여 2024년 현재 245% 수준에서 안정세를 보이고 있다.

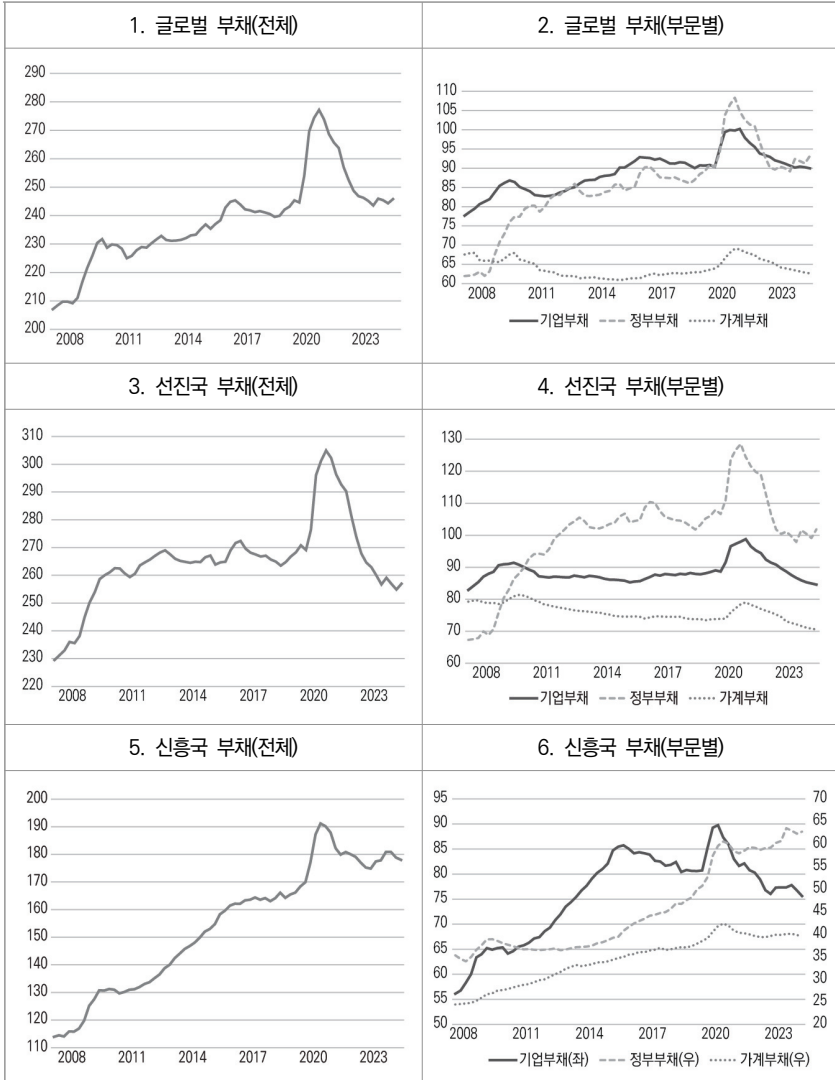
글로벌 부채를 공공부채의 정부부채 그리고 민간부채의 기업부채 및 가계부채로 좀 더 자세히 나누어 살펴보면 [그림1-1-2]와 같다. 이를 통해 앞서 언급한 글로벌 총부채의 추이는 주로 정부부채와 기업부채에 의해 형성되었으며 가계부채는 상대적으로 변화의 폭이 크지 않았음을 알 수 있다.

7) 본 장에서 고려하는 주요 국가(글로벌)는 다음과 같다. 먼저 선진국은 미국, 캐나다, 영국, 네덜란드, 벨기에, 프랑스, 스페인, 노르웨이, 스위스, 스웨덴, 독일, 오스트리아, 이탈리아, 핀란드, 한국, 일본, 호주, 뉴질랜드 등 18개국이고, 신흥국은 멕시코, 칠레, 브라질, 아르헨티나, 튀르키예, 사우디아라비아, 남아프리카공화국, 인도, 중국, 말레이시아, 싱가포르, 태국, 인도네시아 등 13개국이다. 선진국과 신흥국의 구분은 IMF의 기준을 따른다.

이어 글로벌 부채를 선진국과 신흥국으로 나누어 살펴보면 다음과 같다.

그림 1-1. 글로벌·선진국·신흥국 부채 추이

(단위: GDP 대비 %)



자료: BIS, DB(검색일: 2025. 9. 1.)를 바탕으로 저자 계산.

나. 선진국

먼저 [그림1-1-3]은 글로벌 금융위기 이후 선진국의 총부채 추이를 보여주 고 있다. 선진국 총부채의 추이는 2020년 4/4분기에 정점(GDP 대비 304.9%) 에 달한 후 하락한다는 점에서 앞 항에서 살펴본 글로벌 총부채의 추이와 크게 다르지 않으나, 세부적으로는 다음과 같은 차이가 있다. 첫째, 2010년대에는 뚜렷한 추세 없이 260%대에 머무르고 있다. 둘째, 2020년 4/4분기 이후 부채 비율이 크게 하락하여 팬데믹 이전보다도 낮은 수준(255~257%)에 머무르고 있다.

글로벌 부채의 경우와 마찬가지로 선진국 부채를 정부부채, 기업부채, 가계 부채로 나누어 살펴보면 [그림1-1-4]와 같다. 이때 각 부채의 추이는 상당한 차이를 보이는 것을 알 수 있다. 먼저 정부부채의 경우 글로벌 금융위기 직후 GDP 대비 70% 수준이었던 것에 반해 팬데믹 시기 대규모 재정 투입과 유동성 공급을 거치며 2020년 4/4분기 약 130%까지 폭등하였다. 반면 기업부채는 2010년대에 80% 후반에 정체되어 있다가 팬데믹 시기에 상대적으로 소폭 상승한 후 감소하였고, 가계부채는 글로벌 금융위기 이후 오히려 완만하게 감소하 는 추세를 보이고 있다(2008년 4/4분기 78.5% → 2024년 3/4분기 70.6%). 즉 선진국의 경우 정부부채에 초점을 맞추어 그 경제적 영향을 재검토해보는 것이 보다 중요하다고 할 수 있을 것이다.

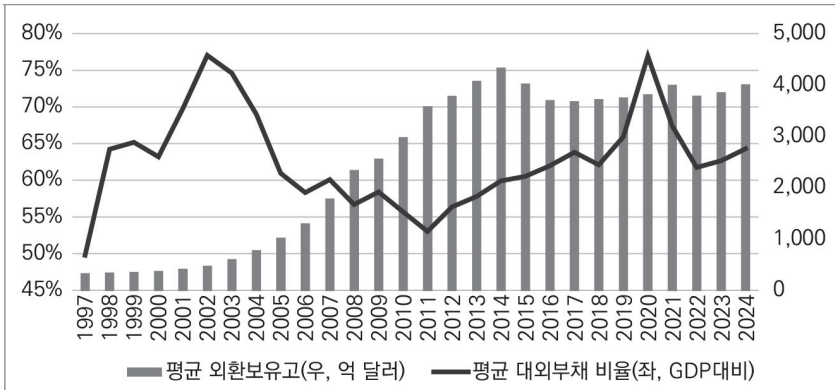
다. 신흥국

[그림1-1-5]는 글로벌 금융위기 이후 신흥국의 총부채 추이를 보여준다. 이 를 통해 신흥국의 총부채는 선진국의 총부채와 달리 뚜렷하며 지속적인 상승 추세를 가짐을 알 수 있다. 2008년 4/4분기 GDP 대비 119.8%에서 시작한 신흥

중국 총부채는 지속적으로 상승하여 2020년 3/4분기에 191.1%로 정점을 찍은 뒤 선진국의 경우와 마찬가지로 반락하였으나 2024년 3/4분기 현재 178.0%로 여전히 높은 수준을 유지하고 있다.

이러한 신흥국 부채의 추이를 부문별로 나누어 살펴보면, 글로벌 금융위기 이후 정부부채와 가계부채가 지속적으로 상승하여 앞서 살펴본 총부채의 상승을 견인한 반면, 기업부채는 팬데믹 기간 최고점을 경신하기는 하였으나 2016년 1/4분기부터 하락 추세를 보여왔음을 알 수 있다(그림1-1-6 참고).

그림 1-2. 신흥국의 대외부채 비율 및 외환보유고



자료: CEIC, DB; Oxford Economics, DB(모든 자료의 검색일: 2025. 3. 22.)를 이용하여 저자 계산.

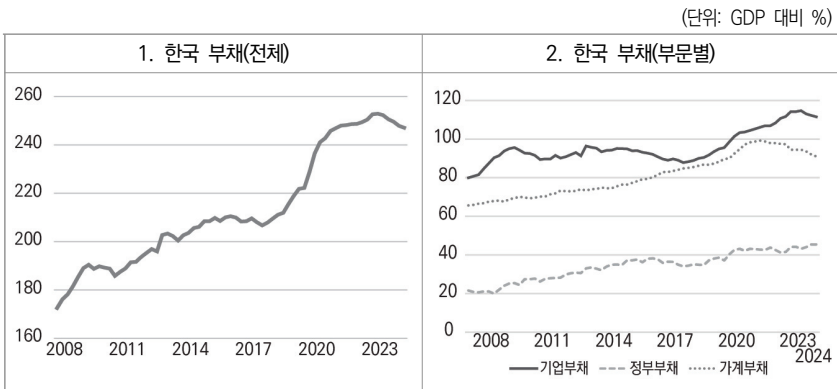
선진국과 달리 신흥국의 부채 동향을 살필 때 추가적으로 주목해야 할 변수는 GDP 대비 대외부채의 비율이다. 신흥국은 자국 통화의 신뢰도가 높지 않기 때문에 달러화나 유로화와 같은 기축통화로 채권을 발행하여 차입하는 경우가 많고, 이때 자국 통화의 가치가 급격히 하락하게 되면 외환위기의 가능성이 높아진다. 따라서 신흥국의 금융 안정성을 판단할 때는 대외부채의 규모가 중요한 지표로 사용된다. [그림1-2]는 1997년부터 2024년까지 신흥국의 평균 대외부채 비율(GDP 대비)과 평균 외환보유고를 나타낸 그래프이다. 이에 따르면 신흥국의 외채는 1997년 아시아 금융위기 이후 급등한 뒤 하락하여 2011년에

는 GDP 대비 53% 수준까지 낮아졌으나 이후 다시 상승 추세로 전환하였고, 이 추세는 2024년 현재까지 이어지고 있다. 1997년 이후 신흥국의 평균 외환보유고가 12배 이상 증가하여(1997년 321억 달러 → 2024년 3,996억 달러) 외환위기 가능성에 있어 아시아 금융위기 당시와는 사뭇 다른 것이 사실이나 이러한 상승 추세의 재현 및 지속이 신흥국의 경제에 미치는 영향에 대해서는 재검토가 필요한 시점이라 할 수 있다.

라. 한국

마지막으로 [그림1-3]을 보면 우리나라의 총부채 추이는 선진국보다 신흥국의 총부채 추이에 더 가까우며, 팬데믹 이후에도 그 감소폭이 상대적으로 크지 않음을 알 수 있다.

그림 1-3. 한국 부채 추이

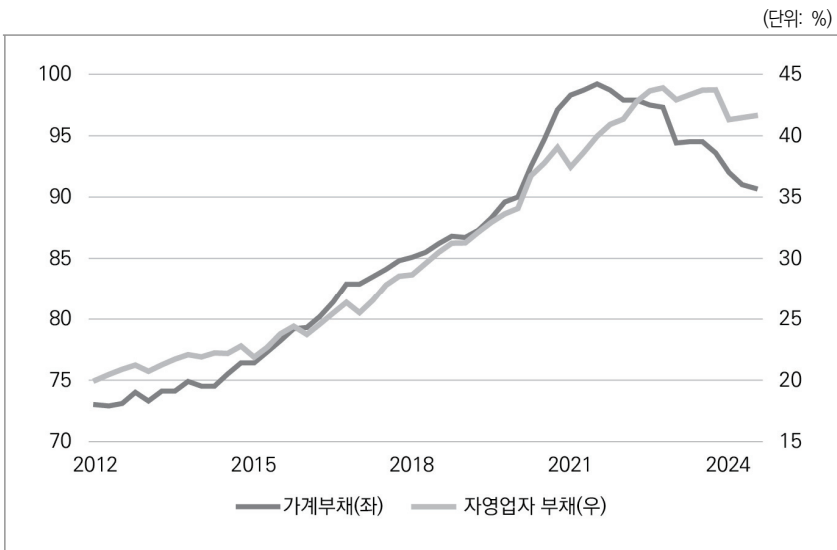


자료: BIS, DB(검색일: 2025. 9. 1.)를 바탕으로 저자 계산.

보다 구체적으로 부채의 부문별 추이를 살펴보면 앞의 항들에서 살펴본 글로벌, 선진국, 신흥국의 부문별 부채 추이와 여러 차이를 보임을 알 수 있다. 먼저 눈에 띄는 것은 정부부채의 수준이 상대적으로 낮다는 것이다. 2007년 2/4분

기에 GDP 대비 21.5%였던 한국의 정부부채는 이후 지속적으로 상승하기는 하였으나 2024년 3/4분기 현재 45.3%로, 같은 시기 선진국 평균 101.8%와 신흥국 평균 62.7%에 비해 현저히 낮은 수준을 유지하고 있다. 앞서 제1절 연구의 배경에서 언급했듯이, 2025년 1/4분기 한국의 정부부채는 BIS 통계에 포함된 28개 OECD 가입국 중 18위로 아직 양호한 수준이라 할 수 있다. 반면 한국의 민간부채는 다른 나라에 비해 상당히 높은 수준임이 잘 알려져 있다. 특히 가계부채는 팬데믹 직후 2021년 3/4분기에 99.2%까지 치솟았는데, 같은 시기 선진국 평균 77.7% 그리고 신흥국 평균 40.3%와 비교하면 한국의 부채 수준과 구조에서 가계부채가 큰 역할을 담당하고 있으며 여기에는 다른 국가들과 다른 한국만의 요인이 존재할 수 있음을 추측할 수 있다.

그림 1-4. 한국의 가계부채와 자영업자 부채 추이

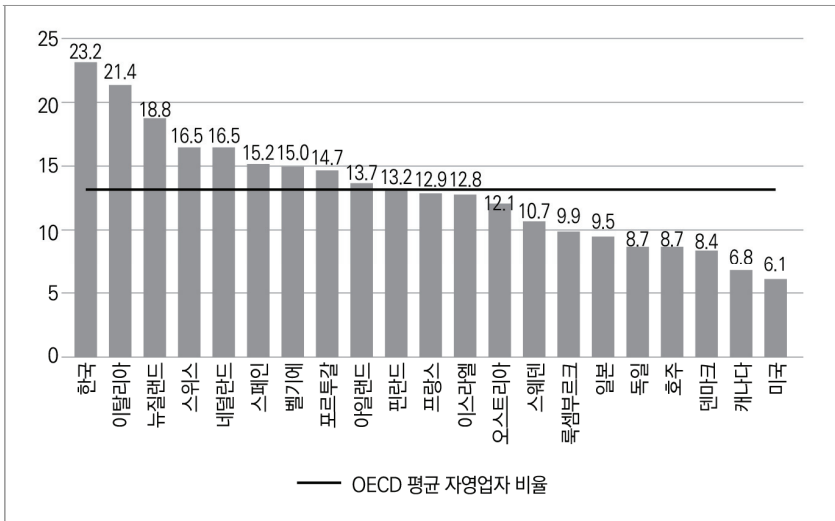


자료: BIS, DB(검색일: 2025. 9. 1.); 한국은행, DB(검색일: 2025. 9. 20.)를 바탕으로 저자 계산.

한국의 가계부채 추이를 설명하는 주요 변수 중 하나로 자영업자 부채⁸⁾를 들 수 있다. [그림1-4]는 2012년 1/4분기부터 2024년 3/4분기까지 한국의 가계부채와 자영업자 부채 추이를 보여주는데, 이를 통해 두 변수가 특히 2020년 4/4분기까지 유사한 움직임을 보였음을 확인할 수 있다. 단, 팬데믹 이후 가계총부채는 GDP 대비 상당한 정도로 감소한 반면 자영업자 부채는 2024년 현재까지도 2022년의 높은 수준을 유지하고 있다.

그림 1-5. OECD 국가들의 노동시장 내 자영업자 비중(2023년)

(단위: %)



자료: OECD, DB(검색일: 2025. 8. 5.).

기본적으로 한국경제 전체에서 자영업자가 큰 비중을 차지하고 있다는 점은 노동시장 내 자영업자 비중을 통해서도 알 수 있다(그림1-5 참고). OECD에 따르면 2023년 한국의 자영업자 비중은 23.2%로, 프랑스(12.9%), 일본(9.5%), 독일(8.7%), 캐나다(6.8%) 등과 비교했을 때 현저히 높다. OECD

8) 여기서 자영업자 부채는 한국은행을 따라 개인사업자대출을 보유한 채무자가 보유한 개인사업자대출과 가계대출의 합으로 정의한다.

평균인 13%와 비교해도 한국의 자영업자 비중은 10%p가량 높다. 이에 더해 한국의 자영업자가 임금 근로자에 비해 대출을 빠르게 늘리는 특징을 보인다는 점(한상완, 김광석, 이준협 2014)까지 고려하면 한국에서 자영업자의 부채가 가계부채, 나아가 총부채의 증가세에 다른 국가에서보다 큰 영향을 미친다고 볼 수 있을 것이다.

한국의 높은 가계부채의 또 다른 요인으로는 부동산을 들 수 있다. 2025년 3월 말 한국의 부동산 담보 대출 총액은 1,336조 원에 달하는데, 이는 전체 담보 대출 1,391조 원의 거의 대부분인 96%에 해당한다. 증가세를 보더라도 1999년에는 22조 원 수준이던 부동산 담보 대출이 2025년 1/4분기에 1,336조 원을 기록한 것은 약 60.7배의 성장으로서 같은 기간 약 3.4배 성장한 한국의 GDP와 비교하면 괄목할 만하다.

3. 연구의 구성

본 보고서는 서론과 결론을 제외하고 총 3개의 장으로 구성되어 있다. 각 장은 앞서 제2절에서 살펴본 신흥국, 선진국 그리고 한국 각각의 부채 구조 특성에 따라 연구 주제를 설정하고 분석을 수행한다.

먼저 제2장에서는 신흥개도국의 대외부채 위기 가능성을 임계치(threshold)가 추가된 글로벌 벡터자기회귀(TGVAR: Threshold-augmented Global Vector Autoregression) 모형을 이용하여 분석한다. 여기서 '임계치'는 대외부채의 증가 속도가 경제성장에 비선형적 영향을 미치기 시작하는 시점의 값을 말한다. TGVAR 모형은 국가별로 상이한 임계치를 허용하고 국제적 상호의존성을 명시적으로 모형화할 수 있으며, 몬테카를로(Monte Carlo) 시뮬레이션을 통해 관련 확률을 구할 수 있다는 장점이 있다.

이어 제3장에서는 선진국 정부부채의 지속가능성을 상환 가능성과 경제 성장에 미치는 영향의 두 측면에서 살펴보는데, 상환 가능성은 부채 동학식(Debt Dynamics Equation)을 이용하여 분석하고, 경제성장에 미치는 영향은 패널 임계치 자기회귀 시차분포(Panel Threshold-ARDL: Panel Threshold-AutoRegressive Distributed Lags) 모형을 이용하여 분석한다. 특히 정부부채가 경제성장에 미치는 영향을 살펴볼 때는 정부부채의 증가 속도 뿐 아니라 그 수준의 비선형적 효과에 대해서도 살펴본다. 또한 제3장에서는 Campbell, Gao, and Martin(2024)의 최신 연구 결과를 바탕으로 비정상적인(nonstationary) 정부부채 수준이 아닌 정상적인(stationary) 재정수지 수준이 경제성장에 미치는 영향을 분석해 보는데, 이는 관련 문헌에서 최초로 시도된 분석이라는 점에서 학술적 기여가 크다고 할 수 있다.⁹⁾

마지막으로 제4장에서는 한국의 민간부채가 실물경제와 금융 안정성에 미치는 영향을 살펴보는데, 실물경제에 미치는 영향은 상태의존 국소투영(State-Dependent Local Projection) 모형을 이용하여 분석하고, 금융 안정성에 미치는 영향은 국면전환 벡터자기회귀(Regime-Switching VAR) 모형 등을 이용하여 분석한다. 특히 국면전환 모형에서 두 개의 국면은 민간부채가 금융 안정성에 미치는 영향의 차이를 잡아내고, 한국경제는 매 순간 이 두 국면 중 하나에 속하는 것으로 표현된다. 즉 제4장에서는 앞선 제2, 3장에서와 달리 비선형적 변화(국면전환)가 확률적으로 이루어진다고 가정하는데, 이는 연구자의 판단에 따른 것으로 각 모형은 고유의 장단점을 갖고 있다.

결론에서는 연구 결과를 요약하고 정책적 시사점을 도출한다.

9) 단, 본 보고서에서 사용하는 변수(GDP 대비 기초재정수지 비율)는 Campbell, Gao, and Martin(2024)이 사용하는 변수(정부부채 대비 세수 비율과 정부부채 대비 지출 비율 사이의 선형 결합)와 같지는 않다.

제2장



신흥개도국: 대외부채 위기 가능성

1. 서론
2. 선행연구 검토
3. TGVAR 방법론
4. 데이터 및 실증 분석
5. 실증 결과
6. 소결

1. 서론

가. 연구 배경

2020년대 들어 글로벌 금리 인상과 지정학적 불확실성 증가로 신흥개도국의 대외부채 지속가능성에 대한 우려가 재부상하고 있다. 특히 저소득 개발도상국(Low-Income Developing Countries)의 공공부채는 GDP 대비 2019년 42.4%에서 2023년 50.3%까지 상승했으며,¹⁰⁾ 많은 국가가 심각한 부채 압박(debt distress)에 직면했다. 2020년 잠비아의 디폴트를 시작으로 2022년 스리랑카가 채무불이행을 선언했으며, 가나, 파키스탄 등도 연이어 IMF 구제금융을 신청하는 등 위기 상황이 확산되면서 1980년대 중남미 외채위기 이후 최대 규모의 부채 위기 가능성이 제기되고 있다.

현재의 대외부채 누적 양상은 과거와 질적으로 다른 특징을 보인다. 첫째, 중국을 중심으로 한 비(非)파리클럽 채권국의 부상으로 부채 구조가 복잡해졌다. 세계은행(World Bank 2023)에 따르면, 최빈국 그룹(DSSI 대상국)의 공공 대외부채 중 비파리클럽 양자 간 채무 비중은 2022년 기준 61%에 달했다. 둘째, 유로본드 발행 등 시장 기반 차입의 비중이 증가하여 금리 변동에 대한 민감도가 크게 상승하였다. 셋째, 코로나19(COVID-19) 대응 과정에서 축적된 재정 적자가 대외부채 증가와 맞물리면서 쌍둥이 적자(twin deficits) 문제가 심화되었다. 이러한 구조적 변화는 전통적인 부채 지속가능성 분석 프레임워크의 유효성에 의문을 제기한다.

대외부채와 경제성장 간의 관계가 비선형적이라는 인식은 학계와 정책당국 모두에서 확산되고 있으나, 이를 엄밀하게 분석할 수 있는 방법론은 제한적이었다. 기존의 패널 임펄스 모형들은 국가 간 상호연관성을 무시하거나, VAR

10) IMF(2024), "2024 Global Debt Monitor"(검색일: 2025. 3. 1.).

계열 모형들이 비선형성을 적절히 포착하지 못하는 한계를 보였다. 특히 한 국가의 부채 위기가 무역 및 금융 채널을 통해 다른 국가로 전파되는 메커니즘을 비선형 동학과 함께 모형화하는 것은 방법론적 도전과제로 남아 있었다.

본 연구가 TGVAR 방법론을 채택한 것은 이러한 한계를 극복하기 위함이다. TGVAR은 국가별 이질적 임계값을 허용하면서도 국제적 상호의존성을 명시적으로 모형화할 수 있으며, 대외부채 증가율이 특정 수준을 초과할 때 경제의 반응이 구조적으로 변화하는 현상을 포착할 수 있다. 또한 몬테카를로 시뮬레이션과 충격반응 분석을 통해 위기 확률의 정량화와 국가 간 파급효과 분석이 가능하다는 장점을 갖는다. 이는 단순히 부채 수준의 높고 낮음을 판단하는 것을 넘어, 부채 축적의 동태적 과정과 그것이 초래하는 비선형적 위험을 종합적으로 평가할 수 있게 한다.

나. 연구 목적

본 연구의 목적은 신흥개도국의 대외부채-GDP 비율 증가율이 특정 임계값을 초과할 때 거시경제 변수들에 미치는 비선형적 영향을 정량화하고, 이러한 효과가 국가 간에 어떻게 전파되는지를 분석하는 것이다. 구체적으로 14개 신흥개도국과 19개 선진국을 대상으로 국가별 임계값을 추정하고, 해당 임계값 초과 시 GDP 성장률에 미치는 추가적 영향을 계량화한다. 이를 통해 대외부채 증가 속도가 언제, 어떤 조건에서 경제성장에 대한 제약으로 전환되는지를 규명하고자 한다.

기존 연구들이 주로 부채 수준(stock)과 성장 간의 관계에 초점을 맞춘 것과 달리, 본 연구는 부채 증가율(flow)을 핵심 변수로 설정한다. 이는 동일한 부채 수준이라도 그것이 점진적으로 축적된 것인지 급격히 증가한 것인지에 따라 시장의 반응과 경제적 영향이 상이할 수 있다는 인식에 기반한다. 특히 신흥개도국의 경우 국제 투자자들의 심리 변화에 민감하게 반응하므로, 부채 축적 속도

는 위기 발생의 중요한 선행지표가 될 수 있다.

본 연구는 TGVAR 모형을 통해 두 가지 핵심 질문에 답하고자 한다. 첫째, 신흥개도국별로 대외부채 증가율의 위험 임계값은 어느 수준이며, 이러한 임계값의 국가 간 차이는 어떤 구조적 요인에 기인하는가, 둘째, 특정 국가에서 발생한 대외부채 충격이 무역 및 금융 연계를 통해 다른 국가에 어떻게 파급되며, 이러한 파급효과의 크기와 지속성은 어느 정도인가이다. 이 질문들에 대한 답은 개별 국가의 부채 관리 정책뿐만 아니라 지역 차원의 금융 안정 협력 메커니즘 설계에도 중요한 함의를 제공할 것이다.

방법론적으로 본 연구는 Chudik *et al.*(2021)의 TGVAR 프레임워크를 대외부채 분석에 특화하여 확장한다. 원 모형이 글로벌 변동성을 임계변수로 사용했 것과 달리, 본 연구는 각국의 대외부채 증가율을 국가별 임계변수로 설정하여 부채 동학의 이질성을 명시적으로 고려한다. 또한 몬테카를로 시뮬레이션을 통해 향후 10년간의 위기 확률을 계산하고, 일반충격반응함수(GIRF: Generalized Impulse Response Function)를 이용하여 국가 간 파급경로를 추적함으로써 정책 대응의 우선순위 설정에 필요한 정량적 근거를 제공한다.

다. 연구의 구성

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제2절에서는 대외부채 위기 예측과 관련된 기존 문헌을 검토하고, 전통적 접근법의 한계와 임계값 모형의 발전 과정을 논의한다. 특히 부채 수준 중심의 분석에서 부채 동학 중심으로 패러다임 전환의 필요성을 제시하며, GVAR 계열 모형이 국제적 상호의존성 분석 시 갖는 장점과 한계를 검토한다. 이를 통해 본 연구가 채택한 TGVAR 방법론의 이론적 근거와 기존 연구와의 차별성을 명확히 한다.

제3절에서는 TGVAR 모형의 핵심 개념과 추정 전략을 제시한다. 대외부채-GDP 비율 증가율을 임계변수로 설정한 이유와 국가별 이질적 임계값 추정의

필요성을 설명하며, 격자탐색법과 Ridge 정규화를 결합한 추정 방법론을 개괄한다. 또한 몬테카를로 시뮬레이션과 일반충격반응함수를 통한 위기 확률 계산과 파급효과 분석 방법을 소개한다. 기술적 세부사항은 부록에 수록하여 본문의 가독성을 높였다.

제4절에서는 분석에 사용된 데이터와 변수 구성을 설명한다. 1985년 1/4분기부터 2024년 4/4분기까지 33개국의 분기별 데이터를 활용하며, GVAR 데이터베이스를 기반으로 대외부채 및 외환보유액 관련 변수를 추가 구축한 과정을 기술한다. 특히 신흥개도국 14개국과 선진국 19개국의 구분 기준과 주요 변수들의 기술통계를 제시하여 데이터의 특성을 파악할 수 있도록 한다.

제5절은 실증 분석의 핵심 결과를 제시한다. 먼저 국가별 임꺽값 추정 결과와 대외부채의 선형 및 비선형 계수를 분석하고, 지역별 집계를 통해 선진국과 신흥개도국 간 차이를 비교한다. 이어서 총채무효과 검정을 통해 각국의 대외부채가 성장에 미치는 종합적 영향을 평가하며, 몬테카를로 시뮬레이션으로 체제 전환 확률과 위기 가능성을 정량화한다. 마지막으로 GIRF 분석을 통해 대외부채 충격의 국가 간 파급경로와 그 크기를 추적한다.

제6절에서는 주요 분석 결과를 요약하고 정책적 시사점을 도출한다. 국가별로 차별화된 부채 관리 전략의 필요성과 지역 차원의 금융 안정 협력 메커니즘 강화 방안을 제시하며, 본 연구의 한계와 향후 연구과제를 논의함으로써 결론을 맺는다.

2. 선행연구 검토

전통적인 대외부채 연구들은 주로 부채 수준(stock) 자체가 경제성장에 미치는 영향에 초점을 맞춰왔다. Pattillo, Poirson, and Ricci(2011)은 93개

개발도상국의 1969~98년 데이터를 분석하여 대외부채-GDP 비율이 35~40% 수준을 넘어서면 경제성장에 부정적 영향을 미친다고 주장했다. Reinhart and Rogoff(2010)은 44개국의 200년간 데이터를 바탕으로 공공부채가 GDP 대비 90%를 초과하면 성장률이 급격히 둔화된다는, 이른바 ‘부채 절벽 (debt cliff)’ 가설을 제시했다. 그러나 이러한 연구들은 몇 가지 중요한 한계를 갖는다.

첫째, 부채 수준에만 초점을 맞출 경우 부채 축적의 동태적 과정을 간과할 수 있다. 동일한 부채 수준이라도 그것이 점진적으로 축적된 것인지 급격히 증가한 것인지에 따라 시장의 인식과 정책당국의 대응여력이 크게 달라질 수 있다. 둘째, 기존 연구들은 대부분 선형 또는 단순한 비선형 관계만을 고려하여, 글로벌 금융시장의 변동성이나 투자심리 변화와 같은 외생적 충격이 부채-성장 관계에 미치는 조건부 효과를 적절히 반영하지 못했다.

이러한 한계를 극복하기 위해 임계치(threshold) 모형이 발전해왔다. Hansen (1999)는 임계 자기회귀(TAR) 모형 추정과 검정을 위한 점근이론을 개발하였으며, Hansen(2000)은 표본분할과 임계치 추정을 위한 통계적 방법론을 제시하였다. 이후 Caner and Hansen(2004)는 내생성 문제를 해결하기 위해 도구변수를 활용한 임계치 추정법을 개발하였다. 이러한 방법론적 발전에도 불구하고, 대부분의 임계치 모형 연구들은 단일 국가 분석에 머물거나 패널 데이터를 사용하더라도 국가 간 상호의존성을 무시하는 한계가 있다.

국제적 상호의존성을 명시적으로 모형화하기 위한 노력은 Global VAR (GVAR) 모형 개발로 이어졌다. Pesaran, Schuermann, and Weiner(2004)가 처음 제안한 GVAR는 개별 국가 모형을 무역가중치를 통해 연결하여 글로벌 시스템을 구성한다. Dees *et al.*(2007)은 이를 26개국 모형으로 확장하여 유가 충격의 국제적 파급효과를 분석하였다. 이후 GVAR는 중국의 부상이 글로벌 경제에 미치는 영향(Cesa-Bianchi *et al.* 2012), 원자재 가격 충격의 차별적 효과(Mohaddes and Pesaran 2016) 등 다양한 주제에 적용되었다.

그러나 표준 GVAR 모형은 선형성 가정에 기반하고 있어 극단적 상황에서 나타나는 비선형적 관계를 포착하기 어렵다는 한계가 있었다. 이를 극복하기 위해 Chudik *et al.*(2021)은 TGVAR 모형을 개발하였다. 이들은 글로벌 변동성이 특정 임계치를 초과할 때 각국 경제의 반응이 구조적으로 변화함을 보였으며, 코로나19의 경제적 영향을 분석하는 데 이를 활용하였다. TGVAR은 전환효과와 국제적 상호의존성을 동시에 고려할 수 있다는 점에서 방법론적 진전을 이루었으나, 아직까지 대외부채 분석에 직접 적용된 사례는 없다.

대외부채 동학의 비선형성에 대한 실증적 증거는 계속 축적되고 있다. Eberhardt and Presbitero(2015)는 118개국 데이터를 분석하여 부채-성장 관계에 공통 임계값이 존재하지 않으며 국가별로 상당한 이질성이 있음을 발견하였다. Chudik *et al.*(2013)은 40개국의 장기 데이터를 사용하여 부채 수준보다는 부채 증가 궤적이 중요하며, 지속적인 부채 증가가 있는 경우에만 50~60% 수준에서 임계효과가 나타남을 보였다. 이러한 연구들은 부채의 동태적 측면과 국가별 이질성을 고려해야 할 필요성을 강조한다.

본 연구는 이러한 선행연구들의 성과와 한계를 종합하여, TGVAR 모형을 대외부채 분석에 특화하여 확장한다. 특히 부채 수준이 아닌 증가율을 전환변수로 사용하고, 국가별 이질적 임계치를 허용하며, 무역 채널을 통한 국제적 파급효과를 명시적으로 모형화한다는 점에서 기존 연구와 차별화된다. 이를 통해 신흥개도국의 대외부채 위기 가능성을 보다 포괄적이고 현실적으로 평가할 수 있을 것으로 기대한다.

3. TGVAR 방법론

가. TGVAR 모형의 핵심 개념

본 연구는 Chudik *et al.*(2021)의 TGVAR(Threshold-augmented Global Vector Autoregression) 모형을 신흥개도국의 대외부채 위기 분석에 적용한다. TGVAR은 기존 GVAR 모형에 임계 효과(threshold effects)를 도입하여, 특정 경제 변수가 임계치를 초과할 때 경제의 동태적 특성이 구조적으로 변화할 수 있음을 포착한다.

본 연구의 핵심 혁신은 대외부채-GDP 비율의 증가율을 전환 변수로 사용한다는 점이다. 기존 연구들이 주로 부채 수준(stock)에 초점을 맞춘 것과 달리, 본 연구는 부채 축적 속도(flow)가 경제에 미치는 비선형적 영향을 분석한다. 이는 급격한 부채 증가가 시장 신뢰를 약화시키고 자본유출을 촉발할 수 있다는 경제적 직관을 반영한 것이다.

개별 국가 i 의 TGVAR 모형은 다음과 같이 표현된다:

$$\mathbf{y}_{i,t} = \mathbf{c}_i + \boldsymbol{\phi}_i \mathbf{y}_{i,t-1} + \boldsymbol{\Lambda}_i \mathbf{x}^*_{i,t-1} + \phi_{i,dl} \mathbf{z}_{i,t-1} + \mathbf{x}_i I(\mathbf{z}_{i,t-1} > \gamma_i) + \mathbf{u}_{i,t}. \quad [\text{식 2-1}]$$

여기서 $\mathbf{y}_{i,t}$ 는 GDP 성장률, 인플레이션율, 실질환율 변화율 등 국내 변수 벡터이고, $\mathbf{x}^*_{i,t-1}$ 은 무역가중 외국 변수, $\mathbf{z}_{i,t-1}$ 은 전기 대외부채-GDP 비율 증가율이다. 핵심은 지시함수 $I(\mathbf{z}_{i,t-1} > \gamma_i)$ 로, 대외부채 증가율이 국가별 임계치 γ_i 를 초과하면 1의 값을 가진다는 점이다. 이를 통해 정상 체제(normal regime)와 고부채 증가 체제(high debt growth regime)를 구분한다.

본 연구는 국가별 이질성을 명시적으로 고려하여 33개국 각각에 대해 상이한 임계값을 허용한다. 이는 각국의 경제구조, 제도적 환경, 대외부채 감내력이 다른 현실을 반영한 것이다. 다만 추정의 효율성을 위해 선진국과 신흥국 그룹

으로 구분하여 지역별 공통 임계치도 대안적으로 검토한다.

TGVAR 모형의 수학적 유도, 글로벌 시스템으로의 결합, 식별 제약 등 기술적 세부사항은 [부록 1]에서 상세히 제시한다.

나. 추정 전략

TGVAR 모형 추정은 임계값의 불연속성과 고차원성이라는 두 가지 핵심 과제를 해결해야 한다. 본 연구는 Hansen(1999, 2000)의 격자탐색법(grid search method)을 다국가 프레임워크에 확장 적용하여 이를 해결한다.

각 국가 i 에 대해 대외부채 증가율 분포의 상위 20% 구간에서 격자점을 생성하고, GDP 성장률 방정식의 잔차제곱합(SSE)을 최소화하는 값을 선택한다:

$$\hat{\gamma}_i = \arg \min_{\gamma \in \Gamma_i} SSE_i(\gamma). \quad [\text{식 2-2}]$$

여기서 Γ_i 는 국가 i 의 격자점 집합이다. 이는 비선형 최적화 문제를 일련의 조건부 선형 추정으로 변환하여, 각 후보 임계치에서 표준 회귀분석을 수행할 수 있게 한다.

33개국, 국가당 최대 9개 변수로 구성된 시스템은 약 297개의 내생변수를 포함하여 시계열 길이(180개 분기)를 초과한다. 이러한 $p > T$ 상황에서 Ridge 정규화를 적용한다. 정규화 모수 λ 는 유효 자유도가 $0.75 \times \min(p, T)$ 가 되도록 적응적으로 선택한다.

GVAR의 상호의존성을 고려하여, 다른 국가의 임계값을 고정된 상태에서 각국을 순차적으로 최적화하는 반복 알고리즘을 적용한다. 수렴 조건은

$$|\gamma_i^{(k+1)} - \gamma_i^{(k)}| < 0.001 \quad [\text{식 2-3}]$$

이며, 감쇠계수 $\alpha = 0.3$ 을 적용하여 안정성을 확보한다.

추정된 임계값의 통계적 추론을 위해 2,000회 블록 부트스트랩을 수행하며,

Ledoit-Wolf 축소 추정량을 통해 고차원 공분산 행렬을 안정화한다. 격자탐색의 구체적 알고리즘, 수렴 판정 기준, 순환 현상 처리 등 기술적 세부사항은 [부록 1]에 제시한다.

다. 시뮬레이션 및 충격반응 분석

추정된 TGVAR 모형을 기반으로 몬테카를로 시뮬레이션과 일반충격반응함수(GIRF)를 통해 대외부채 위기의 확률과 국가 간 파급효과를 분석한다.

1만 회 반복 시뮬레이션을 통해 향후 40분기(10년)의 경제 경로를 생성한다. 각 시뮬레이션에서 다변량 정규분포로부터 충격을 추출하되, 비현실적인 시나리오를 방지하기 위해 GDP 변동성이 분기 2.5%를 초과하지 않도록 스케일링한다. 핵심은 체제 전환의 내생성을 반영하는 것으로, 매 시점 대외부채 증가율이 임계치를 초과하면 다음 기에 고부채 체제로 진입한다:

$$\Pr(\text{고부채 체제}) = \frac{1}{10,000} \sum_{s=1}^{10,000} I((\Delta y_{i,t}^{(s)} < 0 \cap z_{i,t-1}^{(s)} > \gamma_i)). \quad [\text{식 2-4}]$$

이를 통해 대외부채가 임계치를 초과할 확률, GDP 성장률이 음이 될 확률, 그리고 두 사건의 동시 발생 확률을 계산한다.

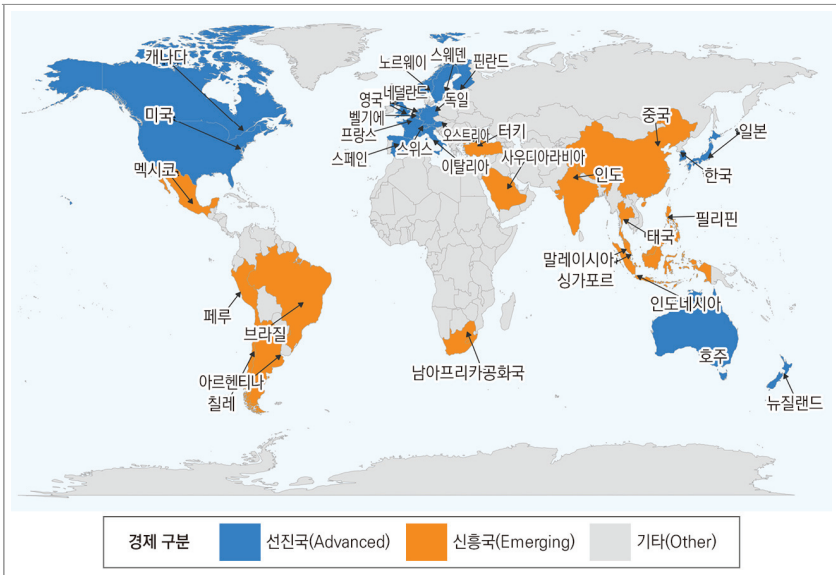
Pesaran and Shin(1998)의 GIRF를 활용하여 특정 국가의 대외부채 충격이 다른 국가들에 미치는 동태적 파급효과를 추적한다. GIRF는 변수 순서에 무관하며, TGVAR의 비선형성과 상태의존성을 적절히 반영한다. 본 연구에서는 1표준편차 대외부채 증가 충격에 대한 20분기 반응을 분석하며, 2,000회 wild bootstrap을 통해 신뢰구간을 구성한다. 파급효과는 주로 무역채널을 통해 전파되며, 지리적 인접성과 경제적 연계 정도에 따라 이질적으로 나타난다.

시뮬레이션 설정, GIRF 계산 알고리즘, 부트스트랩 절차 등 기술적 세부사항은 [부록 1]에 상세히 제시한다.

4. 데이터 및 실증 분석

가. 데이터 구성 및 표본

그림 2-1. 선진국 및 신흥국 구분 지도



자료: 저자 작성.

본 연구는 신흥개도국의 대외부채 위기 가능성을 분석하기 위해 1985년 1/4분기부터 2024년 4/4분기까지 40년간의 분기별 데이터를 사용한다. 분석 대상 국가는 IMF의 전통적인 분류 기준에 따라 신흥개도국 중 데이터 이용 가능성을 고려하여 선정되었으며, 이는 기존 GVAR 연구에서 사용된 33개국 분류체계를 기반으로 한다. 이 중 19개 선진국과 14개 신흥개도국으로 구분되며, 구체적으로는 [그림 2-1]에 표현되어 있듯이, 신흥개도국은 아르헨티나, 브라질, 칠레, 중국, 인도, 인도네시아, 말레이시아, 멕시코, 페루, 필리핀, 사우디아라비아, 남아프리카공화국, 태국, 튀르키예를 포함한다.

데이터 구축에 있어서 본 연구는 Mohaddes and Raissi(2024)의 GVAR 데이터베이스 2023 Vintage를 기준으로 하여 이를 2024년 4/4분기까지 확장하였다. 구체적으로 2025 Vintage는 2013년 2/4분기 데이터를 기점으로 각 변수의 성장률을 이용하여 2024년 4/4분기까지 외삽(extrapolation)하는 방식으로 구축되었다. 이러한 데이터 확장은 Chudik *et al.*(2021)이 지적한 바와 같이 전환효과 추정에 필요한 충분한 표본 크기를 확보하기 위한 것이다. 주요 데이터 출처는 CEIC 데이터베이스, IMF의 International Financial Statistics(IFS),¹¹⁾ Bank for International Settlements(BIS), World Bank의 World Development Indicators(WDI) 등이다.

나. 변수 선택 및 정의

본 연구에서 사용하는 변수들은 이론적 근거와 기존 실증연구 결과를 바탕으로 선정되었다. GVAR 데이터베이스(Mohaddes and Raissi 2024)의 표준 변수 구성을 기반으로 하되, 대외부채 위기 분석이라는 연구 목적에 맞게 변수를 수정 및 추가하였다.

임계치 변수로는 대외부채 대비 GDP 비율의 증가율을 사용하는데, 이는 기존 연구에서 주로 사용된 채무 수준 변수와 달리 채무 축적의 동태적 측면을 강조한다. Reinhart, Rogoff, and Savastano(2003)의 Debt Intolerance 이론에 따르면, 국가별로 채무 감내 한계가 상이하며, 특히 신흥개도국의 경우 이러한 한계가 상대적으로 낮다. 따라서 채무 비율의 급격한 증가는 금융시장의 신뢰도 하락과 함께 비선형적인 위기 확률 증가를 가져올 수 있다. Catão and Milesi-Ferretti(2014)는 대외부채 위기가 단순히 높은 채무 수준에서만 발생하는 것이 아니라, 채무 증가 속도와 경제 펀더멘털의 상호작용에 의해 결정된다고 주장하였으며, 이는 본 연구의 임계치 변수 선택을 뒷받침한다.

11) IMF, IFS(검색일: 2025. 3. 1.).

핵심 거시경제 변수로는 실질 GDP 성장률을 포함한다. GVAR 데이터베이스에서는 로그 실질 GDP($y_{i,t} = \ln(\text{GDP}_{i,t})$)를 기본으로 하며, 본 연구에서는 이를 차분하여 성장률($\Delta y_{i,t} = y_{i,t} - y_{i,t-1}$)로 변환한다. 이는 채무 서비스 능력의 근본적 결정요인으로서, Pattillo, Poirson, and Ricci(2011)이 보인 바와 같이 성장률 둔화는 채무 부담의 상대적 증가를 통해 위기 확률을 높인다. 특히 신흥개도국의 경우 성장률 변동성이 크고 외부 충격에 취약하므로, 성장률 변화가 채무의 지속가능성에 미치는 영향이 선진국보다 클 수 있다.

인플레이션율은 GVAR의 표준 정의($Dp_{i,t} = p_{i,t} - p_{i,t-1}$, 여기서 $p_{i,t} = \ln(\text{CPI}_{i,t})$)를 그대로 사용한다. 이는 명목 채무의 실질 가치 조정과 환율을 통한 외부 조정 메커니즘의 핵심 변수이다. Krugman(1979)의 1세대 통화위기 모형에서 보듯이, 고인플레이션은 실질환율 절상과 경상수지 악화를 통해 외환보유액 고갈과 위기를 초래할 수 있다. 실질환율 증가율은 GVAR의 CPI 조정 환율($ep_{i,t} = \ln(E_{i,t}/\text{CPI}_{i,t})$)을 차분하여 구한다. 이는 외부 경쟁력의 지표로서, Goldfajn and Valdés(1999)가 실증적으로 보였듯이 실질환율 절상은 경상수지 적자 확대와 대외부채 증가의 주요 원인이 된다.

외부부문 변수 중 GDP 대비 외환보유액 비율 증가율은 GVAR 표준 변수에 포함되지 않으므로, CEIC와 BIS 데이터를 사용하여 별도로 구축하였다. 이는 대외 유동성 버퍼의 적절성을 나타낸다. Aizenman and Marion(2003)은 외환보유액이 대외부채 위기에 대한 보험 역할을 수행한다고 하였으며, Guidotti-Greenspan 규칙에 따르면 외환보유액은 최소한 단기 대외부채와 같은 수준을 유지해야 한다. Rodrik and Velasco(1999)가 제시한 ‘원죄(original sin)’ 가설에 따르면, 신흥개도국이 자국 통화로 대외차입을 하기가 어려워 외화표시 단기채무에 의존하게 되면 환율 및 금리 변동에 극도로 취약해진다.

금융 변수로는 단기 금리를 포함한다. GVAR 데이터베이스의 정의($r_{i,t}^s = 0.25\ln(1 + R_{i,t}^s/100)$)를 따르되, 연율화된 분기 수익률로 변환한다. 이는 국내 통화정책 여건과 금융비용을 반영하며, 금리상승은 채무 서비스 부담 증

가를 통해 위기 확률을 높일 수 있다. Calvo, Izquierdo, and Talvi(2006)에 따르면, 신흥개도국의 경우 국제 금리 변동에 대한 노출도가 높아 글로벌 유동성 여건 변화가 국내 금리와 채무 서비스에 직접적 영향을 미친다. 장기 금리의 경우 신흥개도국에서 자료 이용 가능성이 제한적이고, 단기 금리만으로도 통화정책과 금융조건의 핵심적 정보를 충분히 포착할 수 있어 제외하였다.

TGVAR 방법론에 따라 대부분의 변수는 단위근 문제를 회피하기 위해 1차 차분 형태로 변환하여 사용한다. Pesaran, Schuermann, and Weiner(2004)가 제시한 바와 같이, 이는 고도로 지속적인(highly persistent) 변수 문제를 해결하고 안정적인 추정을 가능하게 한다. 글로벌 변수인 유가($poil_t$)는 모든 국가에 공통적으로 영향을 미치는 외생 변수로 포함된다.

한편 본 연구에서 사용하는 거시경제 변수들은 1990년대 이전 기간에 상당한 결측치를 보이는데, 이는 당시 많은 국가에서 데이터 수집 체계가 미비했고, 특히 구소련 붕괴, 유고슬라비아 해체 등 정치적 변화로 인한 구조적 단절이 존재했기 때문이다. 단순한 선형 보간이나 평균 대체와 같은 기계적 방법은 경제 변수의 복잡한 동학과 국가별 이질성을 제대로 반영하지 못하므로, 본 연구에서는 국가별 경제적 특성과 역사적 제약 조건을 고려한 적응적 결측치 대체 방법론을 적용하였다. 이 방법론은 문제 국가에 대한 점진적 증가 방법과 일반 국가에 대한 강건 성장률 역추산법을 결합한 이중 전략을 사용한다. 구체적인 방법론과 수식은 [부록 1]에서 상세히 제시한다.

다. 국가별 주요 변수의 기술통계

[표 2-1]과 [표 2-2]는 본 연구의 핵심 변수인 GDP 대비 대외부채 비율 증가율과 GDP 대비 외환보유액 비율 증가율의 기술통계(descriptive statistics)를 제시한다.

표 2-1. GDP 대비 대외부채 비율 증가율의 기술통계

국가명	평균	중앙값	표준편차	최댓값	최솟값	자크-베라 p-값
아르헨티나	0.0045	0.0120	0.0642	0.3216	-0.3950	<0.0001
호주	0.0066	0.0080	0.0428	0.1697	-0.1465	<0.0001
오스트리아	0.0118	0.0138	0.0425	0.1106	-0.1196	0.3424
벨기에	0.0452	0.0521	0.0591	0.1613	-0.1212	0.0207
브라질	-0.0022	-0.0012	0.0479	0.1060	-0.1505	0.1362
캐나다	0.0078	0.0066	0.0332	0.1198	-0.0626	0.0057
중국	0.0050	-0.0026	0.0696	0.6710	-0.1748	<0.0001
칠레	-0.0038	-0.0118	0.0384	0.1096	-0.0947	0.2534
핀란드	0.0059	0.0028	0.0556	0.1321	-0.1896	0.0022
프랑스	0.0157	0.0186	0.0419	0.1219	-0.1133	0.1048
독일	0.0041	0.0019	0.0400	0.1235	-0.0958	0.8875
인도	-0.0097	-0.0169	0.0256	0.0687	-0.0809	0.0002
인도네시아	-0.0066	-0.0130	0.0495	0.3036	-0.1281	<0.0001
이탈리아	0.0236	0.0292	0.0500	0.1477	-0.1525	0.0218
일본	0.0174	0.0154	0.0436	0.1275	-0.1108	0.1404
한국	0.0131	0.0128	0.0420	0.1229	-0.1034	0.4294
말레이시아	0.0154	0.0108	0.0359	0.1473	-0.0793	<0.0001
멕시코	-0.0040	-0.0188	0.0400	0.2042	-0.0897	<0.0001
네덜란드	0.0082	0.0125	0.0396	0.1360	-0.1248	0.0966
노르웨이	0.0185	0.0261	0.0480	0.1295	-0.1145	0.0150
뉴질랜드	0.0012	-0.0015	0.0481	0.1622	-0.1081	0.1193
페루	0.0063	-0.0051	0.0865	0.7604	-0.2038	<0.0001
필리핀	-0.0107	-0.0153	0.0294	0.1013	-0.0684	<0.0001
남아프리카공화국	0.0025	0.0053	0.0508	0.1314	-0.1669	0.2872
사우디아라비아	0.0239	0.0249	0.0383	0.1588	-0.1021	<0.0001
싱가포르	-0.0004	-0.0042	0.0299	0.0786	-0.0728	0.2034
스페인	0.0077	0.0025	0.0461	0.1312	-0.1218	0.1643
스웨덴	0.0036	0.0049	0.0576	0.2112	-0.1989	<0.0001
스위스	0.0124	0.0114	0.0460	0.1883	-0.1671	<0.0001
태국	-0.0093	-0.0198	0.0424	0.1453	-0.0968	<0.0001
튀르키예	0.0065	0.0093	0.0359	0.1379	-0.1010	0.3703
영국	0.0047	0.0047	0.0386	0.1198	-0.0899	0.9734
미국	0.0156	0.0229	0.0179	0.0618	-0.0539	0.0052

자료: 저자 작성.

[표 2-1]에서 대외부채 비율 증가율은 국가별로 상당한 이질성을 보인다. 평균값이 양수인 국가가 대부분이며, 특히 벨기에(0.0452), 사우디아라비아(0.0239), 이탈리아(0.0236)가 높은 평균 증가율을 기록했다. 표준편차는 페루(0.0865), 중국(0.0696), 아르헨티나(0.0642)에서 크게 나타나 높은 변동성을 보인다. 자크-베라 검정 결과 대부분의 국가에서 정규분포 가정이 기각된다 ($p < 0.05$).

표 2-2. GDP 대비 외환보유액 비율 증가율의 기술통계

국가명	평균	중앙값	표준편차	최대값	최소값	자크-베라 p-값
아르헨티나	0.0096	-0.0084	0.2239	0.8597	-0.7634	<0.0001
호주	-0.0027	0.0083	0.1424	0.4967	-0.6594	<0.0001
오스트리아	-0.0100	-0.0030	0.1198	0.3664	-0.6925	<0.0001
벨기에	-0.0160	-0.0108	0.0563	0.1443	-0.3980	<0.0001
브라질	0.0111	0.0053	0.0593	0.2375	-0.1384	<0.0001
캐나다	0.0155	0.0271	0.0444	0.1405	-0.1217	0.0041
중국	0.0260	0.0101	0.0806	0.3523	-0.2307	<0.0001
칠레	0.0165	-0.0101	0.4985	3.8527	-1.4331	<0.0001
핀란드	-0.0040	-0.0067	0.0676	0.1686	-0.5643	<0.0001
프랑스	0.0189	0.0316	0.0899	0.1933	-0.6447	<0.0001
독일	-0.0124	-0.0098	0.0804	0.6099	-0.3112	<0.0001
인도	0.0115	0.0017	0.1398	0.7121	-0.7556	<0.0001
인도네시아	-0.0039	-0.0120	0.0571	0.3046	-0.1443	<0.0001
이탈리아	0.0128	0.0147	0.0489	0.1755	-0.2076	<0.0001
일본	0.0055	0.0010	0.0376	0.1806	-0.1005	<0.0001
한국	0.0071	-0.0024	0.0881	0.5253	-0.3584	<0.0001
말레이시아	-0.0102	-0.0195	0.0526	0.1519	-0.1889	<0.0001
멕시코	0.0104	0.0113	0.0395	0.1388	-0.1355	<0.0001
네덜란드	-0.0044	0.0004	0.0767	0.3375	-0.2388	<0.0001
노르웨이	0.0080	0.0137	0.0674	0.1795	-0.1925	0.0002
뉴질랜드	0.0566	0.0813	0.1113	0.3260	-0.4572	<0.0001
페루	0.0175	0.0051	0.1540	1.1116	-0.5725	<0.0001
필리핀	0.0208	0.0041	0.1981	0.9303	-0.6500	<0.0001
남아프리카공화국	0.0046	0.0031	0.0462	0.1808	-0.1046	<0.0001
사우디아라비아	-0.0055	-0.0162	0.0405	0.1179	-0.1193	<0.0001
싱가포르	-0.0095	-0.0118	0.0428	0.1597	-0.2448	<0.0001

표 2-2. 계속

국가명	평균	중앙값	표준편차	최댓값	최솟값	자크-베라 p-값
스페인	0.0055	0.0052	0.1125	0.5282	-0.3691	<0.0001
스웨덴	-0.0030	-0.0121	0.0690	0.5142	-0.2388	<0.0001
스위스	0.0074	0.0016	0.0924	0.5521	-0.4347	<0.0001
태국	0.0130	0.0111	0.0530	0.1904	-0.1708	0.0024
튀르키예	-0.0053	-0.0076	0.0850	0.3065	-0.3650	<0.0001
영국	0.0327	0.0437	0.0696	0.2637	-0.2233	0.0049
미국	-0.0023	-0.0102	0.0871	0.4927	-0.2322	<0.0001

자료: 저자 작성.

[표 2-2]의 외환보유액 비율 증가율은 더 큰 변동성을 보인다. 뉴질랜드(0.0566), 영국(0.0327), 중국(0.0260)이 높은 평균 증가율을 보이는 반면, 벨기에(-0.0160), 독일(-0.0124), 말레이시아(-0.0102) 등은 음의 평균값을 기록했다. 표준편차는 칠레(0.4985), 아르헨티나(0.2239), 필리핀(0.1981)에서 특히 크며, 이는 평균값보다 훨씬 큰 수치이다.

두 변수 모두 정규분포에서 벗어난 분포 특성을 보이며, 이는 비선형 임계효과 모형의 적용을 정당화한다. 기타 변수들의 기술통계는 [부록 3]에 제시한다.

5. 실증 결과

가. 국가별 TGVAR 모형 추정 결과

본 절에서는 다음의 두 가지 질문에 답한다: (1) 신흥개도국별로 대외부채 증가율의 위험 임계치는 어느 수준인가? (2) 임계치 초과 시 GDP 성장률에 미치는 추가적 영향(비선형 효과)은 존재하는가? 14개 신흥개도국을 대상으로 추정된 TGVAR 모형의 국가별 임계치와 대외부채 관련 계수 추정 결과를 분석한다.

추정은 1985년 1/4분기부터 2024년 4/4분기까지의 분기별 데이터를 사용하였으며, 각 국가의 GDP 성장률 방정식에서 전기($t-1$) 대외부채-GDP 비율 증가율이 임계값을 초과할 때 나타나는 비선형 효과를 포착하였다.

표 2-3. 신흥개도국의 대외부채 비율 성장률의 임계치 및 계수

국가	임계치(γ)	대외부채의 선형계수(ϕ_{ed})	s.e.(ϕ_{ed})	대외부채의 비선형계수(x)	s.e.(x)
아르헨티나	0.0503	-0.0316	0.0291	0.0120	0.0073
브라질	0.0459	-0.0520	0.0362	0.0101**	0.0049
칠레	0.0626	-0.0978**	0.0390	0.0132	0.0085
중국	0.0314	0.0151	0.0187	0.0094*	0.0056
인도	0.0146	0.1695*	0.0914	0.0111	0.0097
인도네시아	0.0882	-0.0327	0.0379	-0.0518***	0.0069
말레이시아	0.0884	-0.0014	0.0623	-0.0260**	0.0121
멕시코	0.1013	0.0359	0.0483	0.0421***	0.0095
페루	0.1919	-0.0912*	0.0461	-0.1171***	0.0163
필리핀	0.0599	0.1119**	0.0507	0.0124	0.0085
사우디아라비아	0.0361	-0.0632*	0.0324	0.0051*	0.0029
남아프리카공화국	0.0439	0.0670	0.0436	-0.0079*	0.0047
태국	0.1071	-0.1315**	0.0593	-0.0292***	0.0096
튀르키예	0.0535	0.0371	0.0628	0.0167***	0.0058

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

자료: 저자 작성.

[표 2-3]은 격자탐색법을 통해 추정된 국가별 임계값과 대외부채의 선형 및 비선형 계수를 제시한다. 추정된 임계값은 최소 0.0146(인도)에서 최대 0.1919(페루)까지 분포하며, 이러한 격차는 일반적으로는 국가별 대외부채 감내력의 구조적 차이를 반영한다.

임계값 분포의 특징을 살펴보면, 인도(1.46%), 중국(3.14%), 사우디아라비아(3.61%), 남아프리카공화국(4.39%), 브라질(4.59%)이 5% 미만의 낮은 임계값을 보이는 반면, 페루(19.19%), 태국(10.71%), 멕시코(10.13%), 인도네시아(8.82%), 말레이시아(8.84%)는 상대적으로 높은 임계값을 나타낸다. 이

러한 분포는 단순히 경제발전 수준이나 지역적 특성으로 설명되지 않는 복잡한 패턴을 보인다. 하지만 높은 임계값을 보이는 국가들에 대해서는 추가적인 고려가 필요하다. 페루(19.19%), 태국(10.71%), 멕시코(10.13%) 등이 10%를 초과하는 임계값을 보이는 것은 이들 국가가 실제로 높은 대외부채 감내력을 보유한다기보다는, 해당 수준의 부채 증가율이 발생하는 사건 자체가 희소(rare event)하여 추정에 필요한 충분한 관측치가 확보되지 않았을 가능성을 시사한다. 예를 들어 페루의 경우 전체 표본 기간 중 대외부채 증가율이 19.19%를 초과한 분기는 전체의 3% 미만에 불과하며, 이러한 제한된 관측치로는 임계효과를 정확히 식별하기 어렵다. 또한 극단적인 부채 증가가 발생하더라도 실제 위기로 이어지는 경우는 더욱 드물어, 임계값 추정이 상향 편향(upward bias)을 가질 수 있다. 이는 Hansen(1999)가 지적한 바와 같이 임계값 추정에서 체제별 최소 관측치 요건(전체 표본의 15% 이상)을 충족하기 어려운 상황과 관련이 있다. 따라서 이들 국가의 높은 임계값은 실제 경제적 복원력보다는 극단적 부채 증가 에피소드의 희소성과 이에 따른 통계적 식별의 한계를 반영할 가능성이 크며, 이는 해석 시 주의를 요한다.

대외부채의 선형계수(ϕ_{ed}) 추정 결과, 14개국 중 8개국에서 음(-)의 계수가 추정되었으며, 5% 유의수준에서는 칠레(-0.0978), 필리핀(0.1119), 태국(-0.1315) 3개국만이 통계적으로 유의하다. 10% 유의수준으로 확대하면 인도(0.1695), 페루(-0.0912), 사우디아라비아(-0.0632)가 추가된다. 선형계수의 제한적인 유의성은 정상 체제에서 대외부채와 성장 간 관계가 단순하지 않음을 시사한다.

비선형계수(x)는 14개국 중 10개국에서 통계적 유의성을 보인다. 음(-)의 비선형계수를 보이는 국가는 인도네시아(-0.0518, $p < 0.01$), 말레이시아(-0.0260, $p < 0.05$), 페루(-0.1171, $p < 0.01$), 남아프리카공화국(-0.0079, $p < 0.10$), 태국(-0.0292, $p < 0.01$)이다. 이들 국가에서는 전기 대외부채 증가율이 임계값을 초과할 때 당기 GDP 성장률에 부정적 영향이 가중된다. 특히

폐루는 가장 큰 음의 계수를 보여, 고부채 체제에서 성장 둔화가 심화될 수 있음을 나타낸다.

반면 브라질(0.0101, $p < 0.05$), 중국(0.0094, $p < 0.10$), 멕시코(0.0421, $p < 0.01$), 사우디아라비아(0.0051, $p < 0.10$), 튀르키예(0.0167, $p < 0.01$)는 양(+)의 비선형계수를 보인다. 시차 구조를 고려하면 전기의 높은 대외부채 증가가 자본재 수입이나 인프라 투자와 연관되어 있을 경우, 1분기 후 생산 증가로 이어질 수 있다. 멕시코의 경우 북미자유무역협정(NAFTA/USMCA)하에서 미국시장 접근성이 높아, 외부 자금 조달이 수출부문 투자로 연결되어 단기적 투자를 촉진하는 요인으로 작용할 수 있다.

아르헨티나, 칠레, 인도, 필리핀의 비선형계수는 통계적으로 유의하지 않다. 그러나 이는 임계효과가 존재하지 않는다는 결론보다는 더 신중한 해석이 요구된다. 첫째, 아르헨티나의 경우 표본 기간 중 여러 차례 채무 위기를 경험하여 대외부채와 성장 간 관계가 비선형적이면서도 불규칙할 가능성이 있다. 실제로 표준오차(0.0073)가 계수 추정치(0.0120)의 60%에 달해 추정의 불확실성이 크다. 둘째, 칠레는 선형계수가 -0.0978($p < 0.05$)로 유의하게 음수이며, 비선형계수는 양수(0.0132)이나 유의하지 않다. 이는 칠레에서 대외부채의 부정적 효과가 주로 선형적으로 나타나며, 임곱값(6.26%)을 초과해도 추가적인 악화가 제한적임을 시사한다. 인도의 경우 선형계수가 0.1695($p < 0.10$)로 양수이면서 비선형계수도 양수(0.0111)이나 후자는 유의하지 않다. 이는 인도에서 대외부채 증가가 성장과 일정한 양의 관계를 가지되, 임곱값(1.46%) 초과 시 추가적인 변화는 불확실함을 나타낸다. 필리핀은 선형계수가 0.1119($p < 0.05$)로 유의한 양수이며 비선형계수(0.0124)도 양수이나 유의하지 않아, 인도와 유사한 패턴을 보인다.

따라서 통계적 유의성이 없는 비선형계수들도 경제적 의미를 완전히 배제할 수는 없다. 거시경제 변수의 높은 변동성과 외부 충격의 영향을 고려하면, 실제 임계효과가 존재하더라도 통계적 검정력이 충분하지 않을 수 있다. 특히 분기

별 데이터의 잡음과 글로벌 금융위기, 코로나19 등 대규모 외부 충격이 추정치의 정밀도를 저하시켰을 가능성도 있다. 따라서 이들 국가에 대해서는 임계효과와 부재보다는 효과의 불확실성이 크다고 해석하는 것이 적절할 것이다.

종합하면 국가별 임계치는 1.46%(인도)에서 19.19%(페루)까지 광범위하게 분포하며, 14개국 중 10개국에서 통계적으로 유의한 비선형 효과가 확인되었다. 이는 대외부채가 성장에 미치는 영향이 국가별로 이질적이며, 특정 임계치를 초과할 때 추가적인 구조 변화가 발생함을 시사한다.

나. 지역별 TGVAR 모형 추정 결과

본 절에서는 국가별 추정 결과를 선진국과 신흥개도국 그룹으로 집계하여 지역간 임계치 및 대외부채 효과의 차이를 비교한다. 주요 질문은 다음과 같다: (1) 선진국과 신흥개도국의 평균 임계치는 차이가 있는가? (2) 대외부채의 성장 효과는 두 그룹 간 유의하게 다른가? 지역별 비교는 세 가지 방법을 사용하였다: PPP-GDP 가중평균(γ_{PPP}), 부트스트랩 평균(γ_{BT}^{avg}), 부트스트랩 중위수(γ_{BT}^{med})이다.

표 2-4. 지역별 임계치 비교

(단위: %)

임계치	선진국(A)	신흥개도국(B)	차이(A-B)
γ_{PPP}	3.4143	7.7134	-4.2991
γ_{BT}^{avg}	6.3654	5.5011	0.8643
γ_{BT}^{med}	6.5193	5.1515	1.3678
부트스트랩 s.e.	1.5845	2.2339	-

주: γ_{PPP} 는 국가별 추정 임계치를 PPP-GDP 가중치로 집계한 값이며, γ_{BT} 는 2,000회 부트스트랩 반복을 통해 추정된 임계값의 평균(mean)과 중위수(median)를 나타냄. 선진국은 19개국(미국, 일본, 독일, 영국, 프랑스, 이탈리아, 캐나다, 호주, 한국, 스페인, 네덜란드, 스위스, 스웨덴, 벨기에, 오스트리아, 노르웨이, 핀란드, 뉴질랜드, 싱가포르), 신흥개도국은 14개국(중국, 인도, 브라질, 멕시코, 인도네시아, 사우디아라비아, 튀르키예, 아르헨티나, 태국, 말레이시아, 남아프리카공화국, 칠레, 필리핀, 페루)을 포함함. 차이(A-B)는 선진국과 신흥개도국 간 임계값 차이를 나타냄. 부트스트랩 표준오차는 블록 부트스트랩(block length=4)을 사용하여 계산함. 추정 기간: 1985Q1-2024Q4.

자료: 저자 작성.

[표 2-4]는 국가별 임계값을 지역별로 집계한 결과를 제시한다. 선진국의 경우 PPP-GDP 가중평균 임계값이 3.41%, 부트스트랩 평균 6.37%, 부트스트랩 중위수 6.52%로 추정되었다. 신흥개도국은 PPP-GDP 가중평균 7.71%, 부트스트랩 평균 5.50%, 부트스트랩 중위수 5.15%를 보인다.

집계 방법에 따른 차이가 두 지역에서 상반된 패턴을 보인다. 선진국에서는 부트스트랩 평균(6.37%)과 중위수(6.52%)가 PPP-GDP 가중평균(3.41%)보다 약 3%p 높게 나타난다. 이는 경제 규모가 큰 국가들(미국, 일본, 독일 등)의 임계치가 상대적으로 낮아, GDP 가중치를 적용할 경우 전체 평균이 하향 조정됨을 의미한다. 부트스트랩 평균과 중위수가 유사한 수준(6.37% vs 6.52%)으로 선진국 내 임계치 분포가 상대적으로 대칭적임을 알 수 있다.

반면 신흥개도국에서는 PPP-GDP 가중평균(7.71%)이 부트스트랩 평균(5.50%)과 중위수(5.15%)보다 2.2~2.6%p 높다. 부트스트랩 중위수가 평균보다 낮은 것(5.15% vs 5.50%)은 임계치 분포가 우측으로 치우쳐 있음을 나타낸다. 즉 소수의 국가가 극단적으로 높은 임계치를 보여 평균을 상향시키는 구조이다. PPP-GDP 가중평균이 단순 평균보다 높은 것은 중국(3.14%), 인도(1.46%) 같은 대규모 경제의 낮은 임계값에도 불구하고, 브라질(4.59%), 멕시코(10.13%) 등 다른 주요 신흥국의 높은 임계치가 가중평균에 더 크게 기여함을 의미한다.

부트스트랩 표준오차는 선진국 1.58%, 신흥개도국 2.23%로 추정되어, 신흥개도국의 추정 불확실성이 약 40% 더 크다. 이는 신흥개도국 내 임계치의 이질성이 더 크고, 부트스트랩 재표본 과정에서 변동성이 더 크게 나타남을 시사한다.

표 2-5. 지역별 대외부채 효과 비교

국가	대외부채의 선형계수(ϕ_{ed})	대외부채의 비선형계수(x)	총채무효과
선진국 평균(A)	-0.0048	-0.0033	-0.0082
선진국 표준편차	0.0412	0.0078	0.0480
신흥개도국 평균(B)	-0.0061	0.0004	-0.0057
신흥개도국 표준편차	0.0998	0.0097	0.0955
A-B	0.0012	-0.0037	-0.0025

지역 평균 차이 검정 p-값: 0.9230

주: 대외부채의 선형계수(ϕ_{ed})는 정상 체제(normal regime)에서 GDP 대비 대외부채 비율 증가율이 실질 GDP 성장률에 미치는 효과를 나타내며, 비선형계수(x)는 전기 대외부채 증가율이 임계값을 초과할 때 추가적으로 발생하는 효과를 나타냄. 총채무효과는 $\phi_{ed} + x$ 로 계산되며, 고부채 체제에서의 종합적 효과를 의미함. 평균과 표준편차는 각 지역 내 국가별 추정치의 단순 산술평균과 표준편차임. A-B는 선진국 평균에서 신흥개도국 평균을 뺀 값임. 지역 평균 차이 검정은 Welch의 t-검정을 사용하였으며, 보고된 p-값은 양측검정 기준임. 국가별 추정은 TGVAR 모형의 개별 국가 방정식에서 도출됨. 추정 기간: 1985Q1-2024Q4.

자료: 저자 작성.

[표 2-5]는 지역별 대외부채 효과의 평균과 표준편차를 비교한다. 선진국의 평균 선형계수는 -0.0048(표준편차 0.0412), 신흥개도국은 -0.0061(표준편차 0.0998)로, 평균값은 유사하나 신흥개도국의 변동성이 2.4배 크다.

비선형계수의 지역별 차이는 더 뚜렷하다. 선진국 평균 -0.0033(표준편차 0.0078)은 일관되게 음수인 반면, 신흥개도국은 0.0004(표준편차 0.0097)로 실질적으로 0에 가깝다. 그러나 신흥개도국의 표준편차가 평균의 24배에 달해, 지역 평균이 개별 국가의 특성을 대표하지 못함을 보여준다.

총채무효과($\phi_{ed} + x$)는 선진국 -0.0082, 신흥개도국 -0.0057로, 그 차이는 통계적으로 유의하지 않다($p = 0.9230$). 표면적으로는 두 지역의 대외부채 효과가 유사해 보이나, 지역 내 표준편차(선진국 0.0480, 신흥개도국 0.0955)를 고려하면 이러한 평균값의 의미는 제한적이다. 이는 두 지역이 상이한 임계값 수준과 분포를 보임에도 불구하고, 대외부채가 성장에 미치는 최종적 효과는 유사함을 나타낸다.

지역별 집계 분석의 한계는 명확하다. PPP-GDP 가중평균, 부트스트랩 평균, 부트스트랩 중위수가 각각 다른 값을 보이는 것은 집계 방법에 따라 결과가 민감하게 변함을 의미한다. 특히 신흥개도국의 경우 세 가지 집계값의 범위(5.15~7.71%)가 2.56%p에 달해, 어떤 값을 대푯값으로 선택하느냐에 따라 해석이 달라질 수 있다.

요약하면 지역별 비교 결과, 집계 방법에 따라 추정치가 민감하게 변하며, 총채무효과의 지역 평균 차이는 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 지역 내 국가별 이질성이 크다는 것을 의미하며, 지역별 집계보다는 개별 국가 분석이 더 의미한 정보를 제공함을 시사한다.

따라서 지역별 분석 결과는 신중하게 해석되어야 하며, 국가별 이질성을 충분히 고려한 개별 분석이 병행되어야 한다. 지역별 집계는 전반적인 경향을 파악하는 보조적 수단으로 활용하되, 정책적 권고사항 도출 시에는 국가별 특수성을 우선적으로 고려할 필요가 있어 보인다.

다. 총채무효과 검정

본절에서는 선형효과와 비선형효과를 합산한 총채무효과를 계산하여, 고부채 체제에서 대외부채가 성장에 미치는 최종적 영향을 평가한다. 핵심 질문은 다음과 같다: (1) 각국의 총채무효과는 통계적으로 유의한가? (2) 음(-)의 효과를 보이는 국가와 양(+)의 효과를 보이는 국가는 각각 몇 개국인가? 이를 위해 총채무효과($\phi_{ed} + x$)를 계산하고 그 통계적 유의성을 검정하였다. 총채무효과는 정상 체제의 선형효과와 고부채 체제의 추가적 비선형효과를 합산한 것으로, 국내의 대외부채 증가가 경제성장에 미치는 최종적 영향을 나타낸다.

표 2-6. 신흥개도국의 총채무효과 검증

국가	총채무효과 ($\phi_{ed} + x$)	부트스트랩 95% 신뢰구간		부트스트랩 s.e.	Wald 검증 p-값
아르헨티나	-0.0197	-0.0510	0.0481	0.0304	0.5120
브라질	-0.0419	-0.1080	0.0118	0.0443	0.2510
칠레	-0.0847	-0.1531	-0.0125	0.0371	0.0340
중국	0.0245	0.0294	0.0595	0.0177	0.2094
인도	0.1806	0.1161	0.5153	0.1055	0.0493
인도네시아	-0.0845	-0.1277	-0.0843	0.0302	0.0283
말레이시아	-0.0273	-0.0959	-0.0519	0.0623	0.6667
멕시코	0.0780	0.0622	0.1597	0.0323	0.1133
페루	-0.2083	-0.2421	-0.2421	0.0349	0.0000
필리핀	0.1243	0.1176	0.2169	0.0403	0.0155
사우디아라비아	-0.0580	-0.0909	0.0308	0.0389	0.0747
남아프리카공화국	0.0591	0.0109	0.1631	0.0349	0.1775
태국	-0.1607	-0.2579	-0.1161	0.0373	0.0075
튀르키예	0.0537	0.0022	0.1747	0.0638	0.3946

주: 총채무효과는 TGVAR 모형에서 추정된 대외부채 비율 증가율의 계수 합으로 정의됨. 소표본(small sample) 문제를 완화하기 위해 총효과의 신뢰구간은 Efron(1987)이 제안한 편향 보정(BC: Bias-Corrected) 부트스트랩 기법을 사용하여 추정하였음. 중국, 말레이시아, 페루의 경우 보고된 총효과의 점추정치(point estimate)가 95% 신뢰구간의 범위를 벗어나는데, 이는 부트스트랩 표집 분포가 강한 비대칭성(skewness)을 보일 때 발생할 수 있는 현상임. 가설 검정의 타당성을 위해 본 연구에서는 해당 국가들의 판단을, 편향을 보정한 BC 신뢰구간을 기준으로 삼음.

자료: 저자 작성.

[표 2-6]은 14개 신흥개도국의 총채무효과 추정치와 부트스트랩 95% 신뢰구간, 그리고 Wald 검증 결과를 제시한다. 총채무효과의 분포는 최소 -0.2083 (페루)에서 최대 0.1806(인도)까지 광범위하게 나타나며, 이는 국가별로 대외부채의 경제적 영향이 질적으로 다름을 보여준다.

음(-)의 총채무효과를 보이는 국가는 8개국이다. 페루(-0.2083)가 가장 큰 음의 효과를 보이며, 태국(-0.1607), 칠레(-0.0847), 인도네시아(-0.0845)가 그 뒤를 잇는다. 이들 국가에서는 대외부채 증가율이 임계값을 초과할 때 성장

률에 대한 누적적 부정 효과가 크게 나타난다.

양(+)의 총채무효과는 6개국에서 관찰된다. 인도(0.1806)와 필리핀(0.1243)이 가장 큰 양의 효과를 보이며, 멕시코(0.0780), 남아프리카공화국(0.0591), 튀르키예(0.0537)가 뒤따른다. 이러한 양의 효과는 대외부채 위기 분석의 맥락에서 직관과 배치되는 결과로, 이에 대한 해석은 다음 항(項)에서 별도로 논의한다.

부트스트랩 신뢰구간 분석은 추정의 정밀도에 대한 중요한 정보를 제공한다. 95% 신뢰구간이 0을 포함하지 않는 국가는 칠레, 인도, 인도네시아, 페루, 필리핀, 태국 6개국이다. 이들 국가의 총채무효과는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 반면 아르헨티나, 브라질, 중국, 말레이시아, 멕시코, 사우디아라비아, 남아프리카공화국, 튀르키예는 신뢰구간이 0을 포함하여 총채무효과의 방향성이 불확실하다.

특히 중국, 말레이시아, 페루의 경우 점추정치가 95% 신뢰구간 범위를 벗어나는 특이한 현상이 관찰된다. 이는 부트스트랩 표집 분포가 강한 비대칭성(skewness)을 보일 때 발생할 수 있는 현상으로, Efron(1987)의 편향 보정(BC: Bias-Corrected) 부트스트랩 기법을 적용하였음에도 잔존하는 문제이다. 이들 국가의 경우 편향 보정된 신뢰구간을 판단 기준으로 삼는 것이 더 적절하다.

Wald 검정 p-값은 총채무효과가 0과 다른지를 검정한 결과이다. 5% 유의수준에서 기각되는 국가는 칠레(0.0340), 인도(0.0493), 인도네시아(0.0283), 페루(0.0000), 필리핀(0.0155), 태국(0.0075) 6개국이며, 10% 수준으로 확대하면 사우디아라비아(0.0747)가 추가된다. 페루의 p-값이 0.0000인 것은 총채무효과가 0이라는 귀무가설이 강력히 기각됨을 나타낸다.

부트스트랩 표준오차는 국가별로 큰 차이를 보인다. 인도(0.1055)와 필리핀(0.0403)은 양의 총채무효과를 가지면서도 표준오차가 크지만, 그럼에도 통계적 유의성을 확보한다. 반면 말레이시아(0.0623)와 튀르키예(0.0638)는 표준

오차가 점추정치보다 크거나 유사한 수준이어서 추정의 정밀도가 낮다.

국가별 총채무효과의 이질성은 각국이 직면한 경제적 제약과 구조적 특성의 차이를 반영한다. 동남아시아 국가 중 태국과 인도네시아는 명확한 음의 효과를 보이는 반면, 필리핀은 양의 효과를 나타낸다. 라틴아메리카에서도 페루와 칠레는 강한 음의 효과를 보이지만, 멕시코는 양의 효과를 보여 지역 내에서도 일관된 패턴이 존재하지 않는다.

이러한 결과는 대외부채와 경제성장 간 관계가 일률적이지 않으며, 국가별 경제구조, 제도적 환경, 부채의 용도와 구성에 따라 달라질 수 있음을 다시 한번 확인해준다. 따라서 신흥개도국에 대한 일반화된 부채 관리 정책보다는 국가별 특수성을 고려한 차별화된 접근이 필요함을 알 수 있다.

라. 결괏값에 대한 논의

본 절에서는 실증 분석 결과의 경제적 의미를 심층 논의한다. 특히 (1) 일부 국가에서 관찰되는 양의 총채무효과를 어떻게 해석할 것인가, (2) 국가별 임계치 이질성은 어떤 구조적 요인으로 설명되는가라는 두 가지 질문을 다룬다.

1) 양의 총채무효과에 대한 논의

인도, 필리핀, 멕시코, 남아프리카공화국, 튀르키예 등 5개국에서 관찰된 양의 총채무효과는 대외부채 위기 분석이라는 본 연구의 맥락에서 추가적인 검토가 필요하다. 이러한 결과는 대외부채가 항상 성장을 저해하는 것은 아니며, 특정 조건하에서는 경제활동을 촉진할 수 있음을 나타낸다.

Pattillo, Poirson, and Ricci(2011)은 대외부채의 이중적 효과를 제시하였는데, 낮은 수준에서는 자본 제약을 완화하여 성장을 촉진하지만 일정 수준을 초과하면 부채 과잉 효과로 성장을 저해한다고 설명하였다. 본 연구에서 양의 총채무효과를 보이는 국가들은 표본 기간 중 주로 성장 촉진 영역에서 작동

했을 가능성이 있다.

Eberhardt and Presbitero(2015)는 공공부채를 분석하였으나, 그들의 통찰은 대외부채에도 부분적으로 적용될 수 있다. 많은 신흥국에서 공공부채의 상당 부분이 대외부채와 중첩되며, 특히 정부가 주요 대외차입 주체인 경우가 많다. 이들은 118개국의 패널 데이터를 분석하여 공공부채-성장 관계의 국가 간 이질성을 강조하였다. 이들은 모든 국가에 적용되는 공통 공공부채 임곗값의 존재를 부정하며, 국가별로 공공부채가 성장에 미치는 영향이 상이함을 발견하였다. 평균 공공부채 수준이 낮은 국가들에서는 공공부채가 성장에 양(+)의 영향을 미치는 반면, 높은 공공부채 수준(GDP 대비 90% 이상)을 가진 국가들에서는 부정적 영향이 나타나는 경향을 보고하였다. 이는 대부분의 국가들이 가상의 'Debt-Laffer curve'의 왼쪽, 즉 공공부채가 여전히 성장에 기여할 수 있는 영역에 위치하고 있음을 나타낸다.

Chudik *et al.*(2013)은 40개국의 장기 데이터를 사용하여 공공부채와 성장 간 관계를 분석한 결과, 보편적인 임곗값이 존재하지 않으며 국가별로 상당한 이질성이 존재함을 발견하였다. 부채 수준 자체보다는 부채 궤적(debt trajectory)이 중요하며, 부채가 증가하는 국가에서만 50~60% 수준에서 임계 효과가 나타났다. 장기적으로는 지속적인 부채 증가가 성장에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다.

양의 총채무효과는 정상적인 신용시장 접근이 가능한 정상시의 부채-성장 관계를 반영한다. 그러나 Mendoza and Yue(2012)가 제시하듯이, 부채가 경제에 미치는 영향은 상태의존적(state-contingent)이며 비선형적이다. 이들의 모델에서 부채 수준이 임계점에 도달하면 작은 생산성 충격도 운전자본 채널을 통해 증폭되어 대규모 경제 수축으로 이어진다. 외채 수준이 높은 경제는 부정적 생산성 충격 시 디폴트 리스크 상승 → 운전자본 비용 증가 → 생산 감소 → 디폴트 리스크 추가 상승의 악순환에 빠질 수 있다.

따라서 양의 총채무효과가 대외부채 위기 가능성이 없음을 의미하는 것은 아니다. 평상시 관찰되는 양의 효과가 극단적 상황에서도 유지된다고 가정하는 것은 위험하며, 글로벌 금융 충격이나 급격한 투자심리 변화 시에는 이러한 증폭 메커니즘이 평상시 부채의 긍정적 효과를 압도할 가능성도 존재한다.

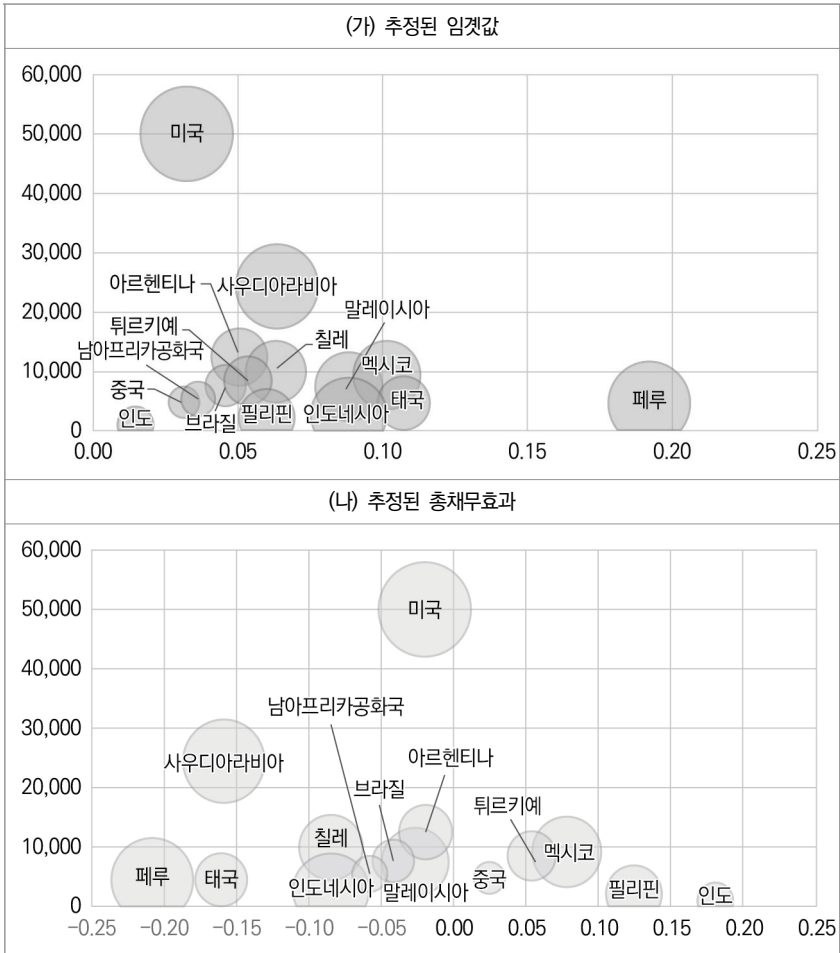
2) 금융개방도와 경제발전 수준에 따른 이질성 분석

국가별 임계치와 총채무효과의 광범위한 분포는 단순히 추정의 불확실성만으로는 설명되기 어렵다. 본 목에서는 심의위원이 제기한 ‘임계치의 국가별 이질성 결정요인’을 체계적으로 분석하기 위해, Chinn and Ito(2006, 2008)이 개발한 금융개방도 지표(Chinn-Ito Index)와 경제발전 수준(1인당 GDP)을 구조적 설명변수로 활용하여 [그림 2-2]의 산포도 분석을 수행한다. 금융개방도는 자본계정 거래의 제도적 제약 정도를 측정하는 지표로, 0(완전 폐쇄)에서 1(완전 개방) 사이의 값을 가지며, 국제 자본시장에 대한 접근성과 외부 충격에 대한 노출도를 동시에 반영한다.

[그림 2-2]는 추정된 임계치 및 총채무효과를 X -축에, 1985~2024년 기간 평균 1인당 실질 GDP를 Y -축에 배치하고, 원의 크기로 금융개방도(1985~2022년 기간의 평균)를 표현한 산포도이다. 비교 기준점으로서 미국을 포함하여 신흥개도국의 상대적 위치를 파악할 수 있도록 구성하였다.

그림 2-2. 주요 신흥개도국의 금융개방도와 경제발전 수준에 따른 임계값과 총채무효과

(단위: 달러)



주: 1) 패널 (가)의 수평축은 TGVAR 모형에서 추정된 대외부채-GDP 비율 증가율의 임계치를 나타내며, 수직축은 1985년부터 2024년까지의 1인당 실질 GDP 평균값(2015년 불변 미달러 기준)을 나타냄. 원의 크기는 동 기간 Chinn-Ito 금융개방도 지수의 평균값을 반영하며, 값이 클수록 자본계정 거래에 대한 제도적 제약이 적음을 의미함(0=완전 폐쇄, 1=완전 개방). 신흥개도국 14개국과 함께 비교 기준으로 미국을 포함. 패널 (나)의 수평축은 TGVAR 모형에서 추정된 총채무효과를 나타내며, 이는 대외부채 증가율이 임계치를 초과한 체제에서 GDP 성장률에 미치는 종합적 영향을 의미함.

2) 패널 (가)의 가로축 수치는 소수점으로 표시되어 있지만 퍼센트(%) 단위(예: 0.10=10%)를 의미함.

자료: 1인당 GDP 자료는 Oxford Economics(검색일: 2025. 3. 22.); Chinn-Ito 지수는 Chinn and Ito(2006, 2008)의 2025년 업데이트 버전에서 취득, 임계값, 총채무효과 및 그림은 저자 작성.

[그림 2-2]의 패널 (가)에서 관찰되는 첫 번째 패턴은 금융폐쇄국과 금융개방국 간 임계치 분포의 차이이다. 인도(임계치 1.46%, 금융개방도 0.16)와 중국(3.14%, 0.14)은 낮은 금융개방도와 낮은 임계치를 동시에 보인다. 반면 페루(19.19%, 0.80), 멕시코(10.13%, 0.59), 태국(10.71%, 0.34)은 상대적으로 높은 금융개방도와 높은 임계치를 나타낸다.

이러한 패턴은 자본통제의 정도가 대외부채 증가에 대한 시장의 반응 속도에 영향을 미칠 가능성을 시사한다. 금융폐쇄국에서는 제한된 외환시장 깊이로 인해 대외부채 증가율의 작은 변화에도 환율이나 금리가 크게 반응할 수 있다. 인도와 중국의 경우 표본 기간 대부분 동안 외환거래에 상당한 규제를 유지했으며, 이는 대외부채 증가 시 외환시장 압력이 축적되다가 일정 임계점에서 급격히 표출되는 구조를 형성했을 가능성을 시사한다.

반면 페루, 멕시코, 태국, 말레이시아, 인도네시아의 높은 임계치는 5절 가항에서 논의한 희소 사건 문제와 연결할 수 있다. 금융개방도가 높은 국가는 국제자본시장 접근성이 양호하여 점진적 차입이 가능하므로, 극단적 부채 증가율 자체가 드물게 관찰된다. 페루의 경우 전체 표본 기간 중 대외부채 증가율이 19%를 초과한 분기는 3% 미만에 불과하며, 이는 임계치 추정에 필요한 고부채 체제 관측치의 부족으로 이어진다. 따라서 이들 국가의 높은 임계치는 실제 부채 감내력보다는 금융개방하에서의 차입 행태와 그로 인한 데이터 특성을 반영한 것으로 해석하는 것이 적절해 보인다.

미국은 임계치 3.23%와 금융개방도 1.0을 보이며, 높은 금융개방도에도 불구하고 낮은 임계치를 나타낸다. 이는 기축통화 발행국으로서의 특수성과 성숙한 금융시장의 자기조정 능력을 반영하는 것으로 보이나, 신흥개도국과는 구조적으로 다른 조건에 있어 직접적인 비교는 한계가 있다.

[그림 2-2]의 패널 (나)는 총채무효과의 이질성이 1인당 소득수준 및 금융개방도와 일정한 연관성을 보임을 나타낸다. 양의 총채무효과를 보이는 국가 중 인도(+0.18, 1인당 GDP 1,100달러, 금융개방도 0.16)와 필리핀(+0.12,

2,299달러, 0.38)은 저소득 구간에 위치하며 상대적으로 낮은 금융개방도를 보인다. 이는 심각한 국내 자본 제약하에서 대외차입이 투자와 성장의 주요 재원으로 기능할 수 있음을 의미한다. McKinnon(1973)의 금융억압 이론에 따르면, 국내 금융시장이 미발달하고 자본통제가 강한 경제에서는 제한된 대외차입 접근이 오히려 높은 한계생산성을 가질 수 있다.

멕시코(+0.08, 9,177달러, 0.59)와 튀르키예(+0.05, 8,292달러, 0.28)는 중소득 구간에서 양의 효과를 보이나, 그 크기는 저소득 국가보다 작다. 멕시코의 경우 북미자유무역협정(NAFTA/USMCA)하에서 제조업 수출부문의 발달로 외부 자금이 생산적 투자로 연결되는 채널이 상대적으로 안정적으로 작동했을 가능성이 있다. 그러나 1절에서 언급한 시차 구조를 고려하면, 전기의 대외부채 증가가 당기 성장에 미치는 양의 효과가 중기적으로는 반전될 가능성을 배제할 수 없다.

음의 총채무효과를 보이는 국가들은 소득수준과 금융개방도에서 더 큰 다양성을 나타낸다. 페루(-0.21, 4,659달러, 0.80)와 태국(-0.16, 4,340달러, 0.34)은 중소득 수준에서 금융개방도가 상이함에도 불구하고 강한 음의 효과를 보인다. 특히 페루는 14개 신흥개도국 중 가장 높은 금융개방도를 가지면서 동시에 가장 큰 음의 효과를 나타내는데, 이는 금융개방이 외부 충격에 대한 취약성을 높일 수 있다는 Rodrik and Velasco(1999)의 주장과 일치한다. 높은 금융개방도는 국제자본의 유입을 용이하게 하지만, 투자자 심리 변화 시 급격한 자본유출(sudden stop)의 위험도 함께 높인다.

인도네시아(-0.08, 2,424달러, 0.71)와 칠레(-0.08, 9,877달러, 0.48)는 소득수준에서 큰 차이를 보이지만 유사한 음의 효과를 나타낸다. 칠레는 상대적으로 높은 소득수준에도 불구하고 음의 효과를 보이는데, 이는 구리 가격 등 원자재 의존도가 높은 경제구조와 관련될 수 있다. 선형계수가 -0.10으로 유의하게 음수이며 비선형계수는 유의하지 않다는 점에서, 칠레의 대외부채 효과는 주로 선형적으로 작동하는 것으로 보인다.

사우디아라비아(-0.16, 2만 4,338달러, 0.80)는 높은 소득수준과 금융개방도에도 불구하고 음의 효과를 보이는데, 이는 석유 경제의 특수성을 반영하는 것으로 보인다. 재정수입의 대부분을 석유 수출에 의존하는 구조에서 유가 하락 시 재정적자와 대외부채가 동시에 증가하는 경향이 있으며, 이러한 동조성(procyclicality)이 부채의 부정적 효과를 증폭시켰을 가능성이 있다.

두 그림을 종합하면, 임계치와 총채무효과의 이질성은 금융개방도와 경제발전 수준의 교호작용으로 부분적으로 설명될 수 있다. 저소득-금융폐쇄 국가들(인도, 중국)은 낮은 임계치와 혼재된 총효과를 보이며, 중소득-금융개방 국가들(페루, 태국)은 통계적 식별의 한계가 있으나 음의 총효과를 명확히 나타낸다. 그러나 이러한 패턴이 결정론적 관계를 의미하는 것은 아니다. 브라질(-0.04, 7,609달러, 0.21)과 남아프리카공화국(-0.06, 5,265달러, 0.14)은 유사한 금융개방도를 가지면서도 상이한 임계치를 보이며, 이는 관찰되지 않은 다른 구조적 요인들의 중요성을 시사한다. 또한 본 분석은 금융개방도를 표본 기간 평균값으로 단순화하였으나, 실제로는 시간에 따라 변화해 왔으며, 특히 1990년대 후반 아시아 금융위기와 2008년 글로벌 금융위기를 거치며 많은 국가가 자본통제 정책을 조정하였다.

표 2-7. 금융개방도 및 소득수준별 임계치 평균

그룹 구분	임계치 평균(%)	금융개방도 평균	1인당 GDP 평균(달러)	포함 국가
낮은 임계치 (<5%)	3.82	0.29	8,610	5개국(인도, 중국, 사우디아라비아, 남아프리카공화국, 브라질)
중간 임계치 (5~8%)	5.66	0.38	8,236	4개국(아르헨티나, 튀르키예, 필리핀, 칠레)
높은 임계치 (>8%)	11.54	0.60	5,589	5개국(인도네시아, 멕시코, 태국, 말레이시아, 페루)

주: 임계치는 [표 2-3]의 추정치를 사용하였고, 금융개방도는 Chinn-Ito 지수(1985~2022년 평균)이며, 0(완전 폐쇄)에서 1(완전 개방) 사이의 값임. 1인당 GDP는 1985~2024년 평균값(2015년 불변 USD)임. 그룹별 평균은 포함 국가들의 단순 산술평균이며, 미국은 비교 기준으로 제시되었으므로 본 표에서 제외함.

자료: 저자 작성.

[표 2-7]은 [그림 2-2]의 산포도 분석을 계량적으로 요약한 것이다. 14개 신흥개도국을 추정된 임계치 수준에 따라 세 그룹으로 분류한 결과, 임계치와 금융개방도 간 명확한 양(+)의 관계가 관찰된다. 낮은 임계치 그룹(< 5%)의 평균 금융개방도는 0.29로 가장 낮으며, 중간 임계치 그룹(5~8%)은 0.38, 높은 임계치 그룹(> 8%)은 0.60으로 상승한다.

다만 5절 가항에서 논의한 바와 같이, 높은 임계치 그룹의 평균 11.54%는 극단적 부채 증가 사건의 희소성으로 인한 통계적 식별의 한계를 반영할 가능성이 있다. 특히 페루(19.19%)의 경우 전체 표본 기간 중 해당 수준을 초과한 관측치가 3% 미만에 불과하다. 높은 임계치 그룹의 평균 소득수준(5,589달러)이 낮은 임계치 그룹(8,610달러)보다 낮게 나타나는데, 이는 사우디아라비아(2만 4,338달러)가 낮은 임계치를 보이면서 그룹 평균을 크게 끌어올린 결과이다.

이러한 패턴은 금융개방도가 높은 국가일수록 국제자본시장 접근성이 양호하여 점진적 차입이 가능하므로, 극단적 부채 증가율 자체가 덜 빈번하게 관찰된다는 본문의 해석을 뒷받침한다. 다만 금융개방도만으로 임계치를 완전히 설명할 수 없으며, 경제구조, 수출 다각화, 제도적 역량 등 다른 요인들의 복합적 작용이 존재함을 시사한다.

금융개방도가 대외부채의 경제적 효과에 미치는 영향은 제도적 환경, 거시경제 정책 프레임워크, 부채의 구성 등 다양한 요인과 상호작용한다. Kose *et al.*(2009)가 지적하듯이, 금융개방의 효과는 일정 수준의 제도적 역량이 확보된 경우에만 긍정적으로 작동하며, 그렇지 않은 경우 오히려 변동성을 증가시킬 수 있다. 본 연구의 결과는 이러한 조건부 효과의 가능성을 시사하나, 제도의 질이나 정책 프레임워크를 명시적으로 모형에 포함하지 않았으므로 인과적 해석에는 신중을 기해야 한다.

또한 그림에서 미국과 신흥개도국 간의 위치 차이는 단순히 금융개방도나 소득수준만으로 설명되지 않는 기축통화 지위의 역할을 환기시킨다. Gourinchas

and Rey(2005)가 분석한 ‘exorbitant privilege’는 미국이 낮은 금리로 대규모 대외부채를 유지할 수 있게 하며, 이는 신흥개도국이 직면하는 제약과 근본적으로 다르다. 따라서 [그림 2-2]에서 관찰되는 패턴을 신흥개도국이 발전 과정에서 필연적으로 경험하는 단계로 해석하는 것은 적절하지 않다.

종합하면, 본 목의 분석은 국가별 임계치 이질성이 두 가지 구조적 요인에 의해 부분적으로 설명됨을 보였다. 금융개방도는 대외부채 증가에 대한 시장 반응 속도와 외환시장 조정 메커니즘에 영향을 미친다. 금융폐쇄국에서는 제한된 외환시장의 깊이로 인해 작은 부채 증가에도 환율 변동성이 크게 나타날 수 있으며, 이는 낮은 임계치로 관측된다. 경제발전 수준은 재정여력, 수출 다각화, 제도적 역량 등 부채 감내력의 기반을 형성한다. 다만 [표 2-7]에서 확인되듯이 두 요인의 효과는 독립적이지 않으며, 저소득 금융폐쇄국과 중소득 금융개방국이 서로 다른 메커니즘으로 임계치에 영향을 받는다. 이는 단일 변수만으로는 임계치를 예측하기 어려우며, 국가별 특수성을 고려한 다층적 분석이 필요함을 의미한다.

본 논의의 한계는 명확하다. 우선 금융개방도는 제도적 제약의 존재 여부만을 포착하며, 실제 자본흐름의 규모나 변동성은 반영하지 못한다. 1인당 GDP는 경제발전 수준의 불완전한 대리변수이며, 산업구조, 수출 다각화, 인적 자본 등 다른 차원의 발전 수준을 포착하지 못한다. 또한 표본 기간의 평균값을 사용함으로써 시간에 따른 변화를 포착하지 못하며, 특히 금융위기 전후의 구조적 변화를 반영하지 못한다. 마지막으로 산포도는 상관관계를 시각화할 뿐 인과관계를 입증하지 못하며, 관찰되지 않은 제3의 요인이 금융개방도, 발전 수준, 대외부채 효과를 동시에 결정할 가능성을 배제할 수 없다.

그럼에도 본 분석은 국가별 임계치와 총채무효과의 이질성이 무작위적이지 않으며, 금융개방도와 경제발전 수준과 일정한 연관성을 가짐을 보여준다. 이는 대외부채 관리 정책 수립 시 각국의 금융시장 구조와 국제자본시장에 대한 노출도를 고려한 차별화된 접근이 필요함을 시사한다. 금융개방을 추진하는 국

가는 대외부채 모니터링 체계와 거시건전성 정책 역량을 선제적으로 강화할 필요가 있으며, 자본통제를 유지하는 국가는 외환시장의 깊이를 제고하여 대외부채 증가에 대한 시장의 과민반응을 완화할 필요가 있다. 다만 이러한 정책 방향은 각국의 구체적 상황과 정책 목표에 따라 조정되어야 하며, 일률적인 처방은 오히려 역효과를 초래할 수 있다.

마. 대외부채 체제 전환 가능성

본 항에서는 몬테카를로 시뮬레이션을 통해 향후 5년간 각국의 고부채 체제 전환 가능성을 정량화한다. 핵심 질문은 다음과 같다: (1) 어느 국가가 높은 체제 전환 확률을 보이는가? (2) 임계치 도달 시 평균적으로 얼마나 오래 고부채 체제가 지속되는가? 1만 회 시뮬레이션을 기반으로 향후 10년간의 경로를 생성하여, 대외부채 증가율이 임계값을 초과할 확률과 GDP 성장률이 음(-)이 될 확률을 계산하였다.

표 2-8. 신흥개도국의 대외부채 체제 전환과 성장률 하락 확률(1년, 2년 및 5년 시점)

(단위: %)

국가	$Pr(\Delta ed > \gamma)$	$Pr(\Delta y < 0)$	$Pr(\text{Both})$
	1년 시점(4분기)		
아르헨티나	13.42	48.48	5.76
브라질	7.47	48.76	3.53
칠레	2.05	48.84	1.04
인도네시아	0.93	48.62	0.53
말레이시아	1.08	50.26	0.45
페루	0.15	46.59	0.09
사우디아라비아	36.81	49.25	17.77
남아프리카공화국	16.90	48.74	6.88
태국	0.21	49.25	0.11

표 2-8. 계속

(단위: %)

국가	Pr($\Delta ed > \gamma$)	Pr($\Delta y < 0$)	Pr(Both)
2년 시점(8분기)			
아르헨티나	19.78	50.25	9.41
브라질	12.15	49.92	5.98
칠레	3.36	49.93	1.61
인도네시아	1.37	50.23	0.61
말레이시아	1.43	50.47	0.56
페루	0.22	50.17	0.09
사우디아라비아	37.63	49.60	18.65
남아프리카공화국	15.76	49.55	6.77
태국	0.28	50.24	0.14
5년 시점(20분기)			
아르헨티나	19.08	49.00	8.30
브라질	12.75	50.84	6.20
칠레	3.21	49.52	1.43
인도네시아	1.37	50.09	0.65
말레이시아	1.63	50.25	0.61
페루	0.26	50.59	0.07
사우디아라비아	38.32	49.74	19.02
남아프리카공화국	15.64	49.34	6.43
태국	0.23	50.01	0.13

주: [표 2-3]의 대외부채의 비선형계수가 음수이거나 [표 3-6]의 총채무효과가 음수인 국가들만 포함. Pr($\Delta y < 0$)는 실질 GDP 성장률이 음수가 될 확률을 의미하며, 실제 채무위기가 디폴트 확률과는 구별됨. 이는 1만 회 시뮬레이션 기반의 추정치임.

자료: 저자 작성.

[표 2-8]은 대외부채의 비선형계수가 음수이거나 총채무효과가 음수인 9개 국가에 대해 체제 전환과 성장을 하락 확률을 제시한다. 분석은 1년(4분기), 2년(8분기), 5년(20분기) 시점으로 구분하여 수행되었다.

GDP 성장률이 음이 될 확률 [Pr($\Delta y < 0$)]은 대부분의 국가에서 46~50% 범위에 분포하며, 시간 경과에 따른 변화가 미미하다. 이는 표본 기간의 평균적인 경기변동 패턴을 반영하는 것으로, 분기 성장률이 음이 될 무조건부 확률이 약 50%임을 나타낸다.

대외부채 증가율이 임계값을 초과할 확률 [$\Pr(\Delta ed > \gamma)$]은 국가별로 차이를 보인다. 사우디아라비아는 1년 시점 36.81%, 5년 시점 38.32%로 지속적으로 높은 확률을 유지한다. 아르헨티나(1년 13.42%, 5년 19.08%)와 남아프리카공화국(1년 16.90%, 5년 15.64%)도 상대적으로 높은 확률을 보인다. 반면 페루(1년 0.15%, 5년 0.26%)와 태국(1년 0.21%, 5년 0.23%)은 1% 미만의 낮은 확률을 보인다.

두 사건이 동시에 발생할 확률 [$\Pr(\text{Both})$]은 체제 전환 확률이 높은 국가에서 크게 나타난다. 사우디아라비아는 1년 시점 17.77%, 5년 시점 19.02%로 가장 높으며, 아르헨티나(1년 5.76%, 5년 8.30%)와 남아프리카공화국(1년 6.88%, 5년 6.43%)이 뒤를 잇는다. 페루와 태국은 0.2% 미만의 극히 낮은 동시 발생 확률을 보이나, 이는 부분적으로 시뮬레이션에서 고부채 체제 진입 자체가 드물기 때문일 수 있다.

시간 경과에 따른 확률 변화 패턴도 국가별로 상이하다. 아르헨티나는 체제 전환 확률이 1년 13.42%에서 5년 19.08%로 증가하는 반면, 남아프리카공화국은 16.90%에서 15.64%로 소폭 감소한다. 대부분의 국가에서 2년 시점까지는 확률이 증가하다가 5년 시점에는 안정화되는 경향을 보인다.

표 2-9. 신흥개도국의 대외부채 임계치 도달 시점 및 지속성 분석

(단위: 년)

국가	최초 도달 시간	회복 시간	최대 연속 기간	평균 체제 지속 기간
	중위수	중위수	평균	평균
아르헨티나	2.25	3.21	0.82	1.80
브라질	3.00	3.92	0.60	1.16
칠레	4.50	4.96	0.21	0.30
인도네시아	5.00	5.34	0.10	0.12
말레이시아	5.00	5.29	0.12	0.14
페루	5.50	5.58	0.02	0.02
사우디아라비아	0.75	1.66	1.25	3.67

표 2-9. 계속

(단위: 년)

국가	최초 도달 시간	회복 시간	최대 연속 기간	평균 체제 지속 기간
	중위수	중위수	평균	평균
남아프리카공화국	1.50	2.38	0.53	1.52
태국	5.25	5.46	0.02	0.02

주: 1) 최초 도달 시간: 시뮬레이션 시작 후 처음 임꺽값 초과까지 시간.
 2) 회복 시간: 부채증가율이 임꺽값을 초과한 후 다시 임꺽값 이하로 떨어지기까지의 평균 시간.
 3) 1만 회 시뮬레이션 중 실제 도달한 경우만 집계.
 4) [표 2-3]의 대외부채의 비선형계수가 음수이거나 [표 2-6]의 총채무효과가 음수인 국가들만 포함.
 자료: 저자 작성.

[표 2-9]는 대외부채가 임꺽값에 도달하는 시점과 고부채 체제의 지속성을 분석한다. 최초 도달 시간의 중위수는 사우디아라비아가 0.75년으로 가장 빠르며, 남아프리카공화국(1.50년), 아르헨티나(2.25년)가 뒤를 잇는다. 페루는 5.50년으로 가장 늦은 도달 시간을 보인다.

회복 시간, 즉 부채 증가율이 임꺽값을 초과한 후 다시 임꺽값 이하로 떨어지기까지의 시간은 최초 도달 시간과 유사한 패턴을 보인다. 사우디아라비아는 1.66년, 남아프리카공화국은 2.38년, 아르헨티나는 3.21년의 회복 시간을 보이는 반면, 페루(5.58년)와 태국(5.46년)은 5년 이상이 소요된다.

평균 체제 지속 기간은 국가별로 격차를 보인다. 사우디아라비아는 평균 3.67년간 고부채 체제를 유지하는 반면, 페루와 태국은 0.02년에 불과하다. 이러한 차이는 각국의 경제구조와 대외부채 관리 능력의 차이를 반영한다. 최대 연속 기간 역시 사우디아라비아(1.25년)와 아르헨티나(0.82년)가 길고, 페루와 태국(0.02년)은 짧다.

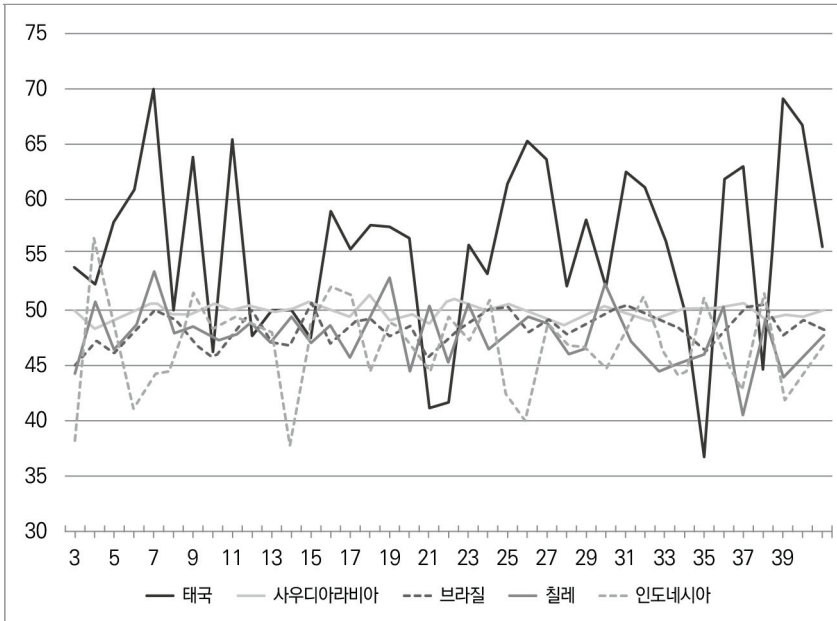
시뮬레이션 결과 해석에는 중요한 데이터적 한계를 고려해야 한다. 특히 페루, 태국과 같이 체제 전환 확률이 극히 낮은 국가들의 경우, 1만 회 시뮬레이션에도 불구하고 고부채 체제에 진입하는 경로가 분기당 100개 미만으로 나타난다. 이는 해당 임꺽값 수준(페루 19.19%, 태국 10.71%)이 역사적으로 거의

관찰되지 않은 극단적 수준이며, 시뮬레이션에서도 이러한 희소성이 유지됨을 의미한다. 제한된 고부채 체제 표본은 조건부 확률 추정의 정밀도를 저하시키며, 특히 체제 지속 기간이나 회복 시간 추정치의 신뢰성에 영향을 미칠 수 있다.

하지만 이러한 분석은 데이터 제약에도 불구하고 국가 간 상대적 비교라는 점에서 여전히 유용한 정보를 제공한다. 우선, 체제 전환 확률 자체가 낮다는 사실은 이들 국가의 대외부채 동향이 상대적으로 안정적임을 나타낸다. 그리고 희소 사건의 특성상 과거 데이터만으로는 위기 가능성을 평가하기 어려우므로, 시뮬레이션을 통한 잠재적 경로 분석이 오히려 필수적이다.

그림 2-3. 주요 신흥개도국의 고부채 체제 조건부 확률 진화

(단위: %)



주: 고부채 체제 조건부 확률 = $\Pr(\Delta y < 0 | Led > \gamma)$.

자료: 저자 작성.

[그림 2-3]은 주요 5개국의 고부채 체제 조건부 확률 [$\Pr(\Delta y < 0 | \Delta ed > \gamma)$]의 시계열 변화를 보여준다. 태국은 가장 높은 변동성을 보이며, 특정 시점에서 70%까지 상승하는 급격한 변화를 나타낸다. 사우디아라비아는 50% 수준에서 상대적으로 안정적인 움직임을 보인다. 브라질, 칠레, 인도네시아는 대부분의 기간 동안 45~50% 범위에서 변동한다.

조건부 확률이 무조건부 확률(약 50%)과 크게 다르지 않은 국가들(브라질, 칠레, 인도네시아)은 고부채 체제가 성장률에 미치는 추가적 영향이 제한적임을 나타낸다. 반면 태국처럼 조건부 확률이 크게 변동하는 국가는 고부채 체제에서 성장률 하락 위험이 시기에 따라 크게 달라질 수 있음을 보여준다.

이러한 결과들은 신흥개도국 내에서도 대외부채 체제 전환의 가능성과 그 영향이 국가별로 상당히 이질적임을 확인해준다. 예를 들어 사우디아라비아와 같이 체제 전환 확률이 높고 지속 기간이 긴 국가는 지속적인 모니터링과 선제적 정책 대응이 필요하다. 반면 페루와 태국의 경우 체제 전환 확률이 극히 낮아 조건부 영향의 추정이 불안정할 수 있으나, 이러한 극단적 사건의 잠재적 영향을 완전히 배제할 수는 없다.

바. 대외부채 파급효과 분석

본 항에서는 일반충격반응함수를 이용하여 특정 국가의 대외부채 충격이 다른 국가들에 미치는 동태적 파급효과를 분석한다.¹²⁾ 분석은 태국의 대외부채-GDP 비율의 증가율이 1표준편차 증가할 때 인접국과 주요 경제국의 GDP 성장률 반응을 20분기(5년)에 걸쳐 추적한다.

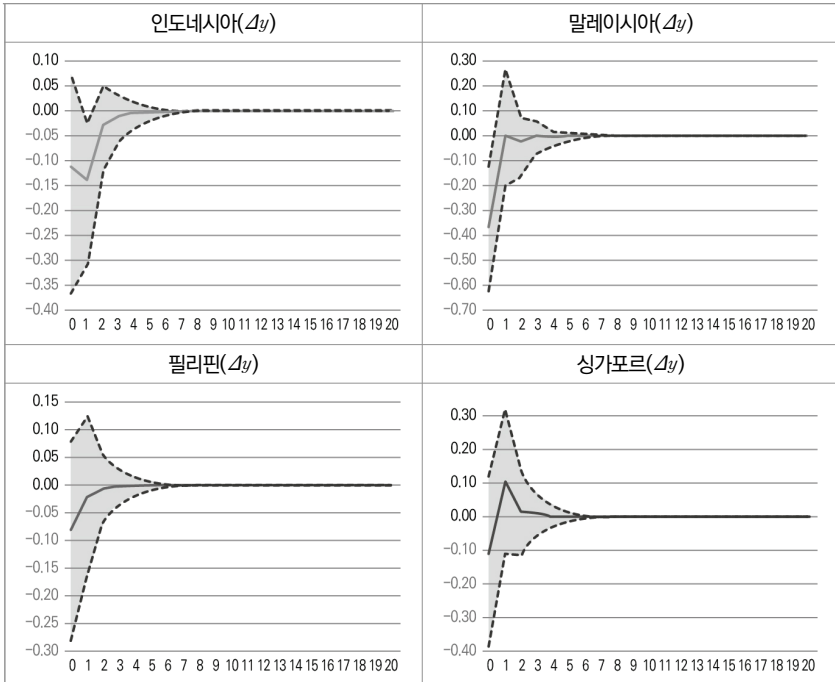
다만 본 분석은 Pesaran and Shin(1998)의 일반충격반응함수(GIRF)를 활용한 것으로, 무역채널을 통한 국가 간 ‘연계성’과 ‘전파경로’를 추적하는 데

12) GIRF 방법론은 Pesaran and Shin(1998)을 따르며, 본 연구에서 사용한 wild bootstrap 기반 신뢰 구간 추정과 임계효과하에서의 충격반응 계산에 대한 상세한 내용은 [부록 1] 참조.

초점이 있다. GVAR 모형의 특성상 대외부채의 외생적 구조 충격을 명시적으로 식별하지 않았으므로, 이하의 결과는 인과관계가 아닌 조건부 상관관계로 해석되어야 한다.

그림 2-4. 태국 대외부채 증가 충격에 대한 인접국의 파급효과: GIRF 분석

(단위: %p)



주: 태국의 대외부채-GDP 비율의 증가율이 1표준편차 증가할 때 각국 GDP 성장률의 충격반응함수를 나타냄. 실선은 중위수 반응, 점선은 95% 부트스트랩 신뢰구간을 표시함. 신뢰구간은 2,000회 wild bootstrap을 통해 계산되었으며, 임계값은 원 추정치에 고정함. 수평축은 분기, 수직축은 %p 단위임. 신뢰구간이 시간에 따라 수축하는 것은 모형의 안정성(최대 고유값 < 1)으로 인한 평균 회귀 특성을 반영하며, 충격이 장기적으로 소멸함을 나타냄.

자료: 저자 작성.

[그림 2-4]는 태국 대외부채 증가 충격에 대한 동남아시아 인접국들의 GDP 성장률 반응을 보여준다. 인도네시아와 말레이시아는 충격 발생 직후 즉각적인 음(-)의 반응을 보이며, 이는 약 8~10분기까지 지속된다. 인도네시아의 경우 초기 반응이 -0.11%p에 달하며, 말레이시아는 -0.36%p까지 하락한다. 이후

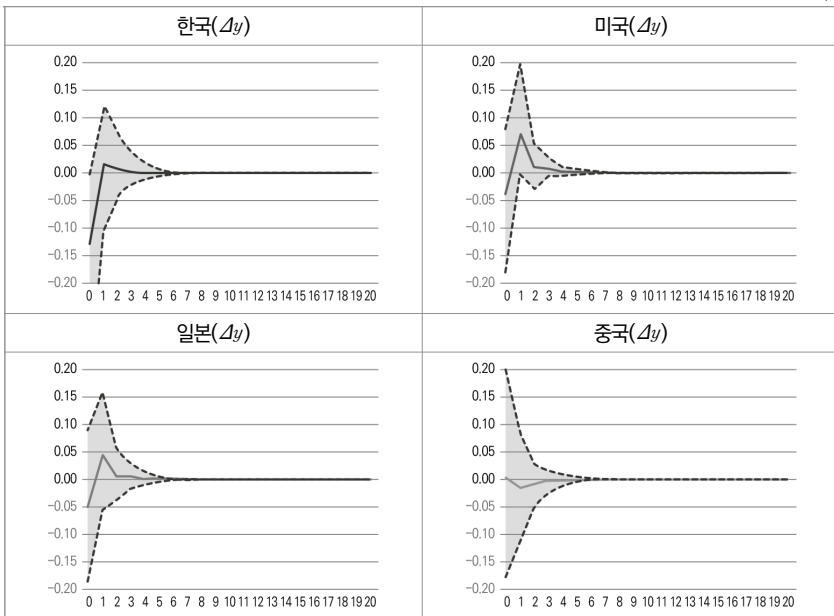
점진적으로 회복하여 10분기 이후에는 영향이 대부분 소멸한다.

필리핀과 싱가포르의 상대적으로 제한적인 반응을 보인다. 필리핀의 초기 반응은 -0.08%p 수준이며, 싱가포르는 양(+)의 초기 반응(0.10%p) 후 빠르게 수렴한다. 싱가포르의 양의 반응은 역내 금융허브로서 위기 시 안전자산 선호 현상으로 일시적 자본유입이 발생할 가능성이 반영된 것으로 보인다.

인접국 효과의 크기와 지속성은 태국에 경제적 연계 정도와 관련이 있다. 인도네시아와 말레이시아는 태국에 높은 무역 의존도를 보이며, 아세안(ASEAN) 경제통합으로 인한 생산 네트워크 연결이 강하다. 반면 필리핀은 상대적으로 독립적인 경제구조를 유지하고 있어 파급효과가 제한적이다.

그림 2-5. 태국 대외부채 증가 충격에 대한 역내 주요 경제국의 파급효과: GIRF 분석

(단위: %p)



주: 태국의 대외부채-GDP 비율이 1표준편차 증가할 때 각국 GDP 성장률의 충격반응함수를 나타냄. 실선은 중위수 반응, 점선은 95% 부트스트랩 신뢰구간을 표시함. 신뢰구간은 2,000회 wild bootstrap을 통해 계산되었으며, 임계값은 원 추정치에 고정함. 수평축은 분기, 수직축은 %p 단위임. 신뢰구간이 시간에 따라 수축하는 것은 모형의 안정성(최대 고유값 < 1)으로 인한 평균 회귀 특성을 반영하며, 충격이 장기적으로 소멸함을 나타냄.

자료: 저자 작성.

[그림 2-5]는 역내 주요 경제국들의 반응을 제시한다. 한국과 일본은 초기 -0.05에서 -0.13%p의 음의 반응을 보이나, 이후 빠르게 회복한다. 특히 일본은 8분기 이후 기준선으로 수렴하며, 한국은 7분기 정도에 수렴한다.

중국의 반응은 최소 -0.02%p 수준으로 네 국가 중 가장 작다. 이는 중국 경제의 규모와 내수 중심 성장구조가 외부 충격에 대한 완충 역할을 하는 동학이 반영된 것으로 보인다. 미국은 초기 반응이 거의 나타나지 않으며, 전체 기간에 걸쳐 미미한 변동만을 보인다.

부트스트랩을 통해 계산된 신뢰구간을 고려하면 대부분의 국가에서 초기 4~8분기의 반응만이 통계적으로 유의한 것으로 보인다. 10분기 이후에는 모든 국가에서 장기적 파급효과가 불확실하다. 이는 시간이 지남에 따라 각국이 독립적인 조정 메커니즘을 통해 외부 충격을 흡수한 것이 반영된 것으로 보인다.

지역별 파급효과의 이질성은 각국의 대외부채 관리정책에 중요한 함의를 제공한다. 인접국 효과가 강한 국가들은 역내 협력체계 강화가 필요하며, 상대적으로 절연된 국가들은 독자적 대응이 가능할 것이다. 그러나 글로벌 금융위기 와 같은 체계적 충격 시에는 이러한 패턴이 달라질 수 있음을 유의해야 한다.

GIRF 분석의 한계점도 명확히 인식할 필요가 있다. 첫째, 본 모형은 대외부채의 외생적 구조 충격을 식별하지 않으므로, 분석 결과는 인과효과가 아닌 조건부 연관성으로 해석되어야 한다. 둘째, 무역가중치를 사용하여 외국 변수를 구성하였으므로, 실물경제 채널은 포착하나 금융채널은 충분히 반영하지 못한다. 대외부채 위기에서 금융전염이 핵심적 역할을 한다는 점을 고려하면, 본 연구의 파급효과 추정치는 하한(lower bound)으로 해석되어야 할 것이다. 셋째, 선형 VAR 구조하에서 임계효과를 부가적으로 처리하여, 체제 전환 시 발생할 수 있는 구조적 변화를 완전히 포착하지 못할 수 있다. 마지막으로 1표준편차 충격은 평균적인 변동을 가정한 것으로, 실제 위기 시 발생하는 극단적 충격과는 차이가 있다. 그럼에도 본 분석은 무역채널을 통한 최소한의 파급효과

를 체계적으로 계량화하였으며, 실제 관찰되는 파급효과가 본 추정치를 상회할 가능성이 높다는 점에서 보수적 기준선으로서 정책적 유용성을 가진다.

6. 소결

가. 주요 결과의 요약

본 연구는 TGVAR 모형을 활용하여 14개 신흥개도국의 대외부채-GDP 비율 증가율이 경제성장에 미치는 비선형적 영향을 분석하였다. 추정 결과 국가별 임계치는 최소 1.46%(인도)에서 최대 19.19%(페루)까지 광범위하게 분포하여, 대외부채 감내력에 상당한 국가별 이질성이 존재함을 확인하였다. 다만 10%를 초과하는 높은 임계치를 보이는 국가들의 경우, 극단적 부채 증가 사건의 희소성으로 인한 통계적 식별의 한계가 작용했을 가능성을 배제할 수 없다.

대외부채가 성장에 미치는 효과는 국가별로 상이한 패턴을 보였다. 14개국 중 10개국에서 비선형계수가 통계적으로 유의하였으며, 특히 인도네시아, 말레이시아, 페루, 태국에서는 대외부채 증가율이 임곱값을 초과할 때 GDP 성장률에 대한 부정적 효과가 가중되는 것으로 나타났다. 반면 브라질, 중국, 멕시코, 튀르키예는 양의 비선형계수를 보였는데, 이는 시차 구조와 대외부채의 생산적 활용 가능성을 반영한 것으로 해석된다. 총채무효과 분석에서도 8개국이 음의 효과를, 6개국이 양의 효과를 보여, 대외부채와 경제성장 간 관계가 일률적이지 않음을 확인하였다.

지역별 집계 분석에서는 방법론에 따라 상이한 결과가 도출되었다. 선진국의 PPP-GDP 가중평균 임계치는 3.41%로 부트스트랩 평균 6.37%보다 낮게 추정된 반면, 신흥개도국은 PPP-GDP 가중평균 7.71%가 부트스트랩 평균

5.50%보다 높게 나타났다. 이러한 차이는 경제 규모가 큰 국가들의 임계값 분포 특성과 지역 내 이질성을 반영한 것이나, 집계 방법의 민감성으로 인해 해석에 신중을 기할 필요가 있다.

MC 시뮬레이션을 통한 체제 전환 분석에서는 사우디아라비아가 향후 5년 내 고부채 체제에 진입할 확률이 38.32%로 가장 높았으며, 아르헨티나와 남아프리카공화국이 각각 19.08%, 15.64%로 뒤를 이었다. 반면 페루와 태국은 1% 미만의 극히 낮은 체제 전환 확률을 보였으나, 이는 높은 임계치 수준으로 인해 시뮬레이션에서도 해당 체제 진입이 드물게 발생했기 때문이다. GIRF 분석 결과, 태국의 대외부채 충격은 인도네시아와 말레이시아의 GDP 성장률을 초기 4분기 동안 0.35~0.50%p 하락시키는 것으로 나타났으며, 이러한 파급효과는 약 10분기까지 지속되었다. 지리적으로 떨어진 미국과 중국에는 0.05%p 이내의 제한적 영향만이 관찰되어, 무역 연계성이 파급효과의 결정요인 중 하나임을 확인하였다.

나. 정책적 시사점 및 향후 과제

본 연구의 결과는 신흥개도국의 대외부채 관리에 대해 차별화된 접근이 필요함을 시사한다. 국가별 임계치의 광범위한 분포와 대외부채 효과의 이질성은 일률적인 부채 기준이나 정책 권고의 한계를 명확히 보여준다. 특히 인도 1.46%와 페루 19.19%라는 극단적 차이는 각국의 경제구조, 제도적 환경, 대외부채 구성의 차이를 반영하는 것으로, IMF나 World Bank의 획일적인 부채 지속가능성 평가 기준에 대한 재검토가 필요함을 의미한다.

본 연구의 실증 분석 결과를 바탕으로 신흥개도국을 세 그룹으로 구분하여 차별화된 정책 방향을 제시한다.

첫째, 고위험 그룹(사우디아라비아, 아르헨티나, 남아프리카공화국)은 5년 내 고부채 체제 전환 확률이 15% 이상으로 추정되며, 체제 진입 시 평균 1.5~

3.7년간 지속되는 것으로 나타났다. 이들 국가에는 다음의 선제적 정책이 요구된다: (1) 대외부채 증가율에 대한 분기별 모니터링 체계 구축, (2) 임계치 근접 시 자동 발동되는 재정준칙 강화, (3) 외환보유액의 예방적 축적을 통한 유동성 버퍼 확보이다. 특히 사우디아라비아의 경우 석유 수입 의존도가 높아 유가 변동성이 재정수지와 대외부채에 직접 전이되므로, 재정 수입의 다각화와 국부펀드 운용 전략의 재검토가 필요하다.

둘째, 음(-)의 총채무효과 그룹(페루, 태국, 인도네시아, 말레이시아, 칠레)은 대외부채 증가율이 임계치를 초과할 때 성장률에 대한 부정적 효과가 통계적으로 유의하게 나타났다. 이들 국가는 현재 체제 전환 확률이 낮더라도 글로벌 금융여건 악화 시 급격한 자본유출 위험에 노출될 수 있다. 따라서 (1) 대외부채의 만기구조 관리를 통한 단기부채 비중 축소, (2) 거시건전성 규제를 통한 민간부문의 과도한 외화차입 억제, (3) 환율 변동성 확대에 대비한 통화스왑 등 금융안전망 확충이 권고된다.

셋째, 양(+)의 총채무효과 그룹(인도, 필리핀, 멕시코, 튀르키예)은 현재 대외부채가 투자 재원으로 기능하여 성장에 기여하는 것으로 추정된다. 다만 이는 평상시 시장 접근이 가능한 조건에서의 추정치이며, Mendoza and Yue (2012)가 제시한 바와 같이 글로벌 금융충격 시에는 부채 수준이 임계점에 도달하면 운전자본 채널을 통해 증폭 메커니즘이 작동할 수 있다. 따라서 이들 국가는 (1) 부채의 생산적 활용을 위한 투자 효율성 제고, (2) 차입 여력이 있을 때 중장기 고정금리 차입을 통한 만기 연장, (3) 대외 충격 시나리오 하에서의 스트레스 테스트 정례화가 필요하다.

한편 5절의 일반충격반응함수 분석은 역내 금융안정 협력 메커니즘 강화의 필요성을 실증적으로 뒷받침한다. 태국의 대외부채 충격이 인도네시아와 말레이시아의 GDP 성장률을 초기 4분기 동안 0.35~0.50%p 하락시키는 것으로 나타났으며, 이는 미국이나 중국에 대한 파급효과(0.05%p 이내)보다 7~10배 크다. 이러한 역내 전파경로의 우세성은 ASEAN+3 차원의 공동 대응 체계 구

축이 실효성을 가질 수 있음을 시사한다.

구체적으로 다음의 협력 강화 방안을 제안한다. 우선, 현재 치앙마이 이니셔티브 다자화(CMIM)는 주로 단기 외환유동성 지원에 초점을 두고 있으나, 대외부채 조기경보시스템(Early Warning System)으로 확대할 필요가 있다. 본 연구에서 추정된 국가별 임계치를 기준선으로 활용하여, 회원국의 대외부채 증가율이 임계치의 80% 수준에 도달 시 사전 협의를 개시하는 메커니즘을 도입할 수 있다. 그리고 ASEAN+3 거시경제조사기구(AMRO)의 감시 기능을 강화하여 역내 국가 간 부채 연계성에 대한 정기 평가를 수행하고, 특정 국가의 부채 급증이 역내 전체에 미칠 파급효과를 사전 시뮬레이션하는 체계를 구축해야 한다. 마지막으로, 예방적 정책 조율 메커니즘으로서, 한 국가의 대외부채가 임계 수준에 근접할 때 인접국들이 공동으로 거시건전성 규제를 강화하는 등의 협조적 대응을 제도화할 필요가 있다.

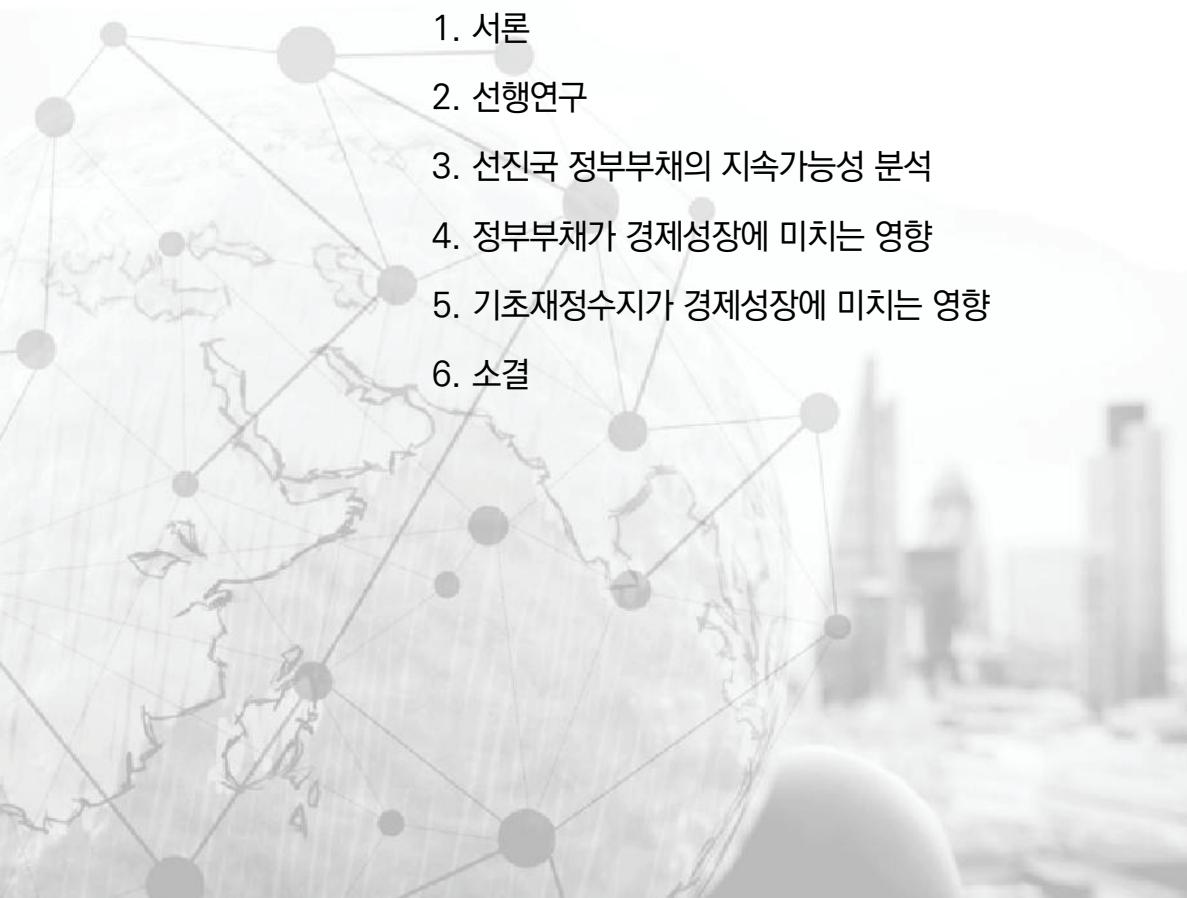
본 연구는 몇 가지 한계를 가지며, 이는 향후 연구과제를 제시한다. 첫째, 무역가중치를 통한 연계성 포착은 금융채널을 충분히 반영하지 못한다. 대외부채 위기에서 금융전염이 핵심적 역할을 한다는 점을 고려하면, 은행 간 익스포저나 포트폴리오 투자 연계를 명시적으로 모형화하는 확장이 필요하다. 둘째, 임계값을 GDP 성장률 방정식에만 적용한 것은 모형의 단순화를 위한 선택이었으나, 환율이나 금리 등 다른 거시변수에도 비선형 효과가 존재할 가능성이 있다. 셋째, 고정 임계치 가정은 구조 변화 가능성을 배제한다. 글로벌 금융위기나 코로나19 같은 대규모 충격이 임계치 자체를 변화시킬 수 있으므로, 시간가변 임계치 모형으로의 확장이 필요하다.

마지막으로, 대외부채의 구성과 만기구조에 대한 분석이 보완되어야 한다. 단기부채와 장기부채, 정부부채와 민간부채, 외화표시부채와 자국통화표시부채의 구분 없이 총대외부채만을 분석한 것은 중요한 정보 손실을 의미한다. 특히 신흥개도국의 경우 외화표시 단기부채의 비중이 위기 취약성의 핵심 결정요인이 될 수 있으므로, 부채 구성을 명시적으로 고려한 확장 연구가 요구된다.

제3장

K

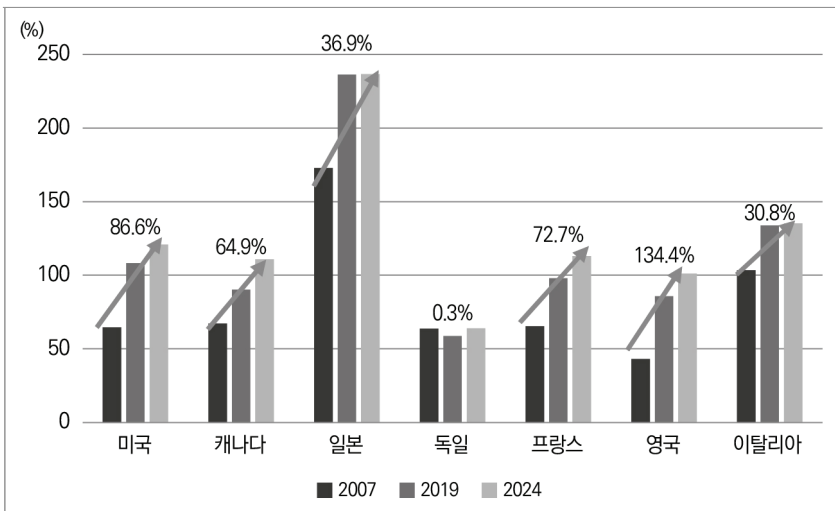
선진국: 정부부채의 지속가능성

- 
1. 서론
 2. 선행연구
 3. 선진국 정부부채의 지속가능성 분석
 4. 정부부채가 경제성장에 미치는 영향
 5. 기초재정수지가 경제성장에 미치는 영향
 6. 소결

1. 서론

주요 선진국은 2008년 글로벌 금융위기, 코로나19 등의 경제 충격을 극복하는 과정에서 대규모의 양적 완화를 실시하고 확장적 재정정책을 구사하는 등 적극적인 정책 대응을 하였다. 이 과정에서 선진국의 정부부채가 빠른 속도로 증가하여 2024년 말 기준으로 미국의 정부부채는 GDP 대비 120.8%를 기록하며 전례 없는 높은 수준을 보였다. 일본의 정부부채는 주요 선진국 중 가장 높은 236.7%를 기록하였으며, 독일을 제외한 영국, 프랑스, 이탈리아 등 주요 유럽 선진국들의 부채도 100%를 웃도는 등 선진국의 고부채 추세가 견고해지는 모습을 보여주고 있다.

그림 3-1. 주요 선진국들의 GDP 대비 총부채 변화 추이



주: 1) 그래프상 숫자는 2007년 대비 2024년 정부부채/GDP 증가율을 의미.

2) 일본과 프랑스의 2024년 정부부채/GDP는 추정치.

자료: IMF(2025. 4.), WEO Database(검색일: 2025. 9. 23.).

더욱이 세계경제의 불확실성이 확대되는 등 하방 위험이 도사리고 있어 선
블리 긴축재정을 할 수 없는 상황에서, 선진국의 부채 증가 추세는 당분간 유지
될 것으로 전망된다. 그렇다면 현재 선진국의 높은 정부부채 수준은 지속가능
할 것인가? 이 장에서는 전통적인 부채 동학식을 이용한 분석과 부채 수준이 경
제성장에 미치는 영향에 대한 분석을 통해 현재 선진국의 정부부채 수준이 지
속가능한지를 검토하였다.

먼저 가장 일반적으로 사용되는 부채 동학식을 사용하여 선진국의 GDP 대
비 정부부채 비율 추세와 이자율, 성장률, 기초재정수지 등 주요 항목별 기여도
를 분석하였다. 분석 결과 선진국의 정부부채 비율은 두 차례의 경제위기를 극
복하기 위한 대규모의 재정 확대와 지속된 재정적자 기조로 인해 2008년 이후
매년 2.3%p씩 증가하였고, 앞으로 2030년까지도 매년 0.8%p씩 증가할 것으
로 전망되어, 부채를 감축하기 위한 재정정책의 기조 변화가 필요해 보인다. 물
론 선진국의 경우 기축통화 보유, 견고한 경제 펀더멘털과 정책 신뢰성 등으로
상대적으로 높은 수준의 부채는 감내할 수 있지만, 고부채가 지속될 경우 신용
등급 하락, 경제 불확실성 확대로 경기침체가 초래될 수 있다는 점에서 현재 높
은 정부부채 수준에 주의를 기울일 필요가 있다.

다음으로 선진국의 정부부채 수준이 경제성장률에 어떠한 영향을 미치는지
를 Chudik *et al.*(2017)에서 사용한 패널 임계치 자기회귀 시차분포(Panel
Threshold-ARDL) 모형과 패널 임계치 시차분포(Panel-Threshold DL) 모
형을 통해 분석하였다. 이는 정부부채가 낮은 수준에서는 경제성장에 긍정적
영향을 미치나, 특정 수준의 전환점(turning point)을 상회하면 오히려 경제
성장에 부정적 영향을 미친다는 정부부채의 비선형성(non-linearity)에 근거
하였다. 분석 결과 선진국 정부부채의 전환점은 GDP 대비 78~89% 수준이며,
이는 기존 문헌에서 제시한 80~100% 수준과 유사한 것으로 나타났다. 또한
정부부채 비율이 전환점보다 높은 고부채 수준에서는 GDP가 평균적으로
0.0129~0.0195%p만큼 낮아지며, GDP 대비 정부부채 비율이 1%p 증가할

때, GDP는 장기적으로 0.1506~0.2098%p만큼 감소하는 것으로 나타났다.

이와 대조적으로 신흥국의 정부부채 전환점은 GDP 대비 33~67% 수준으로 선진국보다 낮게 나타났는데, 이는 신흥국이 상대적으로 재정운용이 미흡하여 부채를 감내할 수 있는 펀더멘털이 취약하기 때문이다. 한편 신흥국의 경우 고 부채가 GDP에 미치는 효과는 -0.0067~-0.0194%p이고, 정부부채 증가가 GDP에 미치는 장기 효과는 -0.0949~-0.1535%p로 나타나, 선진국과 유사한 수준으로 나타났다.

선진국의 정부부채가 경제성장에 미치는 영향을 시계열적으로 분석한 결과 2008년 글로벌 금융위기를 기점으로, 이전에는 정부부채 전환점이 GDP 대비 32~36%임에 반해 이후 평균 87~89%로 상승한 것으로 나타났다. 이는 글로벌 금융위기에 대응하는 과정에서 선진국들이 경쟁적으로 적극적인 확장 재정 정책을 시행하여 선진국들의 정부부채 추세가 급등하는 새로운 경제여건이 조성되었는데, 이 과정에서 선진국들의 부채 수용능력이 상승한 것으로 보인다. 한편 정부부채 증가가 GDP에 누적적으로 미치는 장기 효과도 위기 이전에는 -0.0486~-0.0591%p이었다가 위기 이후 -0.0912~-0.1372%p로 증가하였는데, 이는 위기 이후 선진국들의 부채 수준이 급증하여 이에 따른 리스크도 더 커졌기 때문으로 보인다.

다음으로 정부부채가 경제성장에 미치는 영향뿐만 아니라 정부부채 변동의 주요 결정요인이라고 할 수 있는 기초재정수지가 경제성장에 미치는 영향도 분석하였다. 정부부채와 마찬가지로 기초재정수지의 비선형성을 전제로 동일한 분석을 한 결과 선진국의 기초재정수지 전환점은 GDP 대비 -0.6%로 나타났다. 즉 GDP 대비 기초재정수지 적자 비율이 0.6%보다 커지면 경제성장에 부정적인 영향을 미친다는 의미이다. GDP 대비 기초재정수지 적자 비율이 전환점보다 큰 경우, GDP는 0.0133~0.0175%p 감소하고, GDP 대비 기초재정수지 비율이 1%p 증가할 때 GDP는 누적적으로 0.0117~0.0147%p 증가하는 것으로 나타났다.

한편 신흥국의 기초재정수지 전환점은 전반적으로 GDP 대비 0.1~0.7%로 나타났는데, 이 수치는 선진국 수준에 비해 높다는 것을 알 수 있다. 즉 선진국의 경우 재정운용에 대한 양호한 신뢰를 통해 일정 수준의 재정적자까지 감내할 수 있는 반면, 신흥국은 반대로 일정 수준의 재정 흑자를 실현해야 경제성장에 부정적 영향을 미치지 않는다는 것을 의미한다. GDP 대비 기초재정수지 비율이 전환점보다 낮은 경우 GDP 감소 효과는 0.0230~0.0310%p로 선진국보다 높지만, GDP 대비 기초재정수지 비율 증가가 누적적으로 GDP에 미치는 효과는 0.0057~0.0079%p로 선진국에 비해 낮은 것으로 나타났다. 이를 통해 기초재정수지의 효과는 정부부채의 효과와 동전의 양면처럼 쌍대적 관계(Duality)를 이루고 있음을 확인할 수 있었다.

제3장의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 제4장의 부채와 관련한 기존 연구를 소개한다. 3절에서는 부채 동학식을 사용하여 선진국의 정부부채 수준과 지속가능성에 대해 분석하고, 4절에서는 선진국의 정부부채가 경제성장에 미치는 영향을, 5절에서는 기초재정수지가 경제성장에 미치는 영향에 대해 분석한다. 마지막으로 6절에서는 주요 연구 내용을 요약하고, 정책적 시사점을 도출한다.

2. 선행연구

정부부채와 관련하여 그동안 많은 연구가 있었는데, 크게 부채의 지속가능성과 부채와 경제성장 간의 관계에 관한 연구가 주류를 이루었다.

먼저 정부부채의 지속가능성과 관련하여 Bohn(1998)은 기초재정수지(primary budget deficit)가 GDP 대비 부채비율 증가에 따라 개선된다는 것을 보임으로써 미국의 재정정책 대응에 따라 부채가 평균적으로 회귀하여 지속

가능하다는 것을 보였다. 한편 Blanchard(2019)는 부채 동학식을 사용하여 선진국의 경우 오랜 기간 실질이자율이 경제성장률보다 낮아 GDP 대비 부채 비율을 안정적으로 관리하고, 저금리 환경하에서는 경직적인 재정 규율보다 동태적이고 환경 적응적으로 전환할 필요가 있다고 주장하였다. Reis(2022)는 선진국의 공공부채 지속가능성을 판단할 때 실질이자율과 경제성장률의 차이 뿐만 아니라 민간투자 수익률에 따른 부채 수입을 함께 고려해야 하며, 이러한 부채 수입으로 인해 선진국들은 상대적으로 높은 수준의 부채 수준을 감당할 수 있다고 하였다. Ghosh *et al.*(2013)은 부채 수준이 특정 수준의 부채 한계(debt limit)를 넘어서면 정부가 더 이상 이를 감당하지 못하는 재정 피로(fiscal fatigue)가 나타나기 때문에, 정부는 재정건전성 확보 노력과 의지를 통해 부채 한계를 증가시켜 지속가능하게 해야 한다고 주장하였다.

다음으로 부채와 경제성장 간의 관계와 관련한 기존 연구들은 대부분 정부 부채가 일정 수준을 넘어서면 경제성장에 부정적 영향을 끼친다는 부채의 비선형성(non-linearity)을 전제로 하여, 그 기점이 되는 임계점(threshold)에 대해 분석하였다. 선구적인 연구로 Reinhart and Rogoff(2010)가 있는데, 이들은 정부부채가 GDP의 90%를 초과하면 성장률이 급격하게 하락한다고 주장하였다.¹³⁾ 이후 Kumar and Woo(2010), Cecchetti, Mohanty and Zampolli(2011), Checherita-Westphal and Rother(2012), Baum, Checherita-Westphal, and Rother(2013), Ghosh *et al.*(2013) 등의 연구에서도 공공부채의 비선형성에 대해 분석한 결과 임계점이 85~95% 수준에서 형성된다는 것을 밝혔다. 한편 Eberhardt and Presbitero(2015)는 국가 간 이질성을 고려한 동태적 패널분석을 통해 부채-성장 간의 관계는 국가마다 상당히 다르며, 국가 내 보편적인 부채 임계점이 존재하지 않는다고 설명하였다.

13) 이에 대해 Herndon, Ash, and Pollin(2014)는 코딩 오류, 데이터의 선택적 제외, 비전통적인 가중치 부여 등의 문제로 Reinhart and Rogoff(2010) 연구에 결과의 오류가 있음을 지적하고, 따라서 높은 공공부채가 경제성장을 억제한다는 주장은 잘못되었다고 주장하였다.

Chudik *et al.*(2017) 역시 이질성, 동태성, 횡단면 의존성을 고려하여 분석한 결과, 선진국을 중심으로 부채의 비선형성이 나타나지만 부채의 성장에 대한 영향은 국가와 시기에 따라 다르게 나타남을 보여주었다. 이에 반해 Eberhardt(2019)는 선형 요소뿐만 아니라 비선형 요소를 포함시켜 분석하였는데, 부채와 성장 간에 장기적인 관계를 찾을 수 없다고 하였으며, Jacobs *et al.*(2020)은 공공부채가 경제성장에 직접적인 인과적 영향을 미치지 못한다고 주장하면서, 오히려 고부채 국가에서는 경제성장률 둔화가 실질이자율을 상승시키고 결국 공공부채를 더욱 증가시키게 된다고 주장하였다.

3. 선진국 정부부채의 지속가능성 분석

먼저 정부부채의 지속가능성(sustainability)에 대한 정의부터 살펴보도록 하자. 정부부채를 일반 부채와 같이 채권-채무 관계에 초점을 맞추면, 정부부채가 지속 가능하다는 것은 정부가 채무불이행(default) 없이 현재의 부채를 앞으로도 문제없이 상환할 수 있다는 의미이다. 하지만 일반 부채와 달리 정부부채의 경우 국가 경제에 중대한 영향을 미치므로, 부채 상환능력뿐만 아니라 국가 경제에 미치는 영향도 고려해야 함이 타당하다. 즉 정부부채의 지속가능성이란 정부가 현재와 미래에 부채를 상환할 수 있어야 하며, 국가 경제에 부정적인 영향을 미치지 않아야 함을 의미한다고 할 수 있다.¹⁴⁾

이 절에서는 정부부채의 지속가능성을 분석하기 위해 일반적으로 사용되는 부채 동학식(Debt Dynamics Equation)을 주요 선진국에 적용함으로써 현재의 선진국 고부채가 지속가능한지에 대해 살펴본다.

14) IMF(2013)에서는 공공부채의 지속가능성(public debt sustainability)에 대해 “기본 시나리오와 현실 가능한 충격 시나리오 모두에서 최소한 부채를 안정화하는 데 필요한 기초재정수지가 경제적·정치적으로 실현 가능해야 하고, 이러한 부채 수준이 낮은 수준의 상환 리스크와 양호한 수준의 잠재성장률을 유지해야 한다”라고 정의하였다.

가. 부채 동학식

부채 동학식(Debt Dynamics Equation)은 GDP 대비 정부부채 비율이 시간이 지남에 따라 어떻게 변화하는지를 보여준다. 구체적으로 이 방정식은 이자율과 성장률 등 거시경제 변수들과 재정수입 및 지출이 정부부채 수준에 어떠한 영향을 미치는지 설명하며, IMF, World Bank 등에서 회원국들의 부채 상환능력을 체계적으로 평가하기 위한 채무 지속가능성 분석(DSA: Debt Sustainability Analysis)의 일환으로 사용된다.

일반적인 부채 동학식¹⁵⁾은 [식 3-1]과 같다.

$$\begin{aligned} \frac{D_t}{Y_t} - \frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}} &= \frac{i_t - \pi_t - g_t}{1 + g_t + \pi_t} \cdot \frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}} - \frac{PB_t}{Y_t} + \frac{SF_t}{Y_t} \\ &= \frac{r_t - g_t}{1 + g_t + \pi_t} \cdot \frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}} - \frac{PB_t}{Y_t} + \frac{SF_t}{Y_t} \end{aligned} \quad [\text{식 3-1}]$$

여기서 D_t 는 t 기의 총 정부부채(Gross Debt), Y_t 는 t 기의 명목 GDP, i_t 은 t 기의 명목이자율, π_t 은 t 기의 인플레이션율, r_t 은 t 기의 실질이자율, g_t 는 t 기의 실질 GDP 성장률, PB_t 는 t 기의 기초재정수지(Primary Balance),¹⁶⁾ SF_t 는 t 기의 저장/유량 조정분 등 기타 요인(Stock-Flow Adjustments)¹⁷⁾을 의미한다. 이 방정식에서 좌측 변은 GDP 대비 총부채의 증가율을 의미하며, 이

15) IMF(2013)에서 소개하는 부채 동학식은 다음과 같다.

$$\frac{D_t}{Y_t} - \frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}} = \frac{1 + \pi_t}{1 + g_t} \left(\frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}} (i_t - \pi_t (1 + g_t)) + \epsilon_t (1 + i_t^f) \frac{D_{t-1}^f}{Y_{t-1}} - \frac{D_{t-1}^f}{Y_{t-1}} g_t \right) - \frac{PB_t}{Y_t} + \frac{O_t}{Y_t} + \frac{RES_t}{Y_t}$$

여기서 π_t 는 t 기의 인플레이션율, ϵ_t 는 t 기의 실질환율, i_t^f 는 t 기의 해외이자율, D_t^f 는 t 기의 외화 표시 부채, O_t 는 t 기의 기타 부채에 영향을 주는 요인들(other identified debt-creating flows), RES_t 는 t 기의 잔여 항(residuals)을 의미한다. 이 식에서 GDP 대비 정부부채 증가율은 실질이자율, 환율, 실질 GDP 성장률, 기초재정수지 및 기타 요인에 의해 결정된다. 본문에서는 이보다 간단하고 일반적으로 많이 사용되는 식을 사용하였다.

16) 기초재정수지 = 총수입 - [총지출 - (이자지출)].

17) 기타 요인은 재정수지에는 직접적으로 반영되지 않지만, 환율 변동, 정부 자산 매입·매각 등 정부부채 수준에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 포함한다. 예를 들어 정부가 보유한 외화 표시 채무는 환율이 변동함에 따라 그 가치가 변화하는데, 이에 따라 정부부채 수준도 변화하게 된다.

는 크게 실질이자율과 실질성장률 차이($r_t - g_t$), 기초재정수지(PB_t) 등에 의해 결정된다.

먼저 우측 첫째 항에서 보면, 실질이자율(=명목이자율-인플레이션율)이 실질 GDP 성장률보다 큰 경우, 다른 요인이 일정하다면 GDP 대비 정부부채 비율은 증가하게 된다. 반대로 실질 GDP 성장률이 실질이자율보다 크다면 정부부채 비율은 감소하게 된다. 이 항에 따르면 정부부채는 이자율과 성장률의 차이로 인해 스스로 늘어나거나 줄어드는 모습을 보여주는데, 이를 눈덩이 효과(Snowball Effect)라고 부른다.

다음으로 우측 두 번째 항에 따르면, 기초재정수지가 흑자인 경우($PB_t > 0$), 즉 정부가 이자 비용을 제외한 지출보다 수입이 더 많은 경우에 GDP 대비 정부부채 비율은 감소하고, 반대로 기초재정수지가 적자인 경우($PB_t < 0$)에는 GDP 대비 정부부채 비율이 증가하게 된다.

따라서 정부부채가 안정적으로 관리되기 위해서는 실질이자율보다 실질 GDP 성장률이 높거나($r_t < g_t$), 기초재정수지가 흑자($PB_t > 0$)를 유지함으로써 GDP 대비 정부부채 비율을 감소시키거나 최소한 증가하지 않도록 조절해야 한다.

나. 주요 선진국 정부부채의 지속가능성 검토

이제 앞에서 살펴본 부채 동학식을 사용하여 현재 주요 선진국의 정부부채 수준이 지속가능한지 분석한다. 부채 동학식을 적용하기 위해 먼저 정부부채의 범위를 정의할 필요가 있다.

1) 정부부채의 범위

[그림 3-2]는 IMF에서 공공부문 부채를 정의하기 위해 공공부문을 분류한 도표이다. 일반적으로 국가 간 정부부채 비교 시 공공기관의 부채는 제외하고 중앙·지방 정부 등 일반정부(General Government)의 총부채(Gross Debt)를 사용한다. 앞으로 이 절에서 언급하는 정부부채는 일반정부의 총부채로 그 범위를 정의하기로 한다.

그림 3-2. 공공부문 분류



자료: IMF(2014), p. 20, Figure 2.3 The Public Sector and It's Main Components.

2) 데이터

부채 동학식에 포함된 변수들은 모두 IMF의 세계경제전망 데이터베이스¹⁸⁾를 사용하여 도출하였다. $\frac{D_t}{Y_t}$ 은 일반정부 총부채(General government gross debt)의 GDP 대비 비율을, $\frac{PB_t}{Y_t}$ 는 일반정부 기초 순 대출/차입(General government primary net lending/borrowing)의 GDP 대비 비율을, g_t 는 실질 GDP의 증가율(Gross domestic Product, constant prices)을 사용하

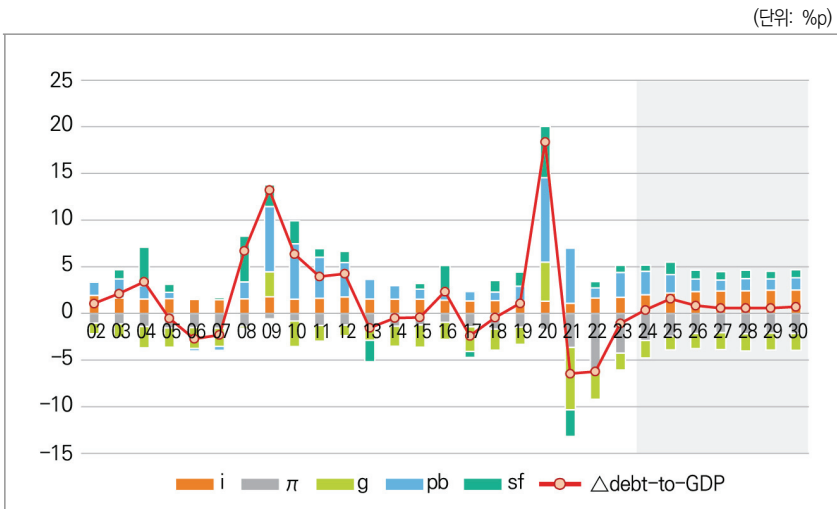
18) IMF(2025. 4.), WEO Database(검색일: 2025. 9. 23.).

였다. 또한 명목이자율 i_t 는 t 기의 이자지출을 $t-1$ 기의 일반정부 총부채로 나누어 계산하였으며, 이자지출(Interest payment)은 기초재정수지에서 일반재정수지(General government net lending/borrowing)를 차감함으로써 산출하였다.¹⁹⁾ 한편 인플레이션율(π_t)은 GDP 디플레이터의 증가율로 계산하였다.

3) 분석 결과

2002년부터 2030년까지 선진국²⁰⁾의 GDP 대비 정부부채 비율 추세와 부채 동학식에 따라 이를 분해한 항목별 기여도 추세를 그래프로 나타내면 [그림 3-3]과 같다.

그림 3-3. 선진국 전체의 GDP 대비 정부부채 변화와 항목별 기여도



주: 2024~30년 구간은 추정치.

자료: IMF(2025. 4.), WEO Database(검색일: 2025. 9. 23.) 자료를 바탕으로 저자 계산.

19) 더욱 엄밀하게 t 기의 이자지출 I_t 는 다음과 같이 산출하였다.

$$I_t = \frac{I_t}{D_{t-1}} = \frac{PB_t - BD_t}{D_{t-1}} = \left(\frac{PB_t}{Y_t} - \frac{BD_t}{Y_t} \right) / \frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}} \times \frac{Y_t}{Y_{t-1}} = \frac{pb_t - bd_t}{d_{t-1}} \times (1 + g_t + \pi_t).$$

20) 여기서 선진국 범위는 IMF 기준(총 39개국으로 구성)에 따른다.

먼저 선진국의 정부부채 비율의 추세를 살펴보면 글로벌 금융위기 직전까지는 안정적으로 관리되었으나, 2008~10년 동안 글로벌 금융위기에 대응하기 위해 양적완화를 단행하면서 GDP 대비 정부부채 비율이 매년 10%p 정도 상승하였다. 이후 2012년까지 확장적 재정 기조가 유지되면서 정부부채가 지속적으로 증가하였으나, 2013년부터 점차 경기가 안정되면서 2019년까지는 정부부채 비율이 안정적으로 관리되었다. 하지만 코로나19의 영향으로 경기가 급속하게 위축됨에 따라 주요 선진국들이 대규모의 양적완화를 다시 단행하면서 2020년에는 부채비율이 약 20%p 급증하였고, 이후 금리 인상 등을 통해 정부부채가 감소하였다. 앞으로 주요 선진국들은 글로벌 고부채가 경제에 미치는 부정적 영향을 최소화하고자 정부부채를 줄이려고 노력할 것으로 보이지만, 한편으로는 경제 불확실성 확대 및 경기회복 지연 등의 하방위험으로 인해 부채 감소를 위한 긴축정책을 시행하는 데 한계가 따를 것으로 보인다. 이에 따라 앞으로의 GDP 대비 정부부채 비율은 커다란 경제 충격 등의 예외적인 상황을 제외하고는 그대로 유지될 것으로 전망된다.

다음으로 앞에서 살펴본 GDP 대비 정부부채 비율 변화의 원인을 항목별 기여도를 통해 살펴보도록 하자.²¹⁾ 글로벌 금융위기가 발생한 2008년에는 국제 금융, 환율 급변동 등 기타 요인(그래프상 sf)에 의해 정부부채가 급증한 데 이어, 2009년부터 2012년까지는 대규모의 양적완화 등 확장적 재정 기조에 따라 기초재정수지(pb)가 큰 폭의 적자를 지속하면서 부채가 지속적으로 증가하였다. 한편 2013년부터는 재정적자가 감소하는 가운데 양호한 성장률(g)이 이자율(i)을 상회하면서 정부부채 증가율이 안정화되었으나, 2020년 들어 코로

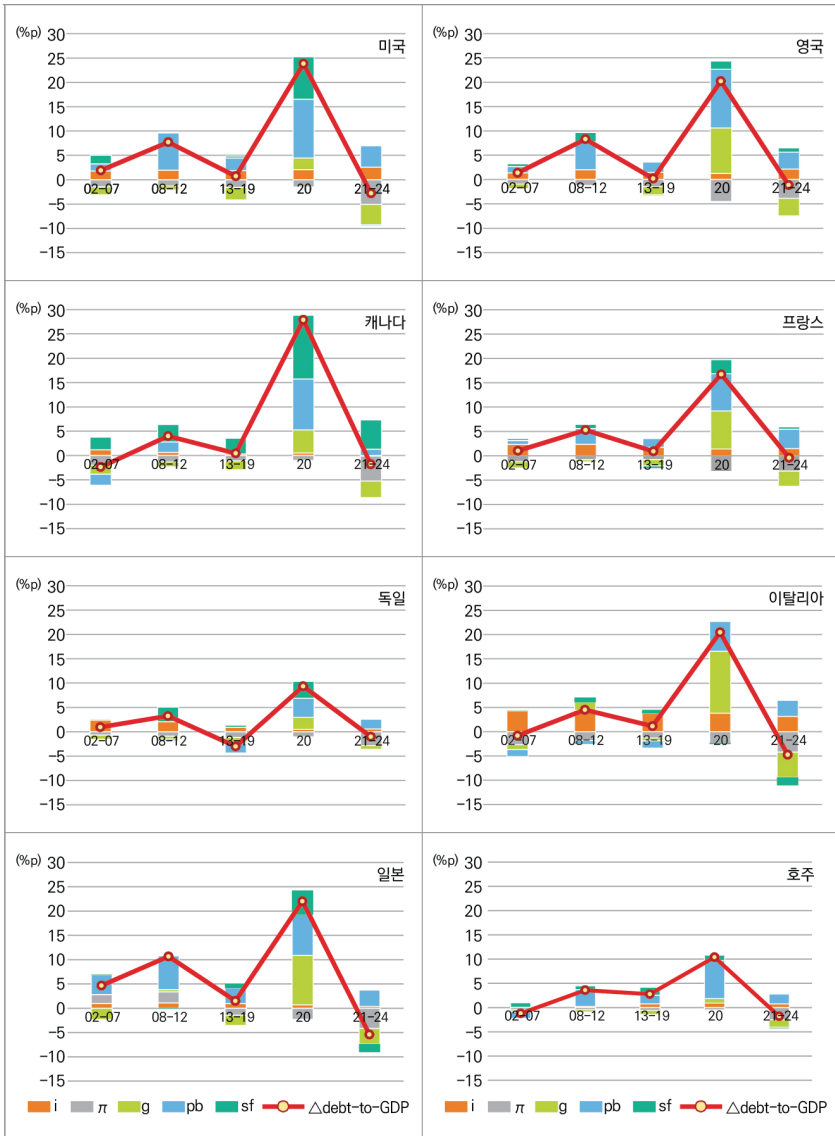
21) [그림 3-3]에서 GDP 대비 정부부채 변화에 대한 항목별 기여도를 해석할 때, 인플레이션율(π), 실질 성장률(g), 기초재정수지(pb)는 주의할 필요가 있다. 이 세 가지 변수에 대해서는 부채 동학식에서 차감하고 있기 때문에, 그래프상 기여도를 나타낼 때 실제 값에서 부호를 바꾸었다. 예를 들어, 실질성장률이 2.62%라면 기여도는 -2.62%로 바뀌어서 그래프에 나타내었다. 그러므로 그래프상 실질성장률이 음(-)이라면, 실질성장률이 양(+)의 값으로 견조하여 이는 GDP 대비 정부부채 비율을 감소시키는 원인으로 작용한다는 것을 의미한다. 또한 양(+)의 기초재정수지는 재정적자(재정수입(재정지출)를 의미하며, 이는 정부부채를 증가시키는 원인으로 작용한다.

나19 충격에 대응한 대규모의 확장 정책으로 기초재정수지(pb) 적자가 크게 확대되고 성장률(g)이 감소함에 따라 GDP 대비 정부부채 비율 역시 크게 증가하였다. 이후 2024년까지 재정수지 적자 규모를 축소하는 가운데 성장률(g)과 인플레이션율(π)이 안정됨에 따라 부채는 감소 추세에 있다.

이제 주요 선진국별 GDP 대비 정부부채 비율 변화 추세와 그 원인을 분석하기로 하자. [그림 3-4]는 주요 선진 8개국의 GDP 대비 정부부채 비율과 항목별 기여도를 나타낸 그래프이다. 여기서는 앞서 분석한 선진국 전체의 정부부채 비율의 추세를 바탕으로, 글로벌 금융위기 발생 이전(2002~07년), 글로벌 금융위기 대응기(2008~12년), 글로벌 금융위기 이후 안정기(2013~19년), 코로나19 위기 대응기(2020년), 코로나19 위기 이후(2021~24년) 등 5개 구간으로 나누어 분석한다.

[그림 3-4]를 보면 모든 나라에서 GDP 대비 정부부채 비율 변화의 전체적인 모습은 비슷하지만, 변화의 정도와 원인은 국가별로 차이가 있음을 확인할 수 있다. 독일과 호주를 제외하고 대부분의 선진국에서 글로벌 금융위기와 코로나19 위기에 대응하는 과정에서 정부부채가 크게 증가하였다는 것을 알 수 있다. 정부부채 비율 변화는 기본적으로 기초재정수지(pb) 변동에 기인하는데, 특히 위기 기간에는 확장적 재정 기조에 따른 재정적자로 부채가 증가하였다. 다만 독일은 재정수지 변화를 최소화하면서 상대적으로 정부부채 비율을 안정적으로 관리하였다. 또한 양호한 성장률을 기록한 미국과 캐나다와는 달리 영국, 프랑스, 이탈리아 등 유럽 선진국들과 일본에서는 상대적으로 부진한 성장률(g)도 정부부채 비율을 증가시키는 원인으로 작용하였다. 한편 명목이자율(i)은 GDP 대비 정부부채 비율 변화에 큰 영향을 미치지 못하였으나, 이탈리아는 높은 부채에 따른 많은 이자 부담으로 명목이자율이 부채비율 변화에 유의미하게 기여한 것으로 보인다.

그림 3-4. 주요 선진국의 GDP 대비 정부부채 변화와 항목별 기여도



주: 각 기간별 기여도 수치는 해당 기간 동안 기여도를 단순 평균한 값.

자료: IMF(2025. 4.), WEO Database(검색일: 2025. 9. 23.) 자료를 바탕으로 저자 계산.

마지막으로 주요 선진국의 정부부채 비율 전망에 대해서 살펴보도록 하자. [표 3-1]에서 보면, 선진국은 2030년까지 GDP 대비 정부부채 비율이 매년 평균 0.8%p씩 증가할 전망이다, 이는 실질이자율(=명목이자율-인플레이션율)이 실질성장률보다 낮음에도 불구하고 기초재정수지가 지속적으로 적자를 기록할 것으로 보이기 때문이다.

국가별로 나누어 보면 미국, 영국, 프랑스, 독일, 이탈리아는 정부부채가 매년 증가할 것으로 보이며, 특히 미국, 프랑스, 독일은 GDP 대비 기초재정수지 적자가 2~3% 수준으로 전망되어 GDP 대비 정부부채 증가율이 1~2%p에 이를 것으로 보인다. 한편 캐나다, 일본, 스페인, 호주는 정부부채가 감소할 것으로 전망되며, 이 중 캐나다, 일본, 호주는 기초재정수지가 적자임에도 불구하고, 낮은 실질이자율(낮은 명목이자율 또는 높은 인플레이션율)로 인해 정부부채 비율은 줄어든 것으로 보인다.

표 3-1. 주요 선진국의 GDP 대비 정부부채 변화와 항목별 기여도 전망(2025~30년)

(단위: %p)

구분	GDP 대비 정부부채 비율 증가율	항목별 기여도				
		명목이자율	인플레이션율	실질성장률	기초재정수지	기타
선진국 전체	0.80	2.39	△2.19	△1.72	1.39	0.96
미국	1.23	3.61	△2.47	△2.37	1.76	0.73
영국	0.81	2.58	△2.41	△1.41	0.37	1.71
캐나다	△1.11	0.64	△2.40	△1.65	0.63	1.76
프랑스	2.55	2.54	△2.12	△1.27	3.27	0.15
독일	1.83	1.14	△1.43	△0.57	2.63	0.08
이탈리아	0.40	3.91	△2.71	△0.88	△1.41	1.49
일본	△0.83	1.19	△4.36	△1.29	2.61	1.10
스페인	△1.48	2.26	△2.20	△1.72	△0.16	0.39
호주	△0.13	0.98	△1.09	△1.03	0.72	0.30

주: 2025~30년 추정치 평균.

자료: IMF(2025. 4.), WEO Database(검색일: 2025. 9. 23.) 자료를 바탕으로 저자 계산.

다. 소결: 선진국 정부부채 수준의 지속가능성

앞서 부채 동학식을 통해 선진국의 GDP 대비 정부부채 비율 추세를 살펴본 결과, 2000년 이후 두 번의 커다란 충격—2008년 글로벌 금융위기와 코로나 19—에 대응한 대규모 재정 확대와 지속된 재정적자 기조로 정부부채는 위기 이전과 비교하여 크게 증가하였다. 정부부채가 지속가능하기 위해서는 중장기적으로 GDP 대비 정부부채 비율의 평균 증가율이 0%p 수준에서 유지되어야 한다. 하지만 지난 20년간 선진국 정부부채 비율은 매년 1.7%p씩 증가하여 0%p 수준을 웃돌고 있고, 특히 2008년 글로벌 금융위기 이후에는 매년 2.3%p씩 증가하는 등 정부부채가 빠른 속도로 증가하고 있다. 더욱이 앞으로 당분간 기초재정수지 적자 기조가 유지될 것으로 보여, 정부부채 증가폭은 다소 둔화하겠지만 증가 추세는 지속될 전망이다.

하지만 지난 20년간 선진국 정부부채가 매년 증가하였다고 하여 현재의 선진국 부채 수준이 지속 가능하지 않다고 단정 지을 수는 없다. 선진국은 다른 나라들에 비해 상대적으로 높은 수준의 부채를 감당할 수 있는 이점이 있기 때문이다. 미국 등 일부 선진국의 경우 자국 통화가 기축통화로 사용되어 필요할 때마다 자국 통화로 부채를 발행하여 상환할 수 있고 낮은 금리로 차입할 수 있어 다른 나라들에 비해 부채의 지속가능성이 높은 것은 사실이다. 또한 선진국 경제의 견고한 펀더멘털과 정책에 대한 시장의 신뢰 역시 선진국의 높은 부채 수준을 지탱하게 하는 요인이라고 할 수 있다. 한편 주요 선진국 중에서 가장 높은 정부부채를 가지고 있는 일본의 경우 국채의 90% 이상을 일본은행, 일본 금융기관 등 국내에서 보유하고 있어 상환 압박이 낮다는 특수성 때문에 높은 부채 수준이 유지될 수 있다.

이러한 이점에도 불구하고, 지속적인 재정적자와 정부부채 증가가 선진국 경제에 대한 불확실성을 증폭시켜 경기침체로 이어질 수 있다는 점에서 현재 선진국들의 높은 정부부채 수준은 주의를 기울일 필요가 있다.²²⁾ 즉 정부부채

수준이 경제성장에 미치는 영향을 면밀히 검토하여 부채가 경제에 미치는 부정적 영향을 최소화하기 위해 선제적으로 대응할 필요가 있다.

4. 정부부채가 경제성장에 미치는 영향

3절에서 사용한 부채 동학식은 정부부채 증가의 부정적 영향을 전제로 부채를 안정적으로 관리해야 한다는 데에 초점을 두고 있다. 하지만 실제로는 정부가 적자재정을 통해 경기를 부양하는 등 긍정적 영향도 분명히 존재한다. 부채의 긍정적·부정적 양 측면을 고려할 때, 정부부채가 일정 수준에 이르기까지는 긍정적 효과가 더 크지만, 일정 수준을 넘어서게 되면 부정적 효과가 긍정적 효과를 앞지른다고 할 수 있는데, 이를 ‘부채의 비선형성(non-linearity)’이라고 한다.²³⁾ 이 절에서는 정부부채의 비선형성을 전제로 선진국 정부부채가 경제 성장에 미치는 영향과 경제에 미치는 부정적 영향을 최소화하기 위한 부채 수준에 대해 알아보기로 한다.

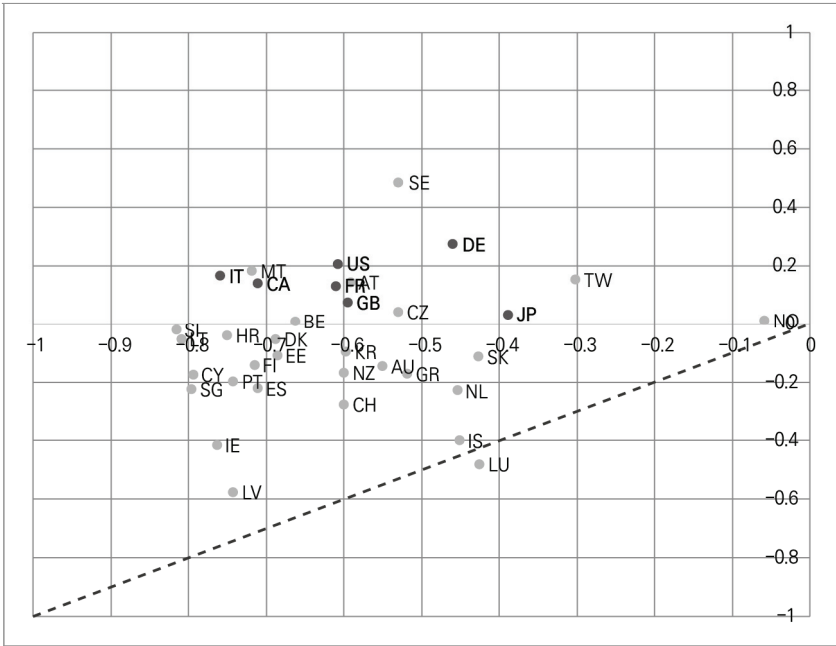
가. 정부부채와 경제성장 간 관계

정부부채가 경제성장에 미치는 영향을 회귀모형으로 분석하기에 앞서 먼저 정부부채와 경제성장 간 상관관계를 살펴보기로 한다. [그림 3-5]는 주요 선진국의 GDP 대비 정부부채 비율의 증가율과 경제성장률 간 상관관계를 나타낸 산점도(scatter plot)이다.

22) 2025년 5월 세계 3대 신용평가사 중 하나인 무디스(Moody's)는 미국의 높은 정부부채 수준과 만성적인 재정적자 등을 이유로 미국의 신용등급을 최고 신용등급인 Aaa에서 Aa1으로 한 단계 강등하였다.

23) 정부부채와 관련해 많은 연구가 부채의 비선형성을 전제로 하고 있으며, 자세한 내용은 앞서 2절 선행 연구에서 설명하였다.

그림 3-5. 정부부채 증가율과 경제성장률 간 상관관계



주: 1) 가로축은 주요 선진국의 t 기의 GDP 대비 정부부채 비율의 증가율과 t 기의 경제성장률 간 상관관계를, 세로축은 주요 선진국의 t 기의 GDP 대비 정부부채 비율의 증가율과 $t+1$ 기의 경제성장률 간 상관관계를 의미한다.
 2) 주요 선진국은 IMF에서 선진국(Advanced economies)으로 분류한 35개 국가를 의미하며, 관찰 가능한 기간은 IMF 데이터베이스에서 정부부채 관련 통계를 제공하는 기간으로, 국가별로 1980-97년을 시작으로 2023년까지를 의미한다.
 3) 짙은 점은 G7 국가들(미국, 일본, 독일, 프랑스, 영국, 캐나다, 이탈리아)을 의미한다.
 자료: IMF(2025. 4.), WEO Database(검색일: 2025. 9. 23.).

이 산점도를 통해 다음의 두 가지 사항을 확인할 수 있다. 첫째, 모든 선진국은 x 좌표 값이 모두 음(-)을 나타내는데, 이는 같은 기의 GDP 대비 정부부채 비율의 증가율과 경제성장률은 음(-)의 상관관계가 존재한다는 것을 의미한다. 즉 t 기의 정부부채 비율의 증가율이 상승할수록, t 기의 경제성장률은 감소하는 모습을 보인다.

둘째, 현재 기의 GDP 대비 정부부채 비율의 증가율과 다음 기의 경제성장률의 상관관계는 같은 기의 GDP 대비 정부부채 비율의 증가율과 경제성장률 간 상관관계보다 더 크다는 것을 알 수 있다. [그림 3-5]에서 룩셈부르크를 제외한

모든 선진국이 45° 점선 상단에 있는데, 이는 t 기의 정부부채 비율의 증가율 상승에 따른 경제성장을 감소는 $t+1$ 기보다 t 기가 더 크다는 것을 의미한다. 또한 일부 선진국들의 경우 t 기의 정부부채 비율의 증가율 상승으로 t 기에는 경제성장이 감소했으나 $t+1$ 기에는 증가하고 있음을 확인할 수 있는데, 특히 G7 국가들의 경우 GDP 대비 정부부채 비율 증가로 같은 기의 경제성장에 부정적인 영향을 미치고 있으나 다음 기에는 이로부터 회복하여 근소하게 긍정적인 영향을 미치고 있다.

나. 실증모형

정부부채가 경제성장에 미치는 영향을 분석하기 위해 다음과 같이 Chudik *et al.*(2017)에서 사용한 패널 임계치 자기회귀 시차분포(Panel Threshold-ARDL: Panel Threshold-Autoregressive Distributed Lags) 모형과 패널 임계치 시차분포(Panel Threshold-DL: Panel Threshold-Distributed Lags) 모형을 사용하기로 한다.

$$\Delta y_{it} = c_i + \phi' \mathbf{g}(d_{i,t-1}, \tau) + \sum_{l=1}^p \lambda_l \Delta y_{i,t-l} + \sum_{l=0}^p \beta_{il} \Delta d_{i,t-l} + v_{it}, \quad [\text{식 3-2}]$$

$$\Delta y_{it} = c_i + \theta' \mathbf{g}(d_{i,t-1}, \tau) + \phi_i \Delta d_{it} + \sum_{l=0}^p \alpha_{il} \Delta^2 d_{i,t-l} + v_{it}, \quad [\text{식 3-3}]$$

$$\mathbf{g}(d_{i,t-1}, \tau) = (g_1(d_{i,t-1}, \tau), g_2(d_{i,t-1}, \tau))', \quad [\text{식 3-4}]$$

$$g_1(d_{i,t-1}, \tau) = I[d_{i,t-1} > \ln(\tau)], \quad [\text{식 3-5}]$$

$$g_2(d_{i,t-1}, \tau) = I[d_{i,t-1} > \ln(\tau)] \times \max(0, \Delta d_{i,t-1}) \quad [\text{식 3-6}]$$

여기서 Δy_{it} 는 국가 i 의 t 기 GDP 증가율, Δd_{it} 는 국가 i 의 t 기 GDP 대비 정부부채 증가율을 의미한다. $\mathbf{g}(d_{i,t-1}, \tau)$ 는 $g_1(d_{i,t-1}, \tau)$ 와 $g_2(d_{i,t-1}, \tau)$ 의 두 가

지 지시함수로 구성되는데, $g_1(d_{i,t-1}, \tau)$ 는 이전 기($t-1$)의 부채 수준 $d_{i,t-1}$ 가 전환점 τ 를 상회하면 1, 아니면 0으로 나타내고, $g_2(d_{i,t-1}, \tau)$ 는 이전 기의 부채 수준 $d_{i,t-1}$ 가 전환점 τ 를 상회할 뿐만 아니라 부채가 증가하고 있으면 1, 그 외에는 0을 나타낸다. 지시함수에서 현재의 부채 수준(d_{it}) 대신에 이전 기의 부채 수준($d_{i,t-1}$)을 사용한 이유는 종속변수인 GDP 증가율(Δy_{it})이 설명변수인 정부부채 증가율(Δd_{it})에 영향을 미치는 역인과관계(reverse causality) 문제를 최소화하기 위해서이다. 한편 c_i 는 국가 i 에 대한 고정 효과(fixed effect)를 의미한다.

[식 3-2]는 패널 임계치 자기회귀 시차분포 모형으로 GDP 성장률(Δy_{it})의 시차변수들과 정부부채 증가율(Δd_{it})의 시차변수들을 설명변수로 하는 자기회귀 시차분포(ARDL) 모형에 정부부채 변화와 경제성장 간 비선형관계를 전제로 한 지시함수(indicator function)를 추가하였다. [식 3-3]은 기본적으로 [식 3-2]와 동일하며, [식 3-2]와의 차이점은 설명변수가 정부부채 증가율(Δd_{it})의 시차변수들로만 구성된 시차분포(DL) 모형을 토대로 한다는 점이다.

분석을 위해 자기회귀 시차분포(ARDL) 모형과 시차분포(DL) 모형을 사용하는 이유는 정부부채와 성장률 간에 단기적인 동학과 장기적인 균형관계를 동시에 추정할 수 있기 때문이다. 또한 기본 모형에 지시함수를 추가함으로써 정부부채 증가가 경제성장에 미치는 부정적 영향이 긍정적 영향보다 커지기 시작하는 전환점(turning point)을 포착하고 이를 통해 정부부채가 경제성장에 미치는 비선형적 효과를 분석할 수 있었다. 최적 전환점은 격자 탐색(grid search)을 통해 회귀식의 잔차제곱합(residual sum of squares)을 최소화하는 점으로 추정하였으며, 그 외 시차 설명변수들은 국가별 경제적 상황 등 이질성(unobservable heterogeneity)을 고려하여 국가별(country specific)로 개별 추정하였다.

다. 분석 결과

앞서 설명한 모형을 바탕으로 IMF에서 규정한 선진국(Advanced economies) 41개국 중 자료가 충분히 존재하는 23개국²⁴⁾에 대해서 회귀분석을 한 결과는 [표 3-2]와 같다. 분석 기간은 IMF 데이터베이스에서 정부부채 관련 통계를 제공하는 전체 기간으로, 국가별로 시작점은 상이(1982~93년)하며 2023년까지를 대상으로 하였다.

1) 일반 결과

먼저 경제성장률에 부정적 영향을 미치기 시작하는 정부부채의 전환점은 GDP 대비 78~89% 수준으로 나타났으며, 이 수치는 기존 문헌에서 제시한 80~100% 수준과 유사한 것으로 나타났다.²⁵⁾ 즉 분석기간을 최근으로 설정해도 선진국들의 정부부채 전환점은 대체로 일관되게 추정되는 것으로 보인다.

다음으로 고부채가 경제성장률에 미치는 부정적 영향은 -0.0129~-0.0195로 분석되는데, 이는 정부부채 비율이 전환점보다 높은 수준일 경우 GDP는 평균적으로 0.0129~0.0195%p만큼 낮아진다는 것을 의미한다. 한편 Panel B

24) 그리스, 네덜란드, 노르웨이, 뉴질랜드, 대한민국, 덴마크, 독일, 미국, 벨기에, 스웨덴, 스위스, 스페인, 싱가포르, 아이슬란드, 영국, 호주, 오스트리아, 이탈리아, 일본, 캐나다, 포르투갈, 프랑스, 핀란드.
25) 정부부채와 경제성장률 간 관계를 분석한 주요 기존 연구 결과는 다음과 같다.

연구	표본	전환점	연구	표본	전환점
Reinhart and Rogoff(2010)	44개국 1946~2009년	90%	Kumar and Woo(2010)	38개국 1970~2007년	90%
Cecchetti, Mohanty, and Zampolli(2011)	18개 OECD 국가 1980~2010년	85%	Checherita-Westphal and Rother(2012)	12개 유로국 1970~2011년	95%
Baum, Checherita-Westphal, and Rother(2013)	12개 유로국 1990~2010년	95%	Ghosh <i>et al.</i> (2013)	23개 선진국 1970~2007년	90~100%
Eberhardt and Presbitero(2015)	118개국 1961~2012년	공통된 전환점 없음	Chudik <i>et al.</i> (2017)	40개국 1965~2010년	선진국: 60~80% 신흥국: 30~50%

자료: Salmon, Jack and de Rugy(2020).

에서 고부채 상태와 부채증가의 상호작용을 나타내는 $g_2(d_{i,t-1}, \tau)$ 의 경우 GDP에 미치는 효과가 유의미하지 않은 것으로 나타났다.

정부부채 증가가 누적적으로 경제성장률에 미치는 장기효과(long run effect)는 -0.1506~-0.2098로 추정되는데, 즉 GDP 대비 정부부채 비율이 1% 증가할 때, GDP는 누적적으로 0.1506~0.2098%p만큼 감소한다는 것을 의미한다.

따라서 고부채 상태에서 GDP 대비 정부부채 비율이 1% 증가하면, GDP는 누적적으로 0.1671~0.2273%p만큼(=고부채 효과+장기효과) 감소하게 된다.

표 3-2. 선진국의 정부부채 증가가 경제성장률에 미치는 영향

Panel A. $g_1(d_{i,t-1}, \tau)$ 만 추가한 경우						
	ARDL(1,1)	ARDL(2,2)	ARDL(3,3)	DL(1)	DL(2)	DL(3)
전환점($\hat{\tau}$)	79	78	89	78	89	89
고부채 효과 (g_1)	-0.0129*** (0.0021)	-0.0159*** (0.0022)	-0.0175*** (0.0028)	-0.0171*** (0.0020)	-0.0195*** (0.0023)	-0.0187*** (0.0024)
장기효과	-0.1639*** (0.0259)	-0.1575*** (0.0274)	-0.2098*** (0.0442)	-0.1531*** (0.0258)	-0.1705*** (0.0281)	-0.1802*** (0.0293)
Panel B. $g_1(d_{i,t-1}, \tau)$ 와 $g_2(d_{i,t-1}, \tau)$ 모두 추가한 경우						
	ARDL(1,1)	ARDL(2,2)	ARDL(3,3)	DL(1)	DL(2)	DL(3)
전환점($\hat{\tau}$)	79	78	89	78	89	89
고부채 효과 (g_1)	-0.0137*** (0.0027)	-0.0157*** (0.0028)	-0.0166*** (0.0034)	-0.0165*** (0.0026)	-0.0178*** (0.0030)	-0.0166*** (0.0031)
고부채×부채 증가 효과(g_2)	0.0014 (0.0029)	-0.0005 (0.0030)	-0.0015 (0.0035)	-0.0012 (0.0030)	-0.0030 (0.0034)	-0.0038 (0.0035)
장기효과	-0.1669*** (0.0264)	-0.1564*** (0.0272)	-0.2056*** (0.0438)	-0.1506*** (0.0255)	-0.1645*** (0.0273)	-0.1712*** (0.0283)

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료: 저자 계산.

2) 강건성 검증(Robustness test)

정부부채 전환점이나 고부채가 경제성장에 미치는 영향, 정부부채 증가의 장기효과는 분석대상 국가와 기간, 분석 모형 등에 따라 차이가 날 수도 있는데, 보다 견고한 결과를 얻기 위해 분석대상 국가의 조합을 달리하면서 추정을 반복하였다. 즉 21개 국가 중에서 1개 또는 2개 국가를 제외하면서 모든 가능한 국가 조합에 대해 추정을 시행하였고, 이를 통해 [그림 3-6]과 같이 정부부채 전환점, 고부채가 GDP에 미치는 영향 및 정부부채 증가가 GDP에 미치는 장기효과의 범위를 구하였다.

그림 3-6. 선진국의 정부부채 전환점 및 부채가 GDP에 미치는 효과

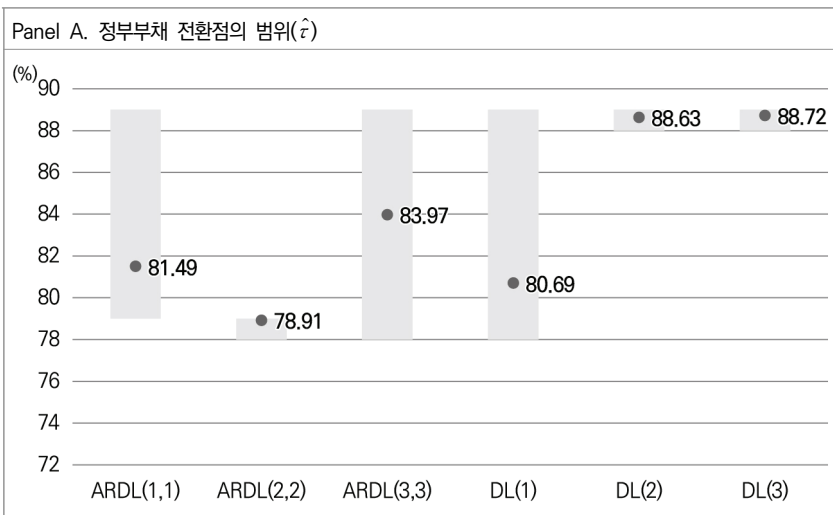
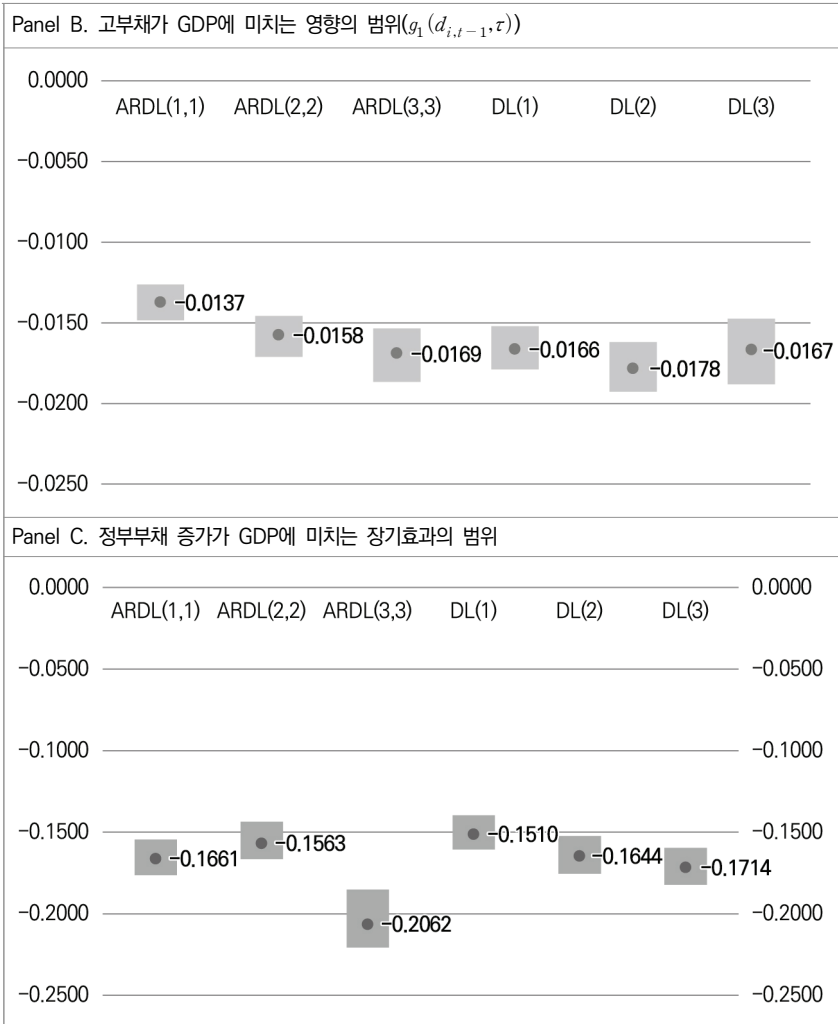


그림 3-6. 계속



주: 1) $g_1(d_{i,t-1}, \tau)$ 과 $g_2(d_{i,t-1}, \tau)$ 를 모두 추가한 경우로 추정.
 2) 고부채 상태에서 정부부채 증가가 GDP에 미치는 영향을 나타내는 $g_2(d_{i,t-1}, \tau)$ 의 효과는 유의미하지 않은 것으로 나타나 결과에서 제외하였다.
 3) 그래프에서 점은 추정치의 평균값, 막대는 추정치의 범위를 의미하며, 추정치의 범위는 이상값(outlier)을 제거하고 하위 10%에서 상위 10%를 나타낸다.

자료: 저자 계산.

[그림 3-6]에서 볼 수 있듯이 정부부채 전환점은 분석 모형에 따라 평균적으로 GDP 대비 78.91~88.72%로 나타났고, 대부분 GDP 대비 78~89%의 범위로 추정되었다. 정부부채 비율이 전환점보다 높은 고부채 수준일 때 GDP는 평균적으로 0.0137~0.0178%p 감소하는 것으로 추정되었고, 적게는 0.0126%p 크게는 0.0193%p 감소시키는 것으로 분석되었다. 한편 1%의 GDP 대비 정부부채 비율 증가는 누적적으로 GDP를 평균 0.1510~0.2062%p 감소시키는 것으로 나타났는데, 대체로 0.1394~0.2204%p 범위의 GDP 감소효과가 추정되었다. 이 결과는 [표 3-2]의 분석결과와 일관적이며, 이를 통해 선진국의 정부부채가 경제성장에 미치는 영향이 강건하다는 것을 확인할 수 있다.

3) 추가 분석 1: 신흥국 분석 결과와의 비교

이제 신흥국에 대해서도 동일한 분석을 실시하고 선진국의 결과와 비교함으로써, 선진국의 정부부채 전환점과 정부부채가 GDP에 미치는 영향에 대한 이해도를 높이고자 한다. 신흥국은 IMF에서 신흥시장 및 개발국가(Emerging market and developing economies)로 규정한 국가들 중에서 자료가 충분히 존재하되 GDP 규모가 100위 이내인 18개국²⁶⁾으로 선정하였으며, 분석 기간은 IMF 데이터베이스에서 정부부채 관련 통계를 제공하는 전체 기간으로, 국가별로 시작점은 상이(1992~93년)하며 2023년까지를 대상으로 하였다.

신흥국의 정부부채 전환점과 정부부채 증가가 경제성장률에 미치는 효과는 [표 3-3]에 정리되어 있다. 먼저 정부부채 증가가 경제성장률에 부정적 영향을 미치기 시작하는 정부부채 전환점은 GDP 대비 33~67% 수준으로 나타났는데, 이는 선진국의 정부부채 전환점인 78~89% 수준에 비해 확연하게 낮다. 즉 신흥국의 경우 선진국에 비해 낮은 부채 수준에서도 정부부채 증가가 경제성장률에 부정적 영향을 미칠 수 있다. 이는 기존 연구 결과와도 일치하는데,

26) 가나, 나이지리아, 말레이시아, 모로코, 바레인, 사우디아라비아, 아르헨티나, 알제리, 에티오피아, 오만, 요르단, 인도, 칠레, 카타르, 쿠웨이트, 튀니지, 파라과이, 필리핀.

Chudik *et al.*(2017)에 의하면 선진국의 정부부채 전환점은 GDP 대비 60~80% 수준임에 반해, 신흥국의 경우 GDP 대비 30~50% 수준에 그쳐 선진국 수준에 비해 다소 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 신흥국이 선진국에 비해 경제 펀더멘털이 취약하여 시장에서 신뢰가 상대적으로 낮고, 부채를 안정적으로 관리할 수 있는 능력이 상대적으로 부족하기 때문이다. 또한 미국 등 일부 선진국들은 기축통화를 보유한 특권(exorbitant privilege)으로 인해 낮은 조달 비용으로 부채를 발행할 수 있는데, 이 역시 선진국들의 부채 감내 수준을 높인다고 할 수 있다.

다음으로 고부채가 경제성장률에 미치는 효과는 -0.0067~-0.0194로 추정되었으며, 즉 신흥국의 경우 GDP 대비 정부부채 비율이 전환점보다 높은 경우 GDP는 평균적으로 0.0067~0.0194%p만큼 낮아진다. 이 수치는 선진국의 고부채가 경제성장률에 미치는 효과와 유사한 수준이다. 한편 선진국과 마찬가지로 고부채 상태와 부채증가의 상호작용을 나타내는 $g_2(d_{i,t-1}, \tau)$ 는 GDP에 미치는 영향이 유의미하지 않은 것으로 나타났다.

마지막으로 정부부채 증가가 GDP에 누적적으로 미치는 장기효과는 -0.0949~-0.1535로 분석되었다. 즉 GDP 대비 정부부채 비율이 1% 증가할 때, GDP는 누적적으로 0.0949~0.1535%p만큼 감소하며, 이 역시 선진국의 수준과 비슷하다고 할 수 있다. 따라서 신흥국의 경우 고부채 상태에서 GDP 대비 정부부채 비율이 1% 증가하면, GDP는 누적적으로 0.1235~0.1701%p만큼(=고부채 효과+장기효과) 감소하게 되는 것이다.

표 3-3. 신흥국의 정부부채 증가가 경제성장률에 미치는 영향

Panel A. $g_1(d_{i,t-1}, \tau)$ 만 추가한 경우						
	ARDL(1,1)	ARDL(2,2)	ARDL(3,3)	DL(1)	DL(2)	DL(3)
전환점($\hat{\tau}$)	33	67	67	33	40	46
고부채 효과 (g_1)	-0.0128*** (0.0041)	-0.0116** (0.0048)	-0.0147** (0.0061)	-0.0146*** (0.0044)	-0.0125*** (0.0047)	-0.0194*** (0.0062)
장기효과	-0.1241*** (0.0275)	-0.1271*** (0.0278)	-0.1510*** (0.0322)	-0.1175*** (0.0258)	-0.1367*** (0.0296)	-0.1259*** (0.0310)

Panel B. $g_1(d_{i,t-1}, \tau)$ 와 $g_2(d_{i,t-1}, \tau)$ 모두 추가한 경우						
	ARDL(1,1)	ARDL(2,2)	ARDL(3,3)	DL(1)	DL(2)	DL(3)
전환점($\hat{\tau}$)	33	33	67	33	40	46
고부채 효과 (g_1)	-0.0105** (0.0049)	-0.0067 (0.0053)	-0.0166* (0.0098)	-0.0092* (0.0053)	-0.0069 (0.0059)	-0.0146* (0.0080)
고부채×부채 증가 효과(g_2)	-0.0044 (0.0048)	-0.0075 (0.0053)	0.0025 (0.0100)	-0.0096* (0.0052)	-0.0093 (0.0059)	-0.0078 (0.0085)
장기효과	-0.1130*** (0.0248)	-0.0949*** (0.0227)	-0.1535*** (0.0333)	-0.0964*** (0.0202)	-0.1178*** (0.0233)	-0.1147*** (0.0269)

주: *** p(0.01), ** p(0.05), * p(0.1).

자료: 저자 계산.

4) 추가 분석 1에 대한 강건성 검증

앞서 일반 분석에 대한 강건성 검증과 마찬가지로 18개 국가 중에서 1개 또는 2개 국가를 제외하면서 모든 가능한 국가 조합에 대해 동일한 분석을 하였다. 그 결과는 [그림 3-7]과 같다.

그림 3-7. 신흥국의 정부부채 전환점 및 부채가 GDP에 미치는 효과

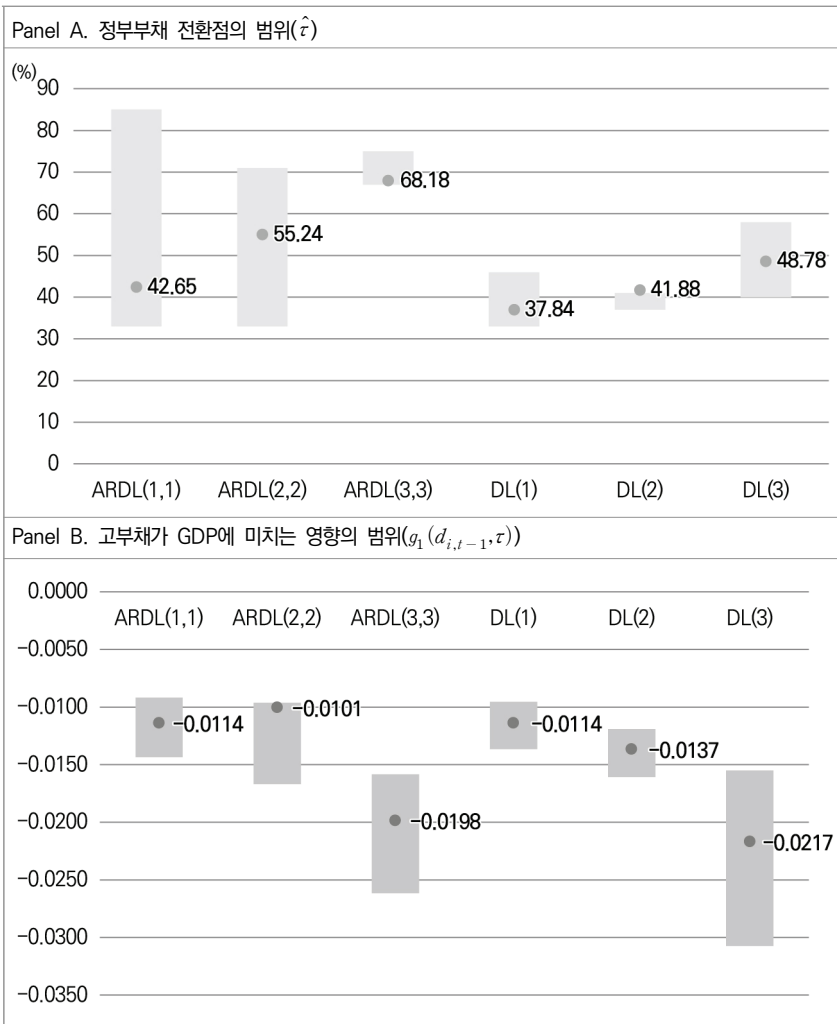
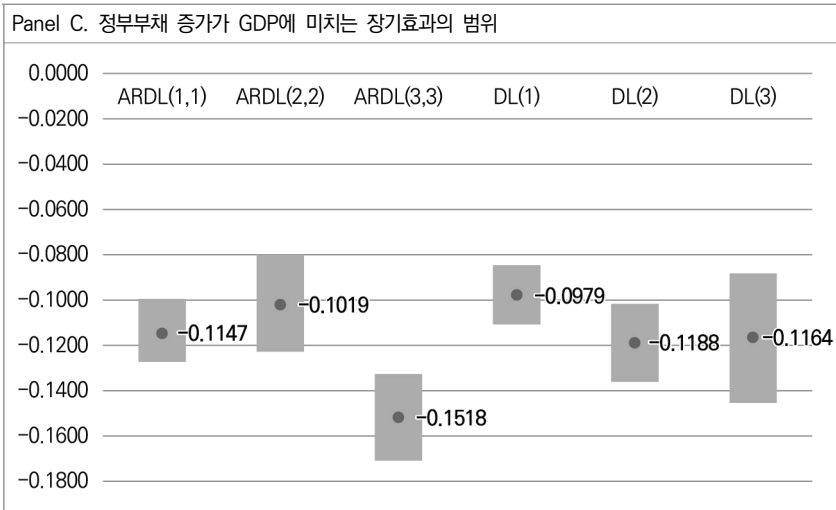


그림 3-7. 계속



- 주: 1) $g_1(d_{i,t-1}, \tau)$ 과 $g_2(d_{i,t-1}, \tau)$ 를 모두 추가한 경우로 추정.
 2) 고부채 상태에서 정부부채 증가가 GDP에 미치는 영향을 나타내는 $g_2(d_{i,t-1}, \tau)$ 의 효과는 유의미하지 않은 것으로 나타나 결과에서 제외하였다.
 3) 그래프에서 점은 추정치의 평균값, 막대는 추정치의 범위를 의미하며, 추정치의 범위는 이상값(outlier)을 제거하고 하위 10%에서 상위 10%를 나타낸다.

자료: 저자 계산.

[그림 3-7]에서 보듯이 신흥국의 정부부채 전환점은 분석 모형에 따라 평균적으로 GDP 대비 37.84~68.18%로 나타났으며, 이는 선진국의 평균 전환점(78.91~88.72%)에 비해 다소 낮은 것으로 분석되었다. 고부채가 GDP 성장률에 미치는 영향은 평균 -0.0101~-0.0217%p로 추정되었으며, 이는 선진국과 유사한 수준(-0.0137~-0.0178%p)으로 나타났다. 1%의 정부부채 비율 증가가 GDP에 누적적으로 미치는 효과도 평균 -0.0979~-0.1518%p로 나타났는데, 선진국에서의 장기 효과(-0.1510~-0.2062%p)와 큰 차이는 없었다. 요약하건대, 선진국은 신흥국에 비해 더욱 높은 정부부채 수준을 경제성장률 감소 없이 감내할 수 있지만, 고부채가 경제성장률에 미치는 영향 또는 정부부채 증가가 누적적으로 GDP에 미치는 영향은 선진국과 신흥국이 비슷한 수준인 것으로 나타났다.

5) 추가 분석 2: 시기 변화에 따른 분석 결과

앞선 추가 분석 1에서는 동일한 기간 중 선진국과 신흥국, 다른 집단 간 비교 분석을 하였다면, 여기에서는 기간이 변하면서 선진국의 정부부채가 경제성장 에 미치는 영향에 대해 분석하고자 한다.

이 분석에서는 충분한 시계열 통계 확보를 위해 앞선 분석에서 사용되었던 IMF World Economic Outlook(WEO) 데이터베이스가 아닌 IMF Historical Public Debt(HPD) 데이터베이스²⁷⁾에서 제공하는 22개 선진국²⁸⁾ GDP 대비 정부부채 비율 통계를 사용하였고, 시작점을 1962년부터 1976년까지 매년 순차적으로 이동(rolling window)시키며 구간마다 40년 단위로 분석하였다. 또한 강건한 결과를 구하기 위해 앞선 강건성 검증과 마찬가지로 24개국 전체에 관한 추정 결과뿐만 아니라 1개국 또는 2개국을 제외하였을 때의 모든 국가 조합에 관한 추정 결과를 종합하여 범위와 평균을 산출하였다. 분석 결과는 [그림 3-8]과 같다.

27) 일반 분석과 추가 분석 1에서 사용한 IMF의 World Economic Outlook(WEO) 데이터베이스(검색일: 2025. 9. 23.)는 최근 거시경제 분석 및 전망에 초점을 두지만, Historical Public Debt(HPD) 데이터베이스(검색일: 2025. 9. 23.)는 장기적인 역사적 추세 분석에 초점을 두고 있다. WEO 데이터베이스는 회원국 정부의 공식 자료와 내부 추정으로 통계를 작성하는 반면, HPD 데이터베이스는 다양한 역사적 문헌 및 기존 학술 연구 등을 종합하여 통계를 작성한다. 또한 WEO 데이터베이스는 최근 30~40년간 거시경제 변수에 대한 통계를 제공하는 반면, HPD 데이터베이스는 길게는 1880년대부터 20세기 전반을 포함하는 통계를 제공한다. WEO에서 제공하는 정부부채 통계와 HPD에서 제공하는 정부부채 통계 수치는 정확하게 일치하지는 않지만, 유사한 수준과 흐름을 보인다.

28) 그리스, 네덜란드, 노르웨이, 뉴질랜드, 독일, 대한민국, 미국, 스위스, 스페인, 싱가포르, 아이슬란드, 아일랜드, 영국, 호주, 오스트리아, 이스라엘, 이탈리아, 일본, 캐나다, 포르투갈, 프랑스, 핀란드.

그림 3-8. 선진국의 시기별 정부부채 전환점과 부채가 GDP에 미치는 효과

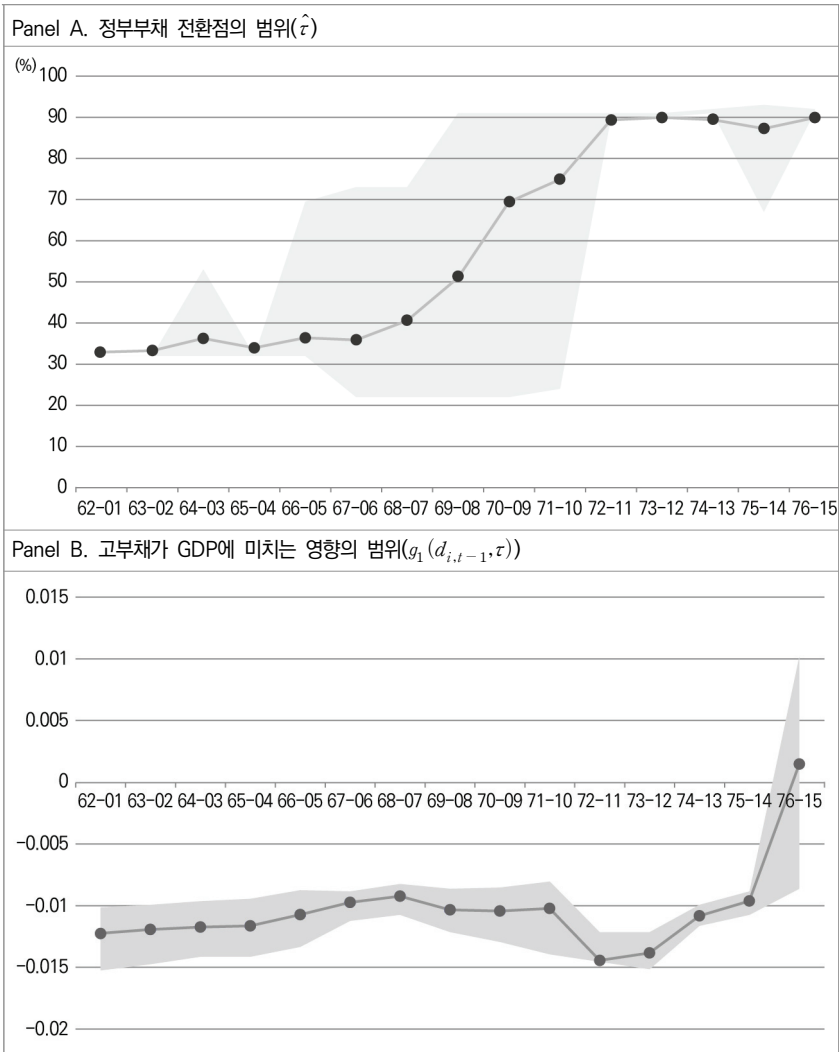
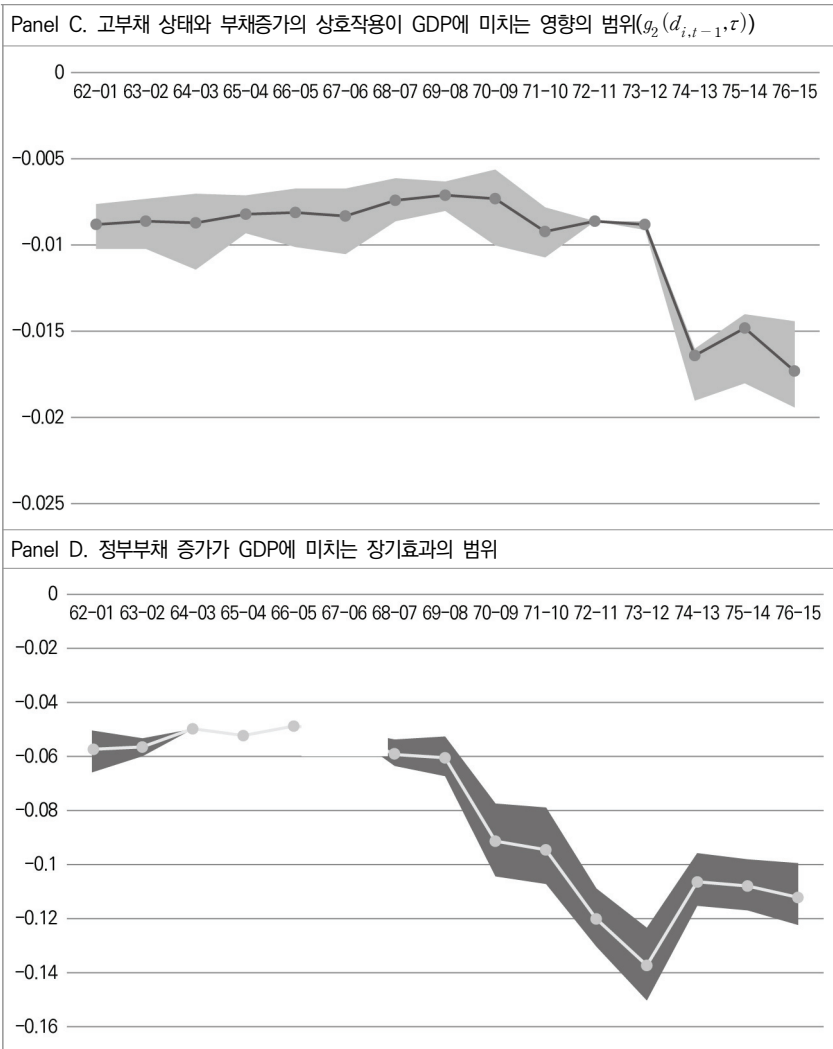


그림 3-8. 계속



- 주: 1) $g_1(d_{i,t-1}, \tau)$ 과 $g_2(d_{i,t-1}, \tau)$ 를 모두 추가한 ARDL(1,1)의 경우로 추정.
 2) 고부채 상태에서 정부부채 증가가 GDP에 미치는 영향을 나타내는 $g_2(d_{i,t-1}, \tau)$ 의 효과는 유의미하지 않은 것으로 나타나 결과에서 제외하였다.
 3) 그래프에서 점은 추정치의 평균값, 막대는 추정치의 범위를 의미하며, 추정치의 범위는 이상값(outlier)을 제거하고 하위 10%에서 상위 10%를 나타낸다.
 4) Panel D에서 1967~2006년 구간이 비어 있는 이유는 유의한 추정값이 없기 때문이다.

자료: 저자 계산.

먼저 정부부채가 경제성장에 부정적 영향을 미치기 시작하는 전환점이 2008년 글로벌 금융위기를 기점으로 크게 증가한다는 점을 확인할 수 있다. 글로벌 금융위기 이전에는 정부부채 전환점이 GDP 대비 평균 32~36% 수준이었는데, 위기를 지나면서 GDP 대비 평균 87~89% 수준으로 상승하였다. 이처럼 정부부채 전환점이 급증한 데에는 선진국들의 부채 수용능력이 증가하였기 때문이다. 즉 글로벌 금융위기 대응 과정에서 선진국들은 경쟁적으로 적극적인 확장 재정정책을 시행하였고 이 과정에서 선진국들의 정부부채 수준이 급증하였는데, 이러한 새로운 환경(new normal)에서 선진국 경제는 고부채에 대한 내성이 생긴 것으로 보인다. 또한 글로벌 금융위기 이후 대규모 양적완화 등을 통해 역사적으로 유례없는 초저금리 시대가 지속되었는데, 이에 따라 부채를 유지할 수 있는 비용이 크게 낮아져 선진국들의 부채를 감내할 수 있는 수준이 증가한 것이다.

다음으로 고부채가 GDP에 미치는 효과는 1976~2015년 구간을 제외하고²⁹⁾는 안정적으로 -0.01%p 내외(-0.0092~-0.0144%p)에 있는 것으로 나타났다. 즉 GDP 대비 정부부채 비율이 전환점을 상회하는 경우, GDP는 약 0.01%p 감소하는 것으로 추정된다. 이는 일반 결과에서의 수치(-0.0137~-0.0178%p)와 크게 다르지 않다고 할 수 있다. 한편, 고부채 상태와 부채증가의 상호작용이 GDP에 미치는 효과는 -0.007~-0.008%p 수준에서 안정적으로 유지되다가 1973~2012년 구간 이후 -0.015~-0.017%p 수준으로 크게 감소하였다. 즉 GDP 대비 정부부채 비율이 전환점을 상회할 뿐만 아니라 GDP 대비 정부부채 비율이 증가세에 있으면, 과거에는 GDP가 추가적으로 0.007~0.008%p 감소하였는데 최근 들어서는 0.015~0.017%p 추가로 감소하여 감소폭이 증가하였다.

29) 1976~2015년 구간의 경우, 특별한 시기상 요인이 있었던 것은 아니고 특정 국가에 대한 이상값 때문에 평균값과 범위가 증가한 것으로 보인다.

마지막으로 정부부채 증가가 GDP에 누적적으로 미치는 장기효과는 시간이 지남에 따라 점차 감소하는 것으로 나타났다. 초기에는 GDP 대비 정부부채 비율이 1% 증가하면 GDP가 누적적으로 약 0.05%p 감소(-0.0486~-0.0591%p) 하는 것으로 나타난 반면, 2008년 글로벌 금융위기 이후에는 GDP가 누적적으로 약 0.1%p 감소(-0.0912~-0.1372%p)하는 것으로 추정되었다. 이는 글로벌 금융위기를 지나면서 정부부채 증가에 따른 부정적인 장기효과가 더욱 커진 것을 의미하는데, 글로벌 금융위기 이후 선진국들의 정부부채 수준이 급증하면서 고부채 수준에서 추가적인 정부부채 비율 증가가 낮은 부채 수준에서의 추가적인 부채 증가보다 더욱 큰 부정적 영향을 미쳤기 때문이다.

5. 기초재정수지가 경제성장에 미치는 영향

대부분의 기존 문헌은 정부부채에 초점을 두고 경제성장에 미치는 영향을 분석하였다. 하지만 정부부채는 그간 정부의 재정운용의 결과로 누적된 지표일 뿐, 당해연도 재정정책의 기초가 경제성장에 미치는 영향을 분석하는 데에는 한계가 있다. [식 3-1]에서 보듯이 정부부채라는 저장(stock)의 변화를 결정하는 핵심 요인은 기초재정수지라는 유량(flow) 변수이다. 따라서 재정정책이 경제성장에 미치는 영향을 이해하기 위해서는 결과인 정부부채보다 원인인 기초재정수지를 분석하는 것이 더 타당하다고 할 수 있다.

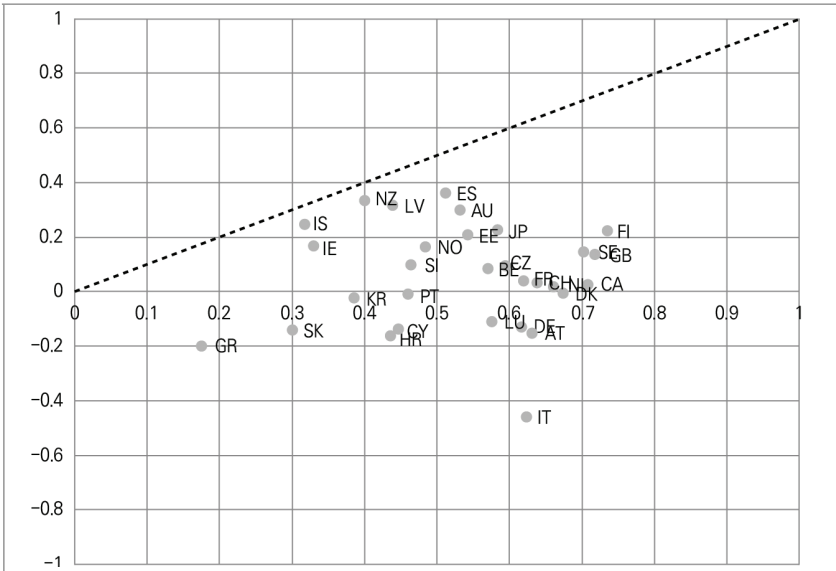
Campbell, Gao, and Martin(2024)에 따르면 GDP 대비 정부부채 비율은 미국, 영국 등 주요 선진국에서 비정상적(nonstationary)인 특성을 보여 예측력이 약하고 분석에 바람직하지 않다. 그들은 이에 대한 대안으로, 장기적으로도 안정된 모습을 보이는 GDP 대비 기초재정수지 비율을 통해 정부의 재정 상태에 대한 실증분석을 하는 것이 바람직하다고 하였다. 이 절에서는 GDP 대비

정부부채 비율 대신 GDP 대비 기초재정수지 비율을 사용하여 경제성장률에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보기로 한다.

가. 기초재정수지와 경제성장 간 관계

[그림 3-9]는 주요 선진국의 GDP 대비 기초재정수지 비율의 증가율과 경제성장률 간 상관관계를 나타낸 산점도(scatter plot)이다.

그림 3-9. 기초재정수지 증가율과 경제성장률 간 상관관계



- 주: 1) 가로축은 주요 선진국 t 기의 GDP 대비 기초재정수지 비율의 증가율과 t 기의 경제성장률 간 상관관계를, 세로축은 주요 선진국 t 기의 GDP 대비 기초재정수지 비율의 증가율과 $t+1$ 기의 경제성장률 간 상관관계를 의미한다.
 2) 주요 선진국은 IMF에서 선진국(Advanced economies)으로 분류한 30개 국가를 의미하며, 관찰 가능한 기간은 IMF 데이터베이스에서 정부부채 관련 통계를 제공하는 기간으로, 국가별로 1980-97년을 시작으로 2023년까지를 의미한다.

자료: IMF(2025. 4.), WEO Database(검색일: 2025. 9. 23.).

[그림 3-9]의 산점도와 [그림 3-5]의 정부부채와 경제성장 간 관계를 나타낸 산점도를 비교하면 서로 반대의 모습을 보이고 있다. 먼저, 같은 기의 GDP 대비

기초재정수지 비율의 증가율과 경제성장률은 양(+)의 상관관계가 존재한다. 즉 t 기의 기초재정수지 비율의 증가율이 상승할수록, t 기의 경제성장률도 증가하는 모습을 보인다.

또한 현재 기의 GDP 대비 기초재정수지 비율의 증가율과 다음 기의 경제성장률 간 상관관계는 같은 기의 GDP 대비 기초재정수지 비율의 증가율과 경제성장률 간 상관관계보다 더 작다는 것을 확인할 수 있다. 즉 [그림 3-9]에서 모든 선진국이 45° 점선 하단에 있는데, 이는 t 기의 기초재정수지 비율의 증가율 상승에 따른 경제성장률 증가가 t 기에 비해 $t+1$ 기에 감소한다는 것을 의미한다. 한편 일부 선진국은 오히려 t 기의 정부부채 비율의 증가율 상승으로 $t+1$ 기에 경제성장률이 감소하는 것으로 나타난다.

나. 실증모형

앞 절 분석에 사용되었던 Chudik *et al.*(2017)에서 소개한 패널 임계치 자기회귀 시차분포(ARDL) 모형과 패널 임계치 시차분포(DL) 모형을 사용하기로 한다.

$$\Delta y_{it} = c_i + \phi' g(pb_{i,t-1}, \delta) + \sum_{l=1}^p \lambda_l \Delta y_{i,t-l} + \sum_{l=0}^p \beta_{il} \Delta pb_{i,t-l} + v_{it}, \quad [\text{식 3-7}]$$

$$\Delta y_{it} = c_i + \theta' g(pb_{i,t-1}, \delta) + \phi_i \Delta pb_{it} + \sum_{l=0}^p \alpha_{il} \Delta^2 pb_{i,t-l} + v_{it}, \quad [\text{식 3-8}]$$

$$g(pb_{i,t-1}, \delta) = (g_1(pb_{i,t-1}, \delta), g_2(pb_{i,t-1}, \delta))', \quad [\text{식 3-9}]$$

$$g_1(pb_{i,t-1}, \delta) = I[pb_{i,t-1} < IHS(\delta)], \quad [\text{식 3-10}]$$

$$g_2(pb_{i,t-1}, \delta) = I[pb_{i,t-1} < IHS(\delta)] \times \min(0, \Delta pb_{i,t-1}), \quad [\text{식 3-11}]$$

$$IHS(x) = \ln(x + \sqrt{x^2 - 1}) \quad [\text{식 3-12}]$$

[식 3-7]과 [식 3-8]은 앞서 설명한 [식 3-2], [식 3-3]과 기본적으로 동일하다. 다만 Δd_{it} 대신 사용한 Δpb_{it} 는 국가 i 의 t 기 GDP 대비 기초재정수지 증가율을 의미하며, $g_1(pb_{i,t-1}, \delta)$ 는 이전 기($t-1$)의 기초재정수지 수준 $pb_{i,t-1}$ 가 전환점 δ 를 하회하면 1, 아니면 0으로 나타내고, $g_2(pb_{i,t-1}, \delta)$ 는 이전 기의 기초재정수지 수준 $pb_{i,t-1}$ 가 전환점 δ 를 상회할 뿐만 아니라 기초재정수지가 감소하고 있으면 1, 그 외에는 0을 나타낸다. [식 3-2]와 [식 3-3]에서 정부부채가 특정 수준의 전환점보다 높은 경우 1인 것과 다르게 [식 3-7]과 [식 3-5]에서는 기초재정수지가 특정 수준의 전환점보다 낮은 경우 1로 설정한 이유는 높은 수준의 정부부채가 낮은 수준의 기초재정수지, 즉 재정적자를 의미하기 때문이다. 한편 기초재정수지는 음(-)의 값을 가질 수 있으므로, 지시함수 $g(pb_{i,t-1}, \delta)$ 에서 이전 기의 기초재정수지를 전환점과 비교할 때 로그 대신 역쌍곡사인(Inverse hyperbolic sine) 변형을 사용하였다.

다. 분석 결과

1) 일반 결과

IMF에서 규정한 선진국(Advanced economies) 중 기초재정수지(primary net lending/borrowing) 자료가 충분히 존재하는 20개국³⁰⁾에 대해 회귀분석을 한 결과는 [표 3-4]와 같다. 분석 기간은 IMF 데이터베이스에서 기초재정수지 관련 통계를 제공하는 전체 기간으로, 국가별로 시작점(1982~93년)은 상이하며, 2023년까지를 대상으로 하였다.

30) 그리스, 노르웨이, 뉴질랜드, 덴마크, 독일, 벨기에, 스웨덴, 스위스, 스페인, 아이슬란드, 호주, 오스트리아, 영국, 이탈리아, 일본, 캐나다, 크로아티아, 포르투갈, 프랑스, 핀란드.

표 3-4. 기초재정수지 증가가 경제성장률에 미치는 영향

Panel A. $g_1(pb_{i,t-1}, \delta)$ 만 추가한 경우						
	ARDL(1,1)	ARDL(2,2)	ARDL(3,3)	DL(1)	DL(2)	DL(3)
전환점($\hat{\delta}$)	-0.6	-0.6	-0.6	-0.6	-0.6	-0.6
기초재정수지 효과(g_1)	-0.0139*** (0.0019)	-0.0152*** (0.0021)	-0.0158*** (0.0024)	-0.0164*** (0.0021)	-0.0169*** (0.0022)	-0.0175*** (0.0025)
장기효과	0.0138*** (0.0018)	0.0125*** (0.0019)	0.0147*** (0.0027)	0.0118*** (0.0020)	0.0117*** (0.0023)	0.0125*** (0.0027)

Panel B. $g_1(pb_{i,t-1}, \delta)$ 와 $g_2(pb_{i,t-1}, \delta)$ 모두 추가한 경우						
	ARDL(1,1)	ARDL(2,2)	ARDL(3,3)	DL(1)	DL(2)	DL(3)
전환점($\hat{\delta}$)	-0.6	-0.6	-0.6	-0.6	-0.6	-0.6
기초재정수지 효과(g_1)	-0.0133*** (0.0022)	-0.0145*** (0.0024)	-0.0150*** (0.0028)	-0.0165*** (0.0024)	-0.0172*** (0.0026)	-0.0172*** (0.0028)
기초재정수지 × 재정적자 효과(g_2)	-0.0014 (0.0027)	-0.0017 (0.0029)	-0.0017 (0.0031)	0.0003 (0.0029)	0.0006 (0.0031)	-0.0008 (0.0033)
장기효과	0.0135*** (0.0018)	0.0121*** (0.0019)	0.0144*** (0.0027)	0.0118*** (0.0020)	0.0118*** (0.0023)	0.0123*** (0.0027)

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
 자료: 저자 계산.

[표 3-4]의 결과를 살펴보면, 경제성장에 부정적 영향을 미치기 시작하는 기초재정수지의 전환점은 GDP 대비 -0.6% 수준으로 나타났다. 이는 GDP 대비 기초재정수지 적자 비율이 0.6%보다 더 커지면 경제성장에 부정적 영향을 미친다는 의미이다. 즉 선진국의 경우 약간의 기초재정수지 적자는 감내할 수 있지만, 재정적자 규모가 전환점보다 커지면 경제성장에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 앞선 절에서 분석한 결과, 즉 GDP 대비 정부부채 비율이 전환점을 상회하면 경제성장에 부정적 영향을 미친다는 것과 일맥상통한다고 볼 수 있다.

다음으로 기초재정수지가 전환점을 하회하는 경우, 즉 GDP 대비 기초재정

수지 적자 비율이 전환점보다 큰 경우에 GDP는 0.0133~0.0175%p 감소하는 것으로 나타났다. 다만 기초재정수지가 전환점을 하회하고 기초재정수지가 적자인 경우를 나타내는 $g_2(bb_{i,t-1}, \delta)$ 는 GDP에 유의미한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다.

또한 기초재정수지 증가, 즉 기초재정수지 흑자 규모 증가가 누적적으로 경제성장률에 미치는 장기효과는 0.0117~0.0147로 추정되는데, 즉 GDP 대비 기초재정수지 비율이 1%p 증가할 때, GDP는 누적적으로 0.0117~ 0.0147%p 증가한다는 것을 의미한다.

2) 강건성 검증

앞선 절에서의 분석과 마찬가지로 20개 국가 중에서 1개 또는 2개 국가를 제외하면서 모든 가능한 국가 조합에 대해 추정하여 [그림 3-10]과 같이 기초재정수지의 전환점, 기초재정수지가 GDP에 미치는 영향의 범위를 도출하였다.

그림 3-10. 선진국의 기초재정수지 전환점 및 기초재정수지가 GDP에 미치는 효과

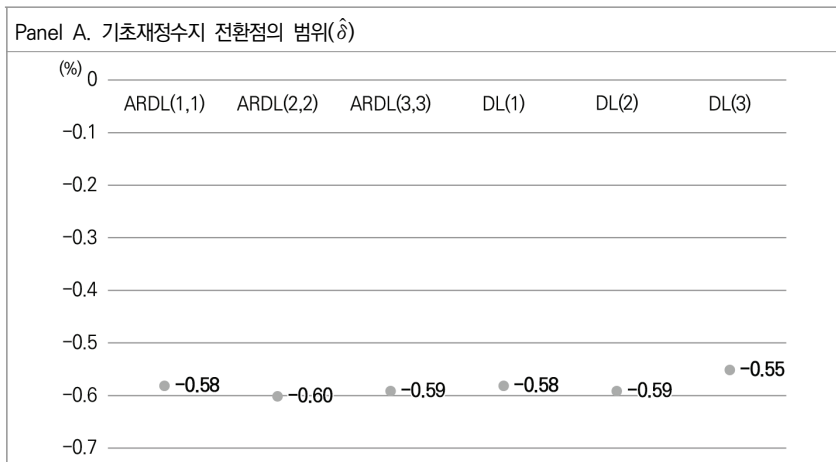
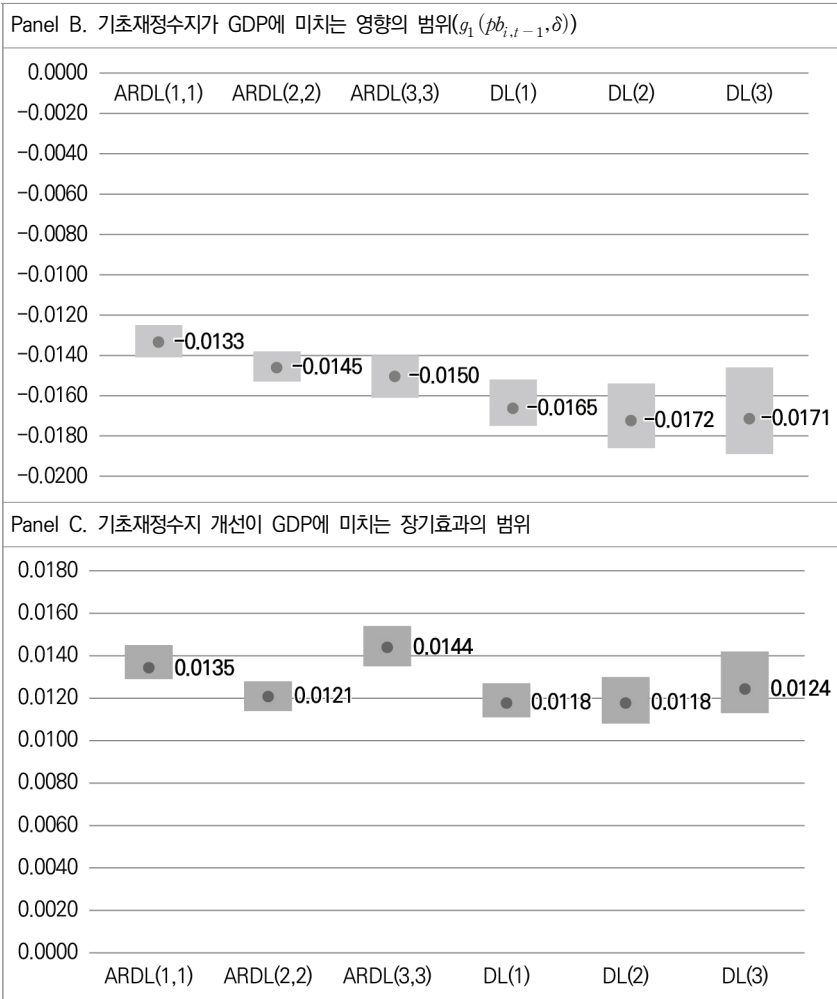


그림 3-10. 계속



- 주: 1) $g_1(pb_{i,t-1}, \delta)$ 과 $g_2(pb_{i,t-1}, \delta)$ 를 모두 추가한 경우로 추정.
 2) 고부채 상태에서 정부부채 증가가 GDP에 미치는 영향을 나타내는 $g_2(pb_{i,t-1}, \delta)$ 의 효과는 유의미하지 않은 것으로 나타나 결과에서 제외하였다.
 3) 그래프에서 점은 추정치의 평균값, 막대는 추정치의 범위를 의미하며, 추정치의 범위는 이상값(outlier)을 제거하고 하위 10%에서 상위 10%를 나타낸다.

자료: 저자 계산.

[그림 3-10]에서 보듯이 기초재정수지 전환점은 평균적으로 GDP 대비 -0.55~-0.60%로 나타났다. 즉 선진국의 경우 GDP 대비 기초재정수지 적자 비율이 평균적으로 0.55~0.60%를 상회하는 경우 GDP 증가율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 GDP 대비 기초재정수지 적자 비율이 전환점을 상회하는 경우, GDP는 평균적으로 0.0133~0.0172%p 감소하는 것으로 추정되었다. 한편 1%p의 GDP 대비 기초재정수지 비율 개선은 누적적으로 GDP에 평균 0.0118~0.0144%p 증가하는 것으로 나타났다.

3) 추가 분석: 신흥국 분석 결과와의 비교

이제 신흥국에 대해서도 기초재정수지가 GDP에 미치는 영향을 살펴보고, 선진국의 결과와 비교하고자 한다. 여기서 분석대상 신흥국은 IMF에서 신흥시장 및 개발국가(Emerging market and developing economies)로 규정된 국가들 중에서 기초재정수지 자료가 충분히 존재하는 27개³¹⁾ 국가로 선정하였으며, 분석 기간은 IMF 데이터베이스에서 정부부채 관련 통계를 제공하는 전체 기간으로, 국가별로 시작점(1992~93년)은 상이하며 2023년까지를 대상으로 하였다.

표 3-5. 신흥국의 기초재정수지 증가가 경제성장률에 미치는 영향

Panel A. $g_1(pb_{i,t-1}, \delta)$ 만 추가한 경우						
	ARDL(1,1)	ARDL(2,2)	ARDL(3,3)	DL(1)	DL(2)	DL(3)
전환점($\hat{\delta}$)	-1.0	0.1	0.7	0.7	0.7	0.5
기초재정수지 효과(g_1)	-0.0238*** (0.0042)	-0.0230*** (0.0050)	-0.0251*** (0.0062)	-0.0266*** (0.0052)	-0.0276*** (0.0058)	-0.0310*** (0.0068)
장기효과	0.0072** (0.0029)	0.0112 (0.0075)	0.0083* (0.0044)	0.0067* (0.0034)	0.0079* (0.0045)	0.0049 (0.0063)

31) 가나, 나이지리아, 루마니아, 리비아, 말레이시아, 멕시코, 모로코, 바레인, 방글라데시, 사우디아라비아, 아랍에미리트, 아르헨티나, 알제리, 에티오피아, 오만, 요르단, 인도, 인도네시아, 중국, 칠레, 카타르, 코스타리카, 콜롬비아, 쿠웨이트, 튀니지, 파키스탄, 필리핀.

표 3-5. 계속

Panel B. $g_1(pb_{i,t-1}, \delta)$ 와 $g_2(pb_{i,t-1}, \delta)$ 모두 추가한 경우						
	ARDL(1,1)	ARDL(2,2)	ARDL(3,3)	DL(1)	DL(2)	DL(3)
전환점($\hat{\delta}$)	-1.0	0.7	0.7	0.7	0.7	0.5
기초재정수지 효과(g_1)	-0.0222*** (0.0051)	-0.0232*** (0.0058)	-0.0247*** (0.0066)	-0.0253*** (0.0058)	-0.0260*** (0.0064)	-0.0277*** (0.0074)
기초재정수지 × 재정적자 효과(g_2)	-0.0032 (0.0058)	-0.0024 (0.0056)	-0.0010 (0.0061)	-0.0032 (0.0059)	-0.0039 (0.0055)	-0.0075 (0.0071)
장기효과	0.0064** (0.0029)	0.0049 (0.0033)	0.0077* (0.0044)	0.0057* (0.0034)	0.0067 (0.0045)	0.0026 (0.0062)

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료: 저자 계산.

[표 3-5]의 결과를 살펴보면, 먼저 기초재정수지의 전환점은 ARDL(1,1) 모형 결과를 제외하고는 GDP 대비 0.1~0.7%로 나타났다. 즉 기초재정수지가 적자인 경우뿐만 아니라 GDP 대비 기초재정수지 흑자 비율이 0.1~0.7%보다 작으면 경제성장에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 결과를 선진국의 결과와 비교하면, 신흥국의 기초재정수지 전환점이 선진국 수준인 -0.6%보다 높다는 것을 확인할 수 있다. 이는 선진국의 건전한 재정관리시스템 등 양호한 경제 펀더멘털이 일정 수준의 재정적자까지 감내할 수 있도록 하는 반면, 신흥국의 경우 재정운영에 대한 신뢰 부족으로 일정 수준의 재정 흑자를 실현해야 경제성장에 부정적 영향을 미치지 않기 때문이다. 이 결과는 앞서 선진국의 정부부채 전환점이 신흥국 수준보다 높다는 결과와 일맥상통한다고 볼 수 있다.

한편 GDP 대비 기초재정수지 비율이 전환점보다 낮은 경우, GDP는 0.0230~0.0310%p 감소하는 것으로 나타났다. 이는 선진국 결과(-0.0133~-0.0175%p)보다 더 큰 폭의 감소인데, 즉 낮은 기초재정수지 수준에 따른 GDP에 미치는 부정적 효과가 신흥국이 선진국보다 더 크다는 것을 의미한다. 다만, 기초재정수지가 전환점을 하회하는지 여부와 적자인지 여부 간 상호작용

을 나타내는 $g_2(bb_{i,t-1}, \delta)$ 는 선진국 분석 결과와 마찬가지로 유의미하지 않은 것으로 나타났다.

또한 GDP 대비 기초재정수지 비율 증가가 누적적으로 경제성장률에 미치는 장기효과는 0.0057~0.0079로 나타나는데, 즉 GDP 대비 기초재정수지 비율이 1%p 증가할 때 GDP는 누적적으로 0.0057~0.0079%p 증가한다. 이는 선진국 장기효과인 0.0117~0.0147보다 낮은 수준인데, 재정수지 개선으로 인한 GDP 증가효과가 선진국보다 미약하다는 것을 의미한다.

4) 추가 분석에 대한 강건성 검증

마찬가지로 27개 국가 중에서 1개 또는 2개 국가를 제외하면서 모든 가능한 국가 조합에 대해 추정하여 [그림 3-11]과 같이 기초재정수지의 전환점, 기초재정수지가 GDP에 미치는 영향을 도출하였다.

그림 3-11. 선홍국의 기초재정수지 전환점 및 기초재정수지가 GDP에 미치는 효과

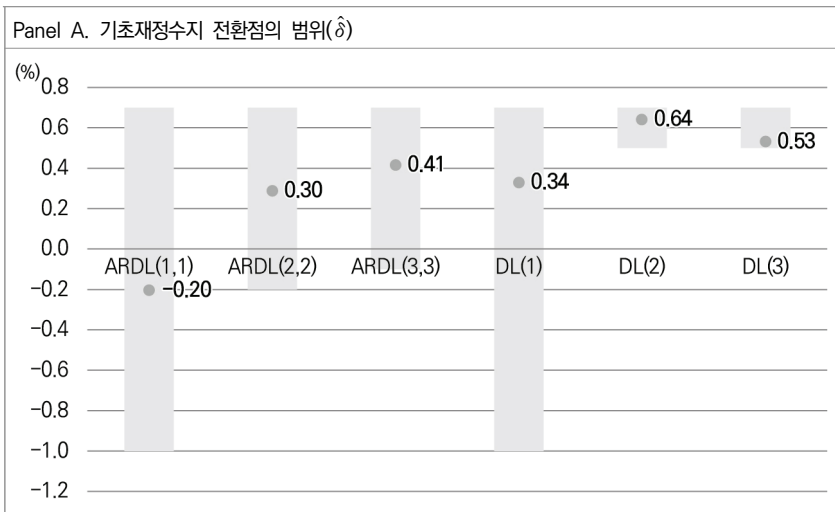
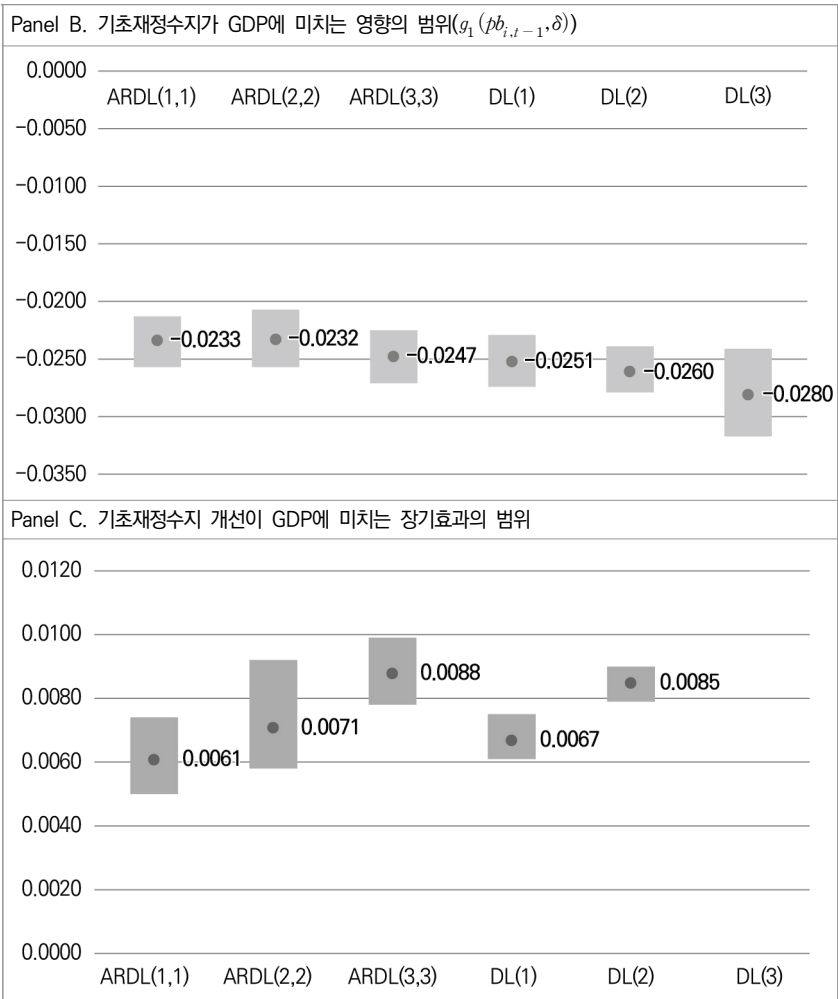


그림 3-11. 계속



- 주: 1) $g_1(pb_{i,t-1}, \delta)$ 과 $g_2(pb_{i,t-1}, \delta)$ 를 모두 추가한 경우로 추정.
 2) 고부채 상태에서 정부부채 증가가 GDP에 미치는 영향을 나타내는 $g_2(pb_{i,t-1}, \delta)$ 의 효과는 유의미하지 않은 것으로 나타나 결과에서 제외하였다.
 3) 그래프에서 점은 추정치의 평균값, 막대는 추정치의 범위를 의미하며, 추정치의 범위는 이상값(outlier)을 제거하고 하위 10%에서 상위 10%를 나타낸다.

자료: 저자 계산.

먼저 신흥국의 기초재정수지 전환점은 평균적으로 GDP 대비 $-0.20\sim-0.64\%$ 로 나타났다. 선진국 수준인 $-0.55\sim-0.60\%$ 와 비교하여 높은 수준인데, 이는 앞선 분석 결과와 마찬가지로 선진국의 경우 상대적으로 견실한 재정 여건 및 재정관리로 일정 수준의 기초재정수지 적자를 감내할 수 있지만, 신흥국의 경우 재정 흑자여도 GDP에 부정적 영향을 미칠 수 있다는 것을 보여준다. 또한 이 결과는 정부부채 전환점이 시사하는 바와도 일관된다.

GDP 대비 기초재정수지 비율이 전환점을 하회하는 경우 GDP는 평균 $0.0232\sim 0.0280\%p$ 감소하는 것으로 나타났다. 이는 선진국에서 동일한 경우 GDP가 평균적으로 $0.0133\sim 0.0172\%p$ 감소하는 것에 비해 더 큰 폭으로 감소하는 것을 의미한다. 즉 기초재정수지 악화가 GDP에 미치는 부정적 영향은 신흥국이 더 크게 나타났는데, 이 역시 앞선 설명과 같이 신흥국의 재정 여건 및 관리시스템이 상대적으로 더 미흡하기 때문으로 보인다.

마지막으로 $1\%p$ 의 GDP 대비 기초재정수지 비율 증가는 누적적으로 GDP에 평균 $0.0061\sim 0.0088\%p$ 개선 효과를 보이는데, 이 수치는 선진국($0.0118\sim 0.0144\%p$) 수준에 비해 낮은 것으로 나타났다.

결론적으로 정부부채 비교 분석에서와 같이, 기초재정수지의 경우에도 선진국과 신흥국 간의 비교를 통해 양 그룹 간 상이한 재정 여건과 시스템이, 재정 적자 감내 수준과 기초재정수지 개선이 GDP에 미치는 효과 등에 어떻게 다른 결과를 가져오는지 확인할 수 있다.

6. 소결

본 장에서는 부채 동학식을 통한 선진국 정부부채의 지속가능성과 선진국의 정부부채 및 기초재정수지가 경제성장에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 2008년 글로벌 금융위기와 2020년 코로나 위기 대응 과정에서 선진국들의 경쟁적인 확장적 재정정책 등으로 지난 20년간 선진국 정부부채 비율은 매년 평균 1.7%p씩 증가하여 최근에는 미국, 일본 등 주요 선진국들의 GDP 정부부채 비율이 100%를 상회하고 있다. 이에 따라 선진국 정부부채의 지속가능성이 점차 위협받는 상황에서, 향후 건전한 재정운용을 통해 정부부채 수준을 조절할 필요가 있다. 특히 GDP에 부정적 영향을 미치기 시작하는 정부부채 비율의 전환점이 평균 78~89%인 점을 고려할 때, 부채 수준이 높은 일부 선진국들은 재정건전성을 더욱 유념할 필요가 있다.

다만 정부부채의 전환점(turning point)을 해석하는 데에 있어 이를 절대적인 기준으로 인식하기보다는 재정운용을 함에 있어 고려요소 중 하나로 인식하는 것이 바람직하다. 전환점은 여러 선진국의 정해진 기간의 데이터를 기반으로 추정한 평균값으로써, 국가별, 시기별로 다르게 나타날 수 있기 때문에 단순히 전환점을 상회 또는 하회하였다고 경제가 갑자기 악화되거나 개선된다고 판단하는 것은 과도한 해석이라고 할 수 있다.

한편 정부부채가 경제성장에 미치는 영향을 분석함에 있어 내생성(endogeneity) 문제가 발생할 우려도 있다. 즉 동 연구에서는 GDP 대비 정부부채 비율의 변화가 경제성장률의 변화에 미치는 영향을 분석하도록 회귀모형을 설정하였으나, 실제로는 경제성장률 변화가 정부부채 비율에 영향을 미치는 역인과관계(reverse causality)가 형성될 수도 있기 때문이다. 동 연구에서는 이 문제를 최소화하고자 이전 기의 정부부채 비율이 현재 기의 경제성장률에 미치는 영향을 분석하였으나, 여전히 역인과관계가 존재할 수 있기 때문에 결

과 해석 시 이를 유념할 필요가 있다. 또한 누락 변수(omitted variable)에 따른 결과 편향이 생길 가능성도 있다. 동 연구에서의 분석은 과거에 명시적으로 드러난 통계를 기반으로 하는데, 정부부채의 지속가능성을 논의할 때 중요한 고려요소 중 하나가 구조적·잠재적 요인이다. 특히 가까운 미래에 고령화 등 인구구조 변화에 따라 연금 및 건강보험 관련 지출이 본격적으로 급증하기 시작할 것으로 보이는데, 이러한 잠재적 재정부담은 데이터 부재 등의 문제로 동 분석에서는 고려하지 않았다. 구조적·잠재적 요인을 고려할 때, 정부부채 전환점은 좀 더 보수적으로 해석할 필요가 있을 것이다.

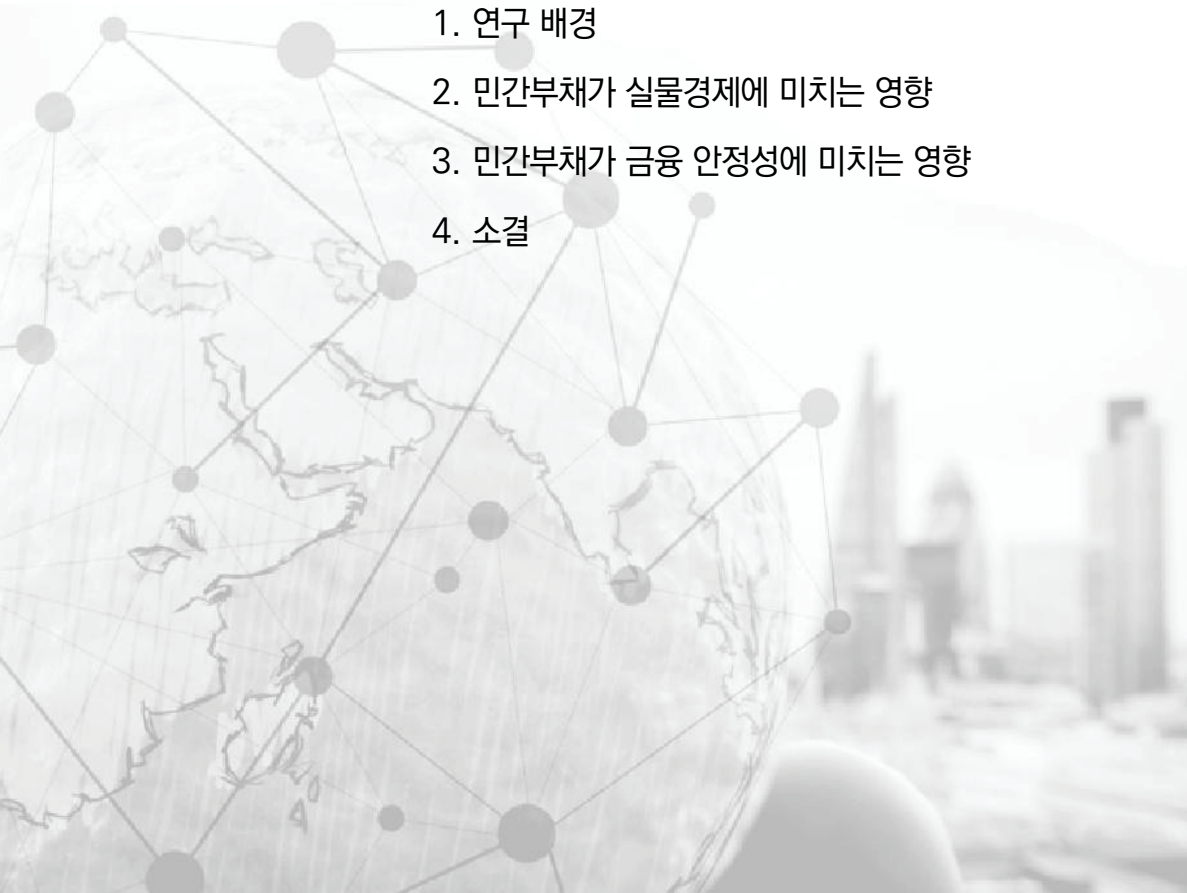
이와 같은 한계에도 불구하고 정부부채 전환점의 강건한 범위 및 고부채가 경제성장에 미치는 영향을 면밀히 분석하였을 뿐만 아니라 선진국 정부부채 감내 정도가 신흥국보다 더 크다는 점, 그리고 글로벌 금융위기 이후 정부부채 전환점, 즉 선진국들의 정부부채 감내 정도가 증가하였다는 점을 발견한 것은 의미 있다고 할 수 있다. 또한 기존 연구와 달리, 결과인 정부부채라는 저장(stock)뿐만 아니라 근본적인 원인인 기초재정수지라는 유량(flow)이 경제성장에 미치는 영향에 대해 분석하여, 기초재정수지가 경제성장에 미치는 영향이 정부부채가 경제성장에 미치는 영향과 쌍대적(duality)인 관계를 보이고 있음을 확인할 수 있었다.

제4장



한국: 민간부채가 거시건전성에 미치는 영향

1. 연구 배경
2. 민간부채가 실물경제에 미치는 영향
3. 민간부채가 금융 안정성에 미치는 영향
4. 소결



1. 연구 배경

가. 한국 민간부채의 중요성

한국경제에서 민간부채는 실물경제의 성장경로와 금융 시스템의 안정성에 중요한 역할을 수행해왔다. 가계 및 기업 부채는 소비 및 투자 결정에 직접적인 영향을 미치며, 이는 단기적인 경기순환뿐만 아니라 장기 성장경로에도 지속적인 영향을 미치는 요인이다. 한국은 고도 성장기를 거치며 금융시장이 급속히 발전하였고, 정부가 주도한 정책금융 확대와 금융 인프라 정비를 통해 민간신용이 빠르게 확장되었다. 이러한 신용 확장은 내수기반 수요 확대에 일정 부분 기여했으나, 동시에 가계와 기업의 재무건전성 악화, 금융기관의 리스크 노출 증가, 자산시장 내 가격 왜곡 등 금융 시스템의 취약성을 심화하는 요인으로 작용하기도 했다.

최근 코로나19 팬데믹 이후 한국은 주요국들과 달리 정부부채보다 민간부채가 빠르게 증가하며 매크로 레버리지 확대를 주도하였다. 대부분의 주요국들이 팬데믹 대응 과정에서 정부지출 확대를 통해 부채가 증가한 뒤 디레버리징 기조로 전환한 반면, 한국은 가계 및 기업 부문을 중심으로 민간부채가 지속적으로 확대되었다. 그 결과 2023년 말 기준 민간부채의 GDP 대비 비율이 251.3%에 달했으며, 전체 신용에서 민간 부문이 차지하는 비중은 82.5%에 이르렀다.³²⁾

가계부채는 팬데믹 기간 중 주택담보대출 및 신용대출 확대와 함께 빠르게 증가하였으며, 2020년을 전후로 GDP 대비 100%를 초과하였다. 이러한 증가는 가계 자산이 부동산에 편중된 구조적 특성과 밀접하게 연관된다. 팬데믹 기간 동안 저금리 기조와 유동성 확대, 주택공급에 대한 불확실성 등이 복합적

32) 한국은행(2024. 6.)(검색일: 2025. 2. 24.).

으로 작용하면서 전국적으로 주택 가격이 급등하였고, 이에 따라 주택 구매를 위한 대출 수요도 크게 증가하였다. 이처럼 부동산 가격 상승과 가계부채 간의 양의 상관관계가 강화되면서, 주택시장 변동성이 가계부채의 누적을 초래하고 결과적으로 가계의 소비 여력과 상환 능력에 영향을 미치는 구조적 요인으로 작용하였다.

기업부채는 팬데믹 이후 금융기관 대출을 중심으로 빠르게 증가하였다. 경제 전반의 불확실성 확대, 수요 위축, 공급망 교란 등으로 기업의 수익성이 저하되면서, 많은 기업들이 유동성 확보를 위해 적극적으로 차입을 확대하였다. 특히 부채 증가의 대부분은 채권 발행보다는 금융기관을 통한 대출에 의해 이루어졌으며, 그중에서도 부동산 부문 신용 공급이 크게 확대된 것으로 나타난다. 한국은행(2024. 6.)에 따르면, 정부의 정책금융 확대, 금융 규제 완화, 중소기업 및 소상공인을 대상으로 한 대출 만기 연장과 상환 유예 조치 등 코로나19 시기의 취약 부문을 대상으로 한 집중적 금융지원이 기업부채 확대의 주요 배경으로 작용하였다. 이러한 조치는 단기적으로 기업의 유동성 위험을 완화하는데 기여했으나, 금리상승이나 경기둔화 국면에서는 금융 시스템의 안정성에 부담을 줄 수 있는 리스크 요인으로 작용할 가능성이 있다.

앞서 살펴본 바와 같이 팬데믹 이후 한국에서 가계 및 기업 부문의 민간부채는 빠르게 확대되었으며, 이는 단순한 양적 증가에 그치지 않고 거시경제와 금융 시스템 전반에 구조적인 영향을 미칠 수 있다는 점에서 주목할 필요가 있다. Alter, Feng, and Valckx(2018)은 민간부채가 단기적으로는 유동성 제약을 완화해 소비와 투자를 증대시킴으로써 경기회복에 기여할 수 있으나, 과도하게 누적될 경우 가계와 기업의 지출 여력을 제약하고, 자산 가격 조정과 금융 불안을 유발하여 장기적인 경제성장에 부정적인 영향을 미칠 수 있다고 지적하였다. 이러한 점에서 가계와 기업 부문의 부채 수준이 모두 높은 한국경제의 구조적 특성을 고려할 때, 민간부채가 실물경제와 금융 안정성에 미치는 영향을 체계적으로 분석하는 것이 중요하다.

나. 민간부채가 실물경제 및 금융 안정성에 미치는 영향에 대한 이론적 근거

민간부채가 실물경제 및 금융 안정성에 미치는 영향은 다양한 이론적 틀에서 설명되어 왔다. 관련 이론들은 민간부채가 일정 수준까지는 소비와 투자를 촉진함으로써 경기 활성화에 기여할 수 있으나, 일정 수준을 초과하는 경우 오히려 실물경제를 제약하고 금융 시스템의 취약성을 심화할 수 있다고 지적한다.

1) 실물경제에 미치는 영향

민간부채가 실물경제에 미치는 영향은 유량 효과(flow effect)와 저량 효과(stock effect)로 구분할 수 있다. 유량 효과는 신용 확대를 통해 유동성 제약을 완화하고 소비와 투자를 촉진하는 메커니즘으로, 이는 경기회복 국면에서 성장에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 반면 부채가 일정 수준 이상 누적되면 상환 부담이 증가하여 민간의 지출 여력을 제약하게 되고, 이로 인해 소비와 투자를 위축시키는 저량 효과로 나타난다. 이러한 영향은 민간부채가 실물경제에 미치는 효과가 비선형적일 수 있음을 시사한다.

Bernanke, Gertler, and Gilchrist(1999)의 금융가속도 이론(Financial Accelerator Theory)과 Fisher(1933)의 부채 디플레이션 이론(Debt Deflation Theory)은 민간부채와 자산 가격이 경기침체를 증폭시키는 메커니즘을 강조한다. 금융가속도 이론은 자산 가격 하락이 담보가치 축소와 리스크 프리미엄 상승을 유발해 기업과 가계의 차입 비용을 높이고 신용 제약을 심화함으로써 소비 및 투자 위축을 증폭시키는 경로를 모형화하였다. 부채 디플레이션 이론은 과도한 부채 누적이 물가 하락과 결합될 경우 실질 부채 부담이 증가하고, 부채 상환 압력이 자산 매각과 추가적인 가격 하락을 유발하며, 이러한 피드백 효과가 경기침체의 악순환을 가져올 수 있다는 점을 설명하였다. 두 이론 모두 부채와 자산 가격이 상호작용하며 총수요를 위축시키는 과정을 설명하지만, 금

용가속도 이론은 주로 금융마찰과 신용경로의 증폭 메커니즘을, 부채 디플레이션 이론은 가격수준 하락에 따른 실질부채 증가와 파산 연쇄를 강조한다는 점에서 차이가 있다.

또한 민간부채 수준이 높은 경제에서는 예상치 못한 충격에 대한 경제의 회복력이 저하되고, 통화정책의 효과가 제한될 수 있다. Eggertsson and Krugman(2012)는 고부채 상태에서 명목금리가 제로 하한에 도달하더라도 민간 부문이 과도한 부채 상환 압력에 직면해 소비나 투자를 확대하지 못하는 ‘부채 디레버리징’ 현상이 발생할 수 있음을 제시하였다. 이로 인해 통화정책의 경기부양 효과는 약화되고 경기회복이 지연될 수 있다.

민간부채가 실물경제에 미치는 영향은 부채의 수준과 거시경제 환경에 따라 경제 주체의 행태가 달라지며, 이에 따라 신용 확대의 파급효과도 비선형적이고 거시경제 여건에 따라 상이하게 나타날 수 있다. 이는 민간부채 축적이 단기적인 경기 부양을 넘어서 장기적인 경기 조정 및 정책 효과에 복합적인 영향을 미칠 수 있음을 의미한다.

2) 금융 안정성에 미치는 영향

민간부채의 증가는 금융기관의 신용 공급을 확대시키며, 이를 통해 자산시장 및 실물경제에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 그러나 과도한 신용 팽창은 자산 가격의 급등을 동반하여 자산 가격 거품을 형성할 수 있으며, 이후 조정 국면에서 금융 시스템 전반에 걸쳐 리스크를 증폭시키는 요인으로 작용할 수 있다.

Kiyotaki and Moore(1997)은 신용 제약과 자산 가격의 상호작용을 통해 경기변동이 비선형적으로 확대되는 메커니즘을 제시하였다. 부채와 자산 가격의 긴밀한 연결성으로 인해, 과도한 레버리지가 자산 가격 조정 국면에서 금융 시스템 전반의 불안정성을 높일 수 있다. 자산 가격이 하락하는 국면에서 금융기관이 보유한 담보 자산의 가치가 감소하여 자산 건전성이 훼손되고, 이는 신용경색 및 부실대출 증가로 이어져 금융 시스템 전반으로 불안정성이 확산될

가능성이 높아진다. 이러한 과정은 실물경제 위축과 맞물리며, 금융과 실물 부문의 악순환을 초래할 수 있다.

또한 민간부채의 누적은 통화정책의 유효성과 금융 안정성에 복합적인 영향을 미친다. 일반적으로 금리 인상은 과도한 신용 팽창을 억제하고 자산시장의 과열을 진정시키는 정책 수단으로 활용된다. 그러나 고부채 경제에서는 통화 긴축이 민간부채 조정을 유도하기보다는 실질부채 부담을 증가시켜 민간의 소비 및 투자 여력을 제약함으로써 거시경제의 조정 과정을 불안정하게 만들 수 있다.

Gelain, Lansign, and Natvik(2018)은 장기 부채 계약과 민간의 부채 의존적 행태를 반영한 비선형 동태확률적 일반균형(Dynamic Stochastic General Equilibrium) 모형을 통해, 통화정책과 민간부채 간의 상호작용이 금융 안정성에 미치는 영향을 분석하였다. 이들은 민간부채가 높은 수준에 도달한 상태에서 중앙은행이 금리를 인상할 경우, 상환 부담이 증가하면서 총수요가 급격히 위축되고, 단기적으로 오히려 부채 비율이 상승하는 역효과가 발생할 수 있음을 보였다. 이러한 메커니즘은 고부채 환경에서는 통화정책이 의도한 디레버리징 효과를 달성하지 못하고, 오히려 민간의 재무건전성 악화와 자산 가격 조정을 초래하면서 금융 불안정성을 심화할 수 있음을 시사한다.

다. 선행연구

최근 연구들은 민간부채가 실물경제에 미치는 효과가 그 누적 수준과 증가 속도에 따라 상이하게 나타날 수 있음을 강조하고 있다. Lombardi, Mohanty, and Shim(2017)과 Drehmann, Juselius, and Korinek(2023)은 민간부채의 유량 효과와 저량 효과를 구분하여, 단기적으로 신용 확대가 소비 및 투자를 자극하여 경기 활성화에 기여할 수 있으나, 일정 수준 이상으로 누적될 경우 상환 부담 증대로 인해 소비가 위축되고 성장세가 둔화될 수 있음

을 보여주었다. Mian, Sufi, and Verner(2017) 또한 가계부채의 급격한 확대가 초기에는 소비를 증가시키지만, 시간이 지남에 따라 민간의 지출 여력을 제약하고 경기회복을 지연시킬 수 있음을 실증적으로 확인하였다. 이러한 결과들은 민간부채가 단기적으로는 경기부양 효과를 가질 수 있으나, 중장기적으로는 실물경제의 안정성과 성장 잠재력에 부정적 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

민간부채가 금융 안정성에 미치는 영향에 대한 기존 연구들은 상반된 결과를 보고하고 있다. Jordà, Schularick, and Taylor(2016)은 주택담보대출의 급격한 증가가 금융위기의 주요 선행지표로 작용한다고 분석하였으며, Kharroubi *et al.*(2023)과 Cecchetti and Kharroubi(2012)는 신용 팽창이 자원의 비효율적 배분과 금융 시스템의 취약성을 심화할 수 있다고 제시하였다. 반면 Ferrante, Prestipino, and Schott(2025)와 Andreeva *et al.*(2024)는 기업부채가 장기적 투자에 활용되거나 생산성 높은 기업에 효율적으로 배분되는 경우 경기변동을 완화하고 금융 시스템의 안정성을 제고할 수 있다는 결과를 제시하였다. 이처럼 민간부채의 거시경제적 효과는 부채의 주체, 용도, 누적 속도, 경제 구조 등 다양한 요인에 따라 이질적으로 나타날 수 있다.

한국을 대상으로 한 연구 역시 민간부채의 단기적 유동성 공급 효과와 중장기적 영향이 상충될 수 있음을 보고하고 있다. 강종구(2017), 전수민(2019), 황진영, 이선호(2015)는 가계부채가 단기적으로는 소비와 성장에 긍정적 영향을 미치지만, 부채가 누적될수록 상환 부담이 커지며 성장세를 제약할 수 있다고 분석하였다. 반면 최남진, 주동현(2016), 유경원, 서은숙(2015), 김현정, 김우영(2009)는 가계부채의 변동성, 소득 불균형, 금융자산 보유 수준에 따라 소비 위축 및 기대손실이 심화될 수 있음을 지적하며, 민간부채가 특정 계층의 취약성을 증대시킬 수 있다는 점을 강조하였다.

한편 한국을 대상으로 민간부채와 금융 안정성의 관계를 실증적으로 분석한 연구는 상대적으로 제한적이다. Kim and Ryu(1998)은 1997년 외환위기 당시 과도한 기업 부채와 낮은 수익성이 신용위험을 증대시켰고, 은행의 재무 건

전성 약화와 결합되어 광범위한 신용경색과 금융 시스템 전반의 위기로 이어졌다고 분석하였다. 반면 김영일, 노신영, 이운수(2023)은 코로나19 이후 급격한 금리상승과 경제환경 변화 속에서 가계부채의 질적 위험이 일부 취약차주와 비은행 부문에 국한되어 있어, 금융 시스템 전체의 안정성에 미치는 영향은 제한적인 수준에 머물고 있다고 평가하였다.

2. 민간부채가 실물경제에 미치는 영향

본 절에서는 민간부채와 경제성장 간의 관계를 실증적으로 분석한다. 구체적으로 민간부채의 경제성장률에 대한 영향이 부채 수준에 따라 비선형적으로 달라질 수 있다는 점에 주목하였다. 이를 위해 민간부채 증가율과 GDP 대비 부채 수준을 함께 고려하여, GDP 대비 부채 수준을 부채 증가와 성장률의 관계에 대한 조건부 요인으로 모형화하였다. 분석에는 상태 의존 국소 투영 모형(state-dependent local projection model)을 활용하였으며, 이를 통해 경제의 국면(state)에 따른 민간부채 증가율이 경제성장률에 미치는 영향의 이질성을 식별하고자 한다.

가. 모형 설정

상태 의존 국소 투영 모형은 전통적인 국소 투영 모형을 확장하여 경제의 국면에 따라 충격반응이 달라지는 비선형적 동태를 분석할 수 있는 모형이다. Auerbach and Gorodnichenko(2012)는 경기 국면에 따른 재정정책의 효과를 분석하기 위해 평활 이행 벡터 자기회귀 모형(Smooth Transition Vector Autoregressive)을 제안하였다. 이후 다양한 후속 연구들은 경기 국

면이나 부채 수준에 따라 통화정책 및 재정정책의 효과가 유의하게 달라질 수 있음을 실증적으로 보여주었다(Tenreyro and Thwaites 2016; Alpanda, Granziera, and Zubairy 2021; Gonçalves *et al.* 2024; Cloyne, Jordà, and Taylor 2023).

본 연구에서는 민간부채 증가가 경제성장률에 미치는 영향이 부채 수준에 따라 달라질 수 있다는 점에 주목하여, 이러한 이질적 반응을 분석할 수 있는 상태 의존 모형을 활용하였다. 기존의 많은 연구들이 임계치(threshold)를 설정하여 국면을 이산적으로 구분하였으나, 본 연구는 추정의 민감도를 줄이고 국면 전환을 보다 점진적이고 연속적인 과정으로 모형화하기 위해 평활 이행 함수(smooth transition function)를 도입한 상태 의존 국소 투영 모형을 적용하였다(Auerbach and Gorodnichenko 2013; Tenreyro and Thwaites 2016).

구체적으로 국면을 결정하는 변수로 GDP 대비 민간부채 비율이 추세에서 얼마나 벗어났는지를 사용하였으며, 이 값에 따라 경제가 특정 국면에 있을 확률이 이행함수에 의해 연속적으로 변화하도록 설계하였다. 이를 통해 국면 간 구조적 이질성을 유연하게 추정할 수 있고, 실질 부채 증가율이 경제성장률에 미치는 영향이 각 국면에서 어떻게 달라지는지 정량적으로 분석할 수 있게 된다.

분석 모형은 다음과 같이 설정되었다.

$$y_{t+h} = F(z_{t-1}) [\alpha_h^1 + \beta_h^1 \Delta Debt_t + \gamma_h^{1'} X_t] + (1 - F(z_{t-1})) [\alpha_h^2 + \beta_h^2 \Delta Debt_t + \gamma_h^{2'} X_t] + u_{t+h} \quad [\text{식 4-1}]$$

여기서 $F(z_{t-1}) = \frac{\exp(\theta z_{t-1})}{1 + \exp(\theta z_{t-1})}$ 은 이행 함수로, 경제가 특정 국면(예: 부채 고점기)에 있을 확률을 연속적으로 나타낸다. z_{t-1} 는 GDP 대비 민간부채 비율이 장기 추세에서 벗어난 정도를 나타내는 겹 변수로 정의된다. 본 연구에서는 Clark(1987)의 모형(33)에 기반하여 장기 추세를 추정하고, 이를 이용해 겹

변수를 산출하였다. $\Delta Debt_t$ 는 실질 민간부채 증가율이며, x_t 는 금리, 실업률, 인플레이션 등 주요 거시경제 변수들을 포함한 통제 변수 벡터를 나타낸다. 또한 자기 상관성을 통제하기 위해 종속변수 y_t 와 통제변수 x_t 의 1기 시차 변수를 포함하였다. 파라미터 θ 는 국면의 전환 속도(smoothness of transition)를 결정하며, θ 값이 클수록 국면의 전환이 급격하고, 값이 작을수록 완만하게 이루어짐을 의미한다. 본 연구에서는 추정 결과가 유의하게 달라지지 않는 구간 내에서 θ 값을 선택하여 모형의 안정성과 해석의 일관성을 확보하였다.

나. 데이터

민간부채는 가계부채와 기업부채로 구분하여 각각 분석하였다. 가계부채는 한국은행 경제통계시스템에서 제공하는 가계신용 데이터를 활용하였으며, 이는 금융기관의 가계대출과 신용카드사 및 할부 금융사의 판매 신용을 포함한다. 일부 기존 연구에서는 가계신용 외에도 자금순환표 기준의 개인 부문 금융부채를 활용하기도 하나, 자금순환표상 개인 부문 금융부채는 소규모 개인사업자와 민간비영리단체의 부채를 포함하는 등 분석 대상이 광범위하다는 한계가 있다. 이에 따라 본 연구에서는 실질적인 가계의 금융 부담과 소비 여력에 보다 밀접하게 연관된 가계신용 데이터를 가계부채 지표로 사용하였다.

기업부채는 한국은행에서 제공하는 비금융 법인기업의 대출금, 정부용자, 채권 잔액을 합산하여 구축하였다. 국제결제은행(BIS)이나 한국은행에서 사용하는 기업 신용 지표는 정부용자를 포함하지 않는다는 점에서, 본 연구에서 활용된 기업부채 변수는 보다 포괄적으로 기업의 총체적 금융 부담을 반영하는 지표라고 볼 수 있다.

또한 국민계정 기준(SNA: System of National Accounts) 개정에 따른 시계열 불연속 문제를 보완하기 위해, 중복 구간의 두 기준(SNA 1993, SNA

33) 모형에 대한 자세한 설명은 [부록 4]에 제시하였다.

2008) 간 평균 비율을 활용하여 개정 이전 데이터를 조정하였다.³⁴⁾ 이를 통해 구조적 단절을 최소화하고 시계열의 일관성을 확보하였다.

한편 자영업자 대출은 한국은행의 집계방식에 따라 개인사업자 대출이 있는 가구의 가계부채와 개인사업자 대출을 합산하여 추산된다. 이로 인해 자영업자 대출의 일부는 가계부채에 포함되고, 비금융 법인기업만을 대상으로 하는 기업부채에는 포함되지 않는다. 자영업자 대출은 부채의 성격상 기업부채에 포함시키는 것이 바람직하다고 판단되나, 해당 통계는 2012년부터 제공되어 시계열이 충분하지 않기 때문에, 본 분석에서는 자영업자 대출을 기업부채에 포함하지 않고 별도로 분석하였다.

부채 증가율은 명목 부채 잔액을 GDP 디플레이터로 나누어 실질부채로 환산한 후 계절조정을 거쳐 로그 차분하여 산출하였다. 이는 물가 변동의 영향을 제거함으로써 부채로 인한 실질 구매력 변화를 측정하고, 이러한 변화가 가계 및 기업의 소비·투자 결정에 미치는 영향을 분석하기 위함이다.

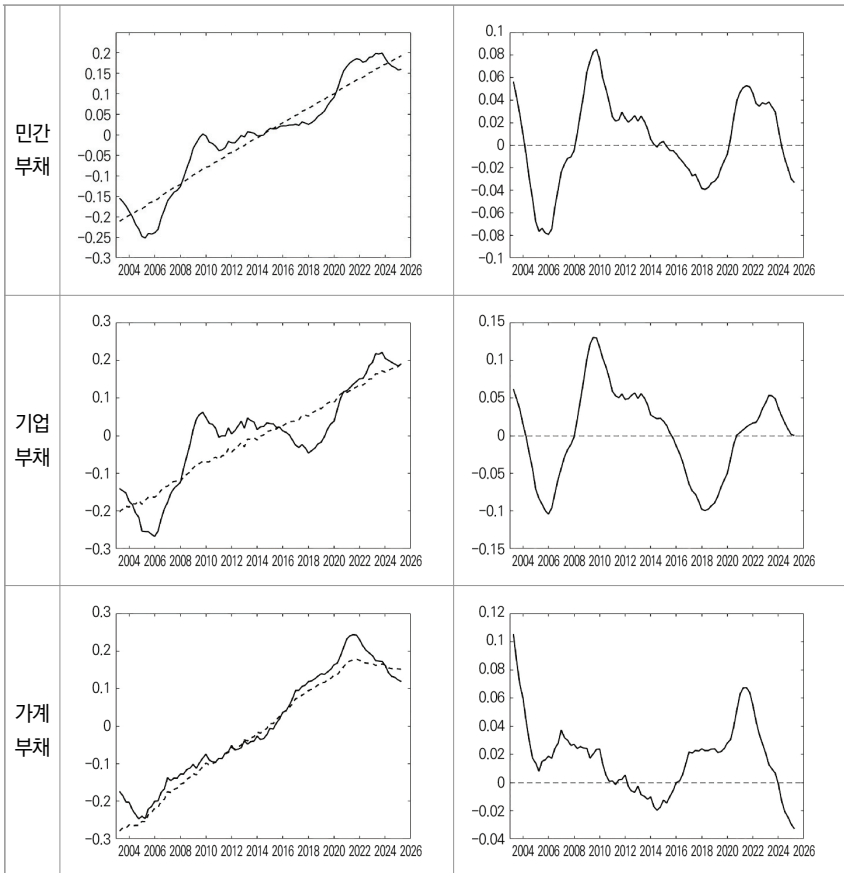
GDP 대비 부채 비율은 국제결제은행(BIS)의 방식에 따라 산출하였다. BIS는 부채와 GDP의 시계열 일관성을 확보하기 위해 최근 4개 분기의 누적 GDP를 분모로 사용하는 방법을 제시하고 있으며, 본 연구 역시 이에 따라 부채 잔액을 직전 4개 분기 GDP의 합으로 나누어 비율을 계산하였다. 해당 비율에 Clark(1987)의 모형을 적용하여 장기 추세를 추정하고, 이로부터의 편차(gap)를 경제 국면을 결정하는 상태 변수로 활용하였다.

[그림 4-1]은 추정된 GDP 대비 부채 비율의 장기 추세(좌측)와 갭(우측)을 보여준다. 민간부채 비율은 기업부채와 대체로 유사한 흐름을 보이며, 기업부채는 글로벌 금융위기, 우크라이나-러시아 전쟁 시기에 빠르게 증가하는 경향이 나타났다. 가계부채는 코로나 팬데믹 시기 이후 급격하게 증가했는데, 이는

34) 이러한 조정 방식은 시계열의 일관성을 확보하기 위한 'splicing' 기법에 해당하며, 중복 기간의 평균 비율을 활용하여 과거 데이터를 새로운 기준에 맞게 재조정하는 방식이다. 이는 경제통계에서 기준 개정으로 인한 단절 문제를 해소할 때 널리 사용된다.

코로나19 대응을 위한 저금리 정책과 주택 가격 상승이 맞물리면서 주택담보 대출과 신용대출이 크게 확대된 결과로 해석된다.

그림 4-1. GDP 대비 부채 비율의 추세와 갭



주: 부채 비율에 자연로그를 취하여 평균을 제거한 뒤, 장기 추세와 갭을 추정한 결과를 나타냄.
 자료: 저자 계산.

경제성장률, 금리, 인플레이션 등 거시경제 변수는 한국은행 경제통계시스템에서 수집하였고, 실업률은 국가통계포털(KOSIS)³⁵에서 확보하였다. 경제

35) 국가통계포털(검색일: 2025. 7. 26.).

성장률은 실질 GDP를 계절조정 후 로그 차분하여 증가율을 산출하였고, 인플레이션은 GDP 디플레이터를 기준으로 계산하였다. 금리는 예금은행의 신규 대출 취급액에 대한 평균 대출금리를 사용하였다. 분석 기간은 2003년 1/4분기부터 2025년 1/4분기까지이다.

분석에 사용된 주요 변수의 기초 통계량은 [표 4-1]에 제시되어 있다. 부채 증가율 전반이 높은 변동성을 보이는 가운데 특히 기업부채 증가율은 다른 부채지표에 비해 변동성이 다소 크게 나타나, 기업부채가 경기 충격, 투자 수요, 금융환경 변화에 따라 민감한 특성을 반영하는 것으로 보인다. 반면 가계부채는 증가율로 보나 GDP 대비 비율로 보나 변동성이 상대적으로 작고, 완만하며 지속적인 증가 경향을 보인다.

표 4-1. 기초 통계량

	평균	표준편차	최솟값	최댓값	왜도	첨도
GDP 성장률	0.78	0.89	-3.04	3.04	-1.39	8.33
민간부채 증가율	1.15	1.06	-0.80	4.49	0.30	3.24
가계부채 증가율	1.12	1.15	-1.38	3.63	-0.12	2.73
기업부채 증가율	1.18	1.38	-1.35	5.33	0.42	2.93
민간부채/GDP 비율	160.01	20.51	123.37	193.76	-0.03	2.18
가계부채/GDP 비율	67.31	9.87	52.04	84.97	0.19	1.73
기업부채/GDP 비율	92.69	11.75	70.41	114.64	-0.06	2.46
실업률	3.45	0.52	2.20	5.00	0.26	3.27
인플레이션	0.48	0.64	-0.89	2.12	0.27	2.67
대출금리	4.82	1.25	2.66	7.40	-0.03	1.89

자료: 저자 계산.

다. 분석 결과

[그림 4-2]는 GDP 대비 민간부채 비율의 추세 대비 겹에 따른 민간부채 증가율이 GDP에 미치는 영향을 나타낸다. 민간부채 증가율이 1%p 상승할 때 GDP 성장률에 미치는 영향을 추정한 후, 이를 누적하여 향후 3년(12분기) 동안 GDP에 미치는 영향을 제시하였다. 상단 패널은 민간부채 증가율, 중앙 패널은 가계부채 증가율, 하단 패널은 기업부채 증가율의 영향을 각각 나타내며, 왼쪽 패널은 GDP 대비 부채 비율이 추세보다 낮은 국면, 오른쪽 패널은 GDP 대비 부채 비율이 추세보다 높은 국면의 충격반응 함수를 나타낸다. 90% 신뢰 구간은 이동 블록 부트스트랩으로 추정하여, 음영으로 표시하였다.

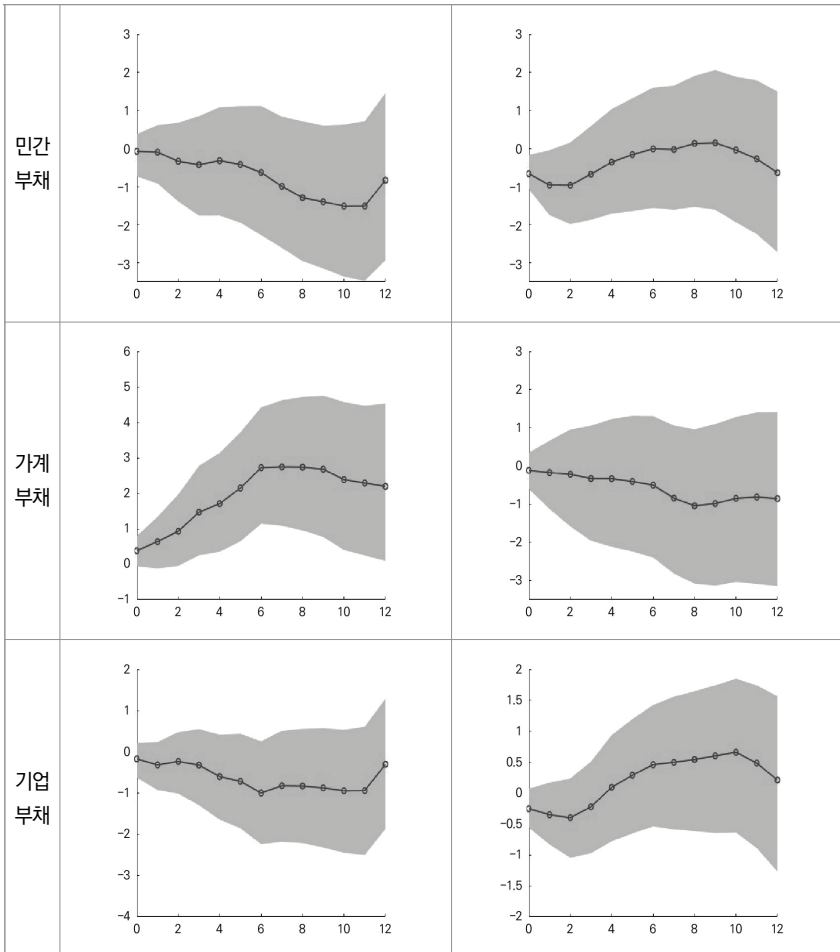
분석 결과, 민간부채 증가율은 부채 비율이 높은 국면에서 GDP에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이러한 부정적인 효과는 약 2분기까지 지속되는 것으로 나타났다. 이는 과도한 레버리지가 경제활동의 제약 요인으로 작용할 수 있음을 의미한다.

가계부채 증가율의 경우, 부채 비율이 낮은 국면에서 일정 시차를 두고 유의하게 GDP를 증가시키는 순효과를 나타냈다. 레버리지 여력이 충분한 상황에서 부채를 통한 유동성 확보가 소비를 촉진하여 총수요를 증대시키는 경로가 작동한 것으로 해석된다. 반면 부채 비율이 높은 국면에서는 가계부채 증가율이 GDP에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 가계의 부채 부담이 과중한 상태에서는 추가적인 차입이 소비나 투자로 연결되기보다는 상환 부담 확대로 경제활동을 제약할 수 있음을 시사한다.

한편 기업부채 증가율의 누적효과는 두 국면 모두에서 통계적으로 유의한 결과를 보이지 않았다. 여러 가지 원인이 있을 수 있는데, 예를 들면 기업이 대출로 자금조달을 하더라도 생산설비 확충과 같은 실질적인 투자에 쓰이지 않고, 기존 부채를 갚기 위한 차환(refinancing), 운전자금 충당, 재무 활동 등 다른 목적으로 사용할 수 있기 때문이다. 또한 기업과 산업 간의 이질성으로 인한

집계(aggregation) 효과에서 기인할 수 있다. 재무건전성이 높은 기업이나 산업에서는 차입이 생산활동을 확대할 수 있지만, 재무 제약이 큰 기업에서는 오히려 투자 위축을 초래할 수 있어 상반되는 효과가 상쇄되어 평균적으로 유의하지 않은 결과로 나타날 수 있다.

그림 4-2. 민간부채 증가율이 GDP에 미치는 영향

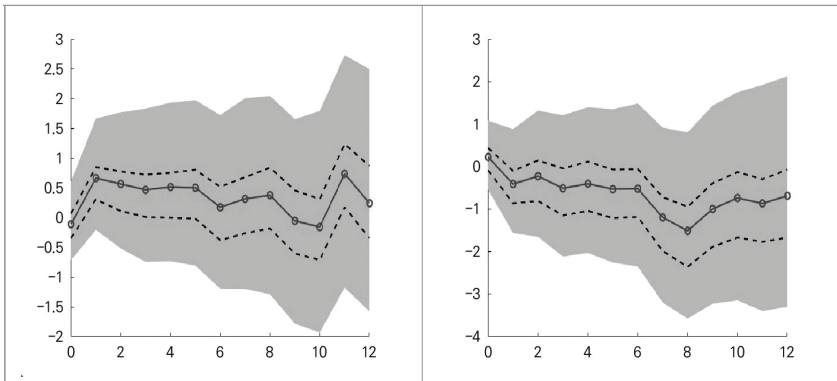


주: 왼쪽 패널은 GDP 대비 부채 비율이 추세보다 낮을 때의 충격반응 함수를 나타내고, 오른쪽 패널은 GDP 대비 부채 비율이 추세보다 높을 때의 충격반응 함수를 나타냄.

자료: 저자 계산.

[그림 4-3]은 2012년 1/4분기부터 2025년 1/4분기까지의 한국은행 자영업자 부채 증가율 자료³⁶⁾를 이용해 자영업자 부채 증가가 GDP에 미치는 효과를 국면별로 추정한 결과를 제시한다. 좌측 패널은 부채 비율이 추세보다 낮은 국면, 우측 패널은 높은 국면의 충격반응을 나타내며, 음영은 90% 신뢰구간, 점선은 68% 신뢰구간을 의미한다. 표본 기간이 짧아 90% 신뢰구간이 넓게 형성되면서 전 수평선에서 통계적 유의성이 확인되지는 않았다. 하지만 68% 신뢰구간을 기준으로 볼 때, 부채 비율이 낮은 국면에서는 자영업자 부채 증가가 GDP에 양(+)의 효과, 부채 비율이 높은 국면에서는 음(-)의 효과를 보이므로 분석된다. 이는 부채 비율이 낮을 때에는 신규 대출을 통해 운영자금 조달이 원활해 매출 변동을 흡수하고 영업 지속성이 높아지는 반면, 부채 비율이 높을 때는 상환 압박과 대출한도 축소(신용제약)로 투자·고용 조정이 앞서 이루어져 성장에 제약으로 작용하는 것으로 해석할 수 있다.

그림 4-3. 자영업자 부채 증가율이 GDP에 미치는 영향



주: 왼쪽 패널은 GDP 대비 부채 비율이 추세보다 낮을 때의 충격반응 함수를 나타내고, 오른쪽 패널은 GDP 대비 부채 비율이 추세보다 높을 때의 충격반응 함수를 나타냄. 음영은 90% 신뢰구간을, 점선은 68% 신뢰구간을 표시함. 자료: 저자 계산.

36) 한국은행의 자영업자 부채 통계는 약 10만 명의 차주로 구성된 패널자료를 기반으로 개인사업자 대출 보유 차주를 자영업자로 식별한 후 해당 차주가 보유한 가계 대출과 개인사업자 대출을 합산하여 추정 한 값이다[한국은행 홈페이지(검색일: 2025. 7. 21.)].

3. 민간부채가 금융 안정성에 미치는 영향

본 절에서는 민간부채 누적이 금융 시스템의 안정성에 미치는 영향을 살펴본다. 과도한 부채는 특히 상환 능력이 취약한 차주를 중심으로 금리상승이나 경기 충격 시 채무불이행 위험을 높이며, 이는 금융기관의 자산건전성 악화, 신용경색, 유동성 위축 등으로 이어져 금융 시스템 전반의 불안정성을 초래할 수 있다. 특히 소규모 금융기관이나 비은행 금융기관은 이러한 충격에 더 취약하며, 국지적 위기가 전체 시스템 리스크로 확산될 가능성을 내포한다. Adrian and Shin(2010)은 금융 시스템 내 상호 연계성이 강화된 환경에서 개별 차주의 부실이 광범위한 전염효과로 이어질 수 있음을 이론적으로 설명한 바 있다. 이와 같은 구조적 취약성을 실증적으로 검토하기 위해, 먼저 민간부채 증가가 금융 스트레스 지수의 변동에 미치는 영향을 평가하고, 이어서 은행업 주가지수 수익률을 기반으로 민간부채가 은행 시스템의 위기 가능성에 어떤 영향을 미치는지 분석한다.

가. 민간부채와 금융 스트레스 지수의 관계

본 절에서는 민간부채가 금융 안정성에 미치는 영향을 경제 국면의 상태에 따라 구조적으로 분석한다. 민간부채의 축적은 금융 시스템 내 취약성을 증폭시킬 수 있으며, 이러한 효과는 경기 국면에 따라 다르게 나타날 수 있다. 국면 전환 벡터 자기회귀 모형(RS-VAR: Regime-Switching VAR)을 활용하여, 민간부채 충격이 금융 스트레스에 미치는 영향을 국면별로 추정하였다. 모형의 구체적인 설정은 다음과 같다.

$$Z_t = A_{0,S_t} + A_{1,S_t}Z_{t-1} + \dots + A_{p,S_t}Z_{t-p} + u_t, \quad u_t \sim N(0, \Sigma_{S_t}) \quad [\text{식 4-2}]$$

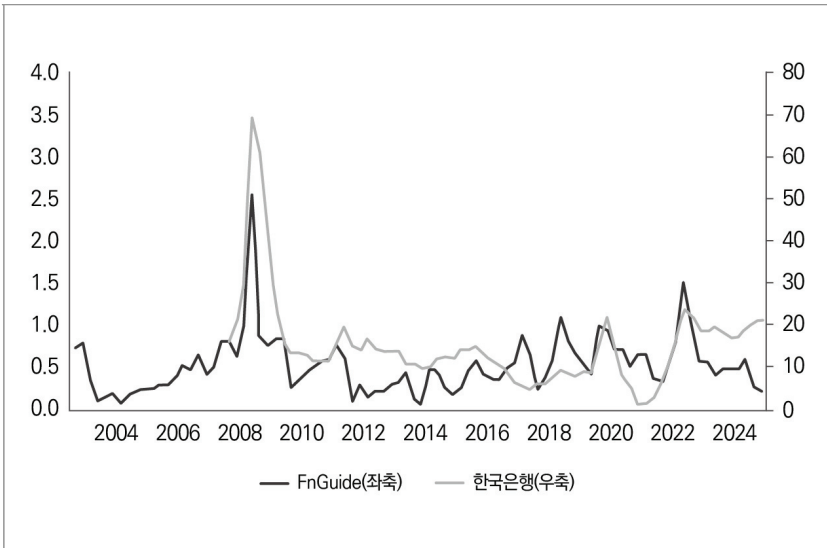
여기서 z_t 는 GDP 성장률, 인플레이션, 이자율, 부채 증가율, 금융 스트레스 지수로 구성된 벡터이며, s_t 는 시점 t 에서의 국면(regime)을 나타내며, 1 또는 2의 값을 갖는다. 각 국면 간 전이는 외생적인 마코프 전환 확률 구조를 따르는 것으로 가정하였다. 각 국면에서 계수행렬($A_{i,s_t}, i = 0, 1, \dots, p$)과 구조적 충격의 공분산 행렬(Σ_{s_t})이 달라지기 때문에, 민간부채가 금융 안정성에 미치는 영향이 국면별로 어떻게 달라지는지를 추정할 수 있다. 모형의 시차(lag)는 1로 설정하였다.

금융 스트레스 지수는 FnGuide에서 제공하는 2003년 1월부터 2025년 3월까지 월간 자료를 수집하여 분기별 데이터로 변환하였다. 이 지수는 주식, 채권, 외환시장의 총 17개 시장 지표(변동성, 변화율, 스프레드 지표)를 이용하여, 뉴스 기반의 금융 스트레스 참조지수³⁷⁾와 오차를 최소화할 수 있도록 최적화된 가중치를 적용한 등분산 가중평균 방식으로 산출된다.

한편 한국은행의 금융불안지수(FSI)는 금융시장뿐 아니라 실물, 대외, 은행 및 비은행 부문을 포괄하는 5개 부문의 총 20개 지표를 이용하여 시변 파라미터 동태 요인 모형(time-varying parameter dynamic factor model)에 기반하여 산출된다. 이 지수는 금융 시스템 전반의 구조적 불안정성과 실물경제의 연계성을 반영하여 보다 포괄적인 금융 안정성 진단에 활용된다. 본 분석에서는 FnGuide 지수가 금융시장의 단기 스트레스 신호 측정에 유리하고, 한국은행의 지표 시계열이 2008년부터로 짧은 점을 고려하여 FnGuide의 금융 스트레스 지수를 주요 분석에 활용하였다. [그림 4-4]는 한국은행의 금융불안지수와 FnGuide의 금융 스트레스 지수를 함께 비교한 결과를 제시하며, 두 지수는 전반적으로 유사한 추세를 나타낸다.

37) 금융 스트레스 참조지수(Financial Stress Reference Index)는 금융 관련 부정적 뉴스의 빈도를 매일 정량화하여 시장의 체감 금융 불안 수준을 나타내는 지표이다.

그림 4-4. FnGuide와 한국은행의 금융 스트레스 지수



자료: FnGuide Index(검색일: 2025. 7. 27.); 한국은행(2025. 6.), 「금융안정보고서」(검색일: 2025. 7. 21.).

부채 변수로는 민간부채, 가계부채, 기업부채 증가율을 각각 사용하였고, 이 자율은 예금은행의 평균 대출금리를 활용하였다. 모형의 파라미터는 베이지안 추정법에 기반하여 추정되었으며, 구조적 충격의 식별을 위해 단기 제약조건을 부여하였다.

추정 과정은 세 단계로 구성된다. 첫째, 깁스 샘플링(Gibbs sampling)을 이용하여 각 국면에 대한 VAR 계수행렬($A_{i,S_t}, i = 0, 1, \dots, p$)과 분산-공분산 행렬(Σ_{S_t})의 사후분포를 추정한다. 둘째, 관측치 정보를 이용하여 각 시점 t 에서 j 국면일 확률 $P(S_t = j|I_t)$ 을 업데이트하고, 이 확률을 바탕으로 시점별 국면(S_t)을 샘플링한다. 셋째, 국면 간 전이 확률 파라미터를 Metropolis-Hastings 알고리즘을 통해 추정한다.

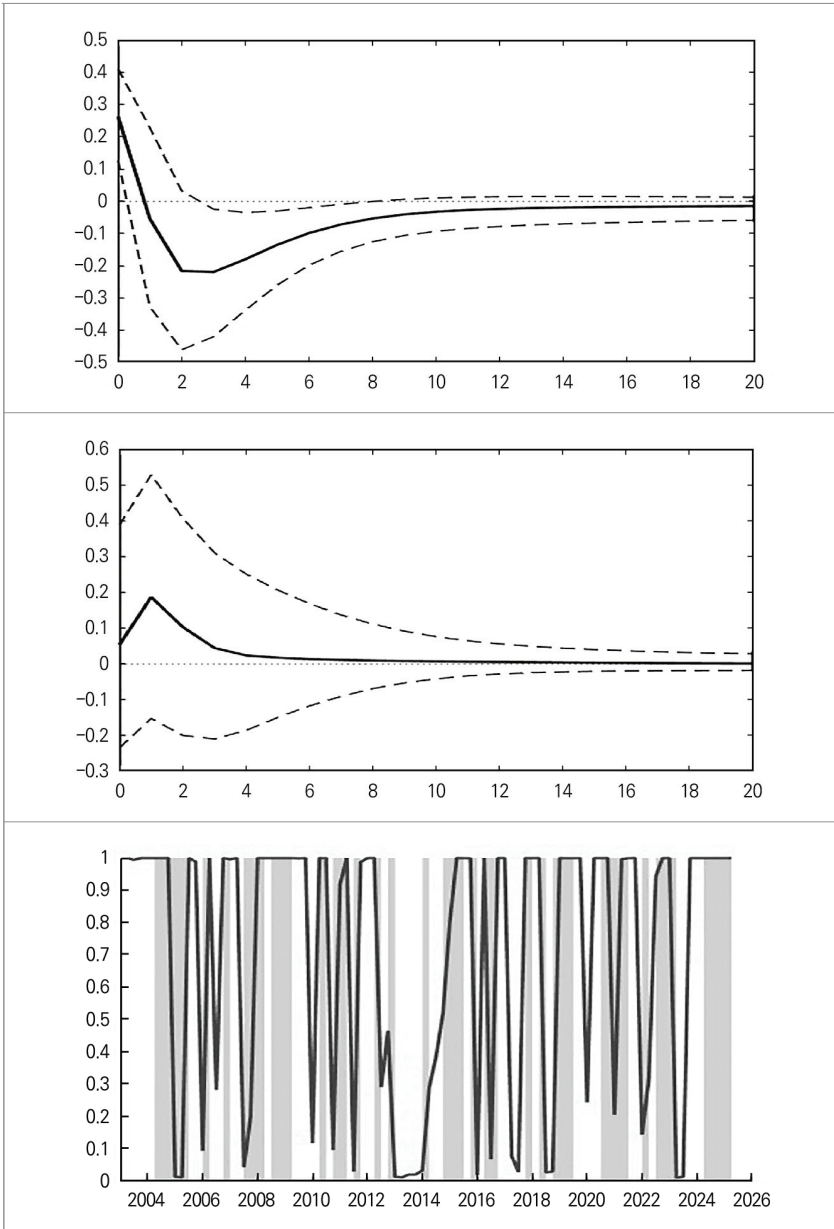
[그림 4-5]는 민간부채 증가율 충격에 대한 금융 스트레스 지수(FSI)의 국면별 충격반응 함수(IRF)와 국면 1의 평활 확률(smoothed probability)을 제시

한다. 국면 간 비교 가능성을 확보하기 위해 충격의 크기는 단위 충격으로 표준화하였다. 상단 및 중간 패널은 각각 국면 1과 국면 2에서의 금융 스트레스 지수의 반응을 나타내며, 실선은 중앙값, 점선은 68% 신뢰구간(credibility intervals)을 의미한다. 하단 패널은 국면 1의 평활 확률을 제시하고, 참고를 위해 GDP 갭이 감소하는 시기를 음영으로 표시하였다.

분석 결과, 민간부채 증가율의 충격은 국면별로 금융 스트레스 지수에 상이한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 국면 1에서는 민간부채 증가율 충격이 단기적으로 금융 스트레스 지수를 유의하게 상승시키고 이후 완화하는 방향으로 전환되었다. 반면 국면 2에서는 유의한 영향이 확인되지 않았다. 국면 1의 평활 확률은 GDP 갭 감소(경기 둔화/수축) 기간과 높은 일치성을 보였다.

이러한 결과는 민간부채가 일반적으로 금융시장의 위험 요인으로 인식되어 온 것과 달리, 특정 국면에서는 오히려 금융 안정을 촉진하는 역할을 수행할 수 있음을 시사한다. 특히 경기침체기에는 신용경로의 안정화를 통해 소비와 투자가 일정 수준 유지되며, 이는 유동성 부족을 완화하고 금융시장 경색을 억제하는 데 기여할 수 있다. 다시 말해, 민간부채가 금융 안정성에 미치는 영향은 거시경제 여건과 금융시장의 상황에 따라 달라질 수 있음을 시사한다.

그림 4-5. 민간부채 충격에 대한 FSI의 반응 함수



주: 상단과 중간 패널은 각각 국면 1 및 국면 2에서 부채 충격에 대한 금융 스트레스 지수의 반응을 나타내는 충격반응 함수이고, 하단 패널은 국면 1의 평활 확률을 나타냄. 음영은 GDP 갭이 감소하는 기간을 표시함.
 자료: 저자 계산.

[그림 4-6]은 가계부채(좌측)와 기업부채(우측) 증가율 충격에 대한 금융 스트레스 지수(FSI)의 국면별 충격반응 함수를 제시한다. 상단 패널은 국면 1, 중간 패널은 국면 2에서의 충격반응 함수이며, 실선은 중앙값, 점선은 68% 신뢰 구간을 의미한다. 하단 패널에는 국면 1에 대한 평활 확률을 나타내며, 음영은 GDP 갭이 감소하는 기간을 표시한다. 충격의 크기는 국면 간 비교를 위해 단위 충격으로 표준화하였다.

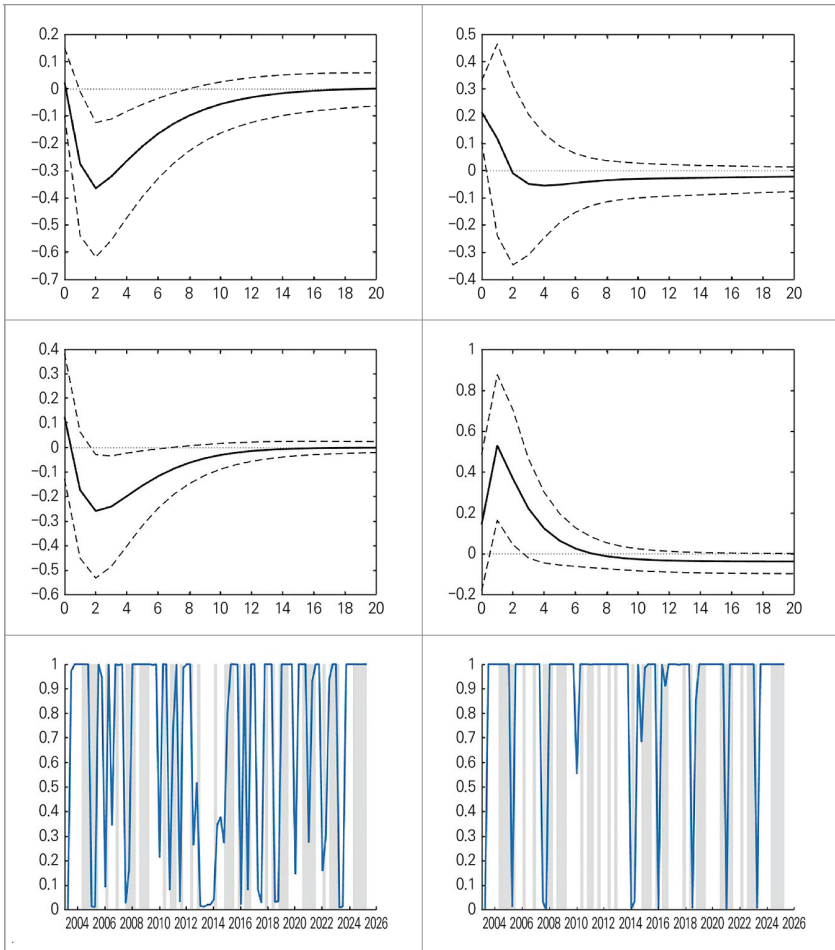
가계부채와 기업부채 증가율은 금융 스트레스 지수에 상반된 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 기업부채 증가율 충격은 전반적으로 금융 스트레스를 유의하게 상승시키는 방향으로 작용하며, 가계부채 증가율 충격은 금융 스트레스를 완화하는 방향으로 작용하는 것으로 분석되었다.

가계부채의 경우 국면별로 살펴보면, 국면 1에서 금융 스트레스 완화 효과가 더 크게 나타났으며, 민간부채 증가율과 마찬가지로 경기 둔화/수축 기간과 높은 동행성을 보였다. 이는 경기 위축기에 유동성 확보를 통해 소비 급락을 완충하고 금융 스트레스를 완화하는 방향으로 작동할 가능성을 시사한다. 또한 가계부채는 주택담보대출이 2025년 2/4분기 기준 58.8%³⁸⁾를 차지하고 있어 담보 가치와 분할 상환 구조로 인해 손실률과 현금흐름 변동성이 낮은 편이다. 이러한 특성으로 인해 단기적으로 금융기관의 건전성에 미치는 영향은 상대적으로 제한적일 수 있다.

기업부채의 경우, 부채 증가율이 금융 스트레스 지수를 상승시키는 결과는 다음과 같은 원인으로 설명될 수 있다. 첫째, 만기구조와 차환의존도가 높은 기업차입의 특성상 스프레드 급등이나 시장 유동성 경색 시 롤오버 리스크가 확대되어 은행 및 회사채 시장을 통한 스트레스 전이가 강화될 가능성이 있다. 둘째, 레버리지-신용 스프레드의 경기 동조성으로 인해 경기둔화 국면에서는 영업이익률 하락과 신용등급 하락과 맞물리면, 부채증가가 금융기관의 자산건전성 우려를 자극할 수 있다.

38) 한국은행, 경제통계시스템(검색일: 2025. 9. 20.).

그림 4-6. 가계 및 기업 부채 충격에 대한 FSI 반응 함수



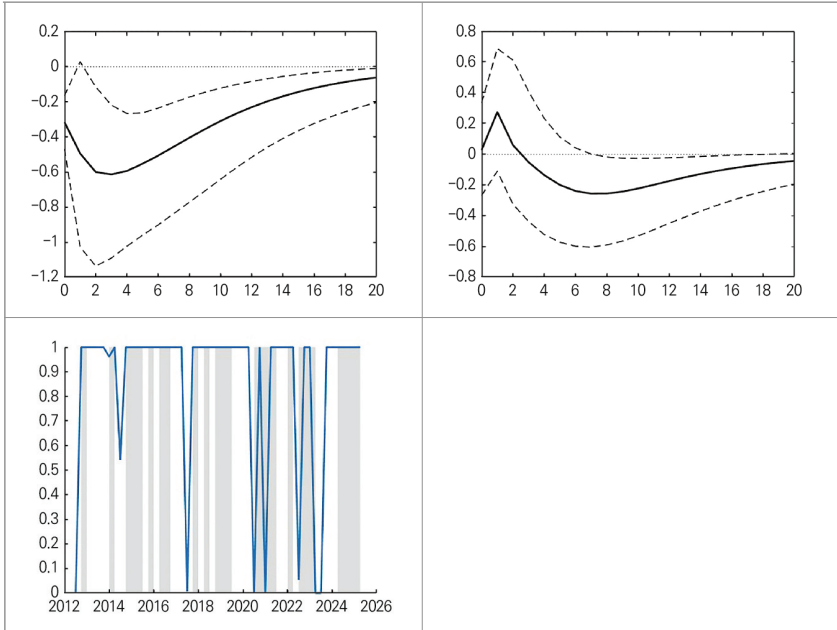
주: 왼쪽 패널은 가계부채 증가 충격에 대한 국면 1(상), 국면 2(중)에서의 FSI 반응 함수와 국면 1의 평활 확률(하)이고, 오른쪽 패널은 기업부채 증가 충격에 대한 국면 1(상), 국면 2(중)에서의 FSI 반응 함수와 국면 1의 평활 확률(하)을 나타냄. 음영은 GDP 갭이 감소하는 기간을 표시함.

자료: 저자 계산.

[그림 4-7]은 자영업자 부채 증가율에 대한 금융 스트레스 지수(FSI)의 충격 반응 함수를 제시한다. 추정 결과, 전반적으로 금융 스트레스 지수가 하락하는 것으로 나타났다. 특히 국면 1에서는 단기에서 장기(5년)에 이르는 음(-)의 영

향이 관찰되어 자영업 부문에서 대출을 통해 운전자금 확충 및 유동성 방어를 통해 연체 및 부도 리스크가 완화되고, 금융기관으로의 스트레스 전이 경로가 약화될 수 있음을 시사한다.

그림 4-7. 자영업자 부채 충격에 대한 FSI 반응 함수



주: 왼쪽 상단 패널은 국면 1의 충격반응 함수를 나타내고, 오른쪽 상단 패널은 국면 2의 충격반응 함수를 나타냄. 왼쪽 하단 패널은 국면 1의 평활 확률, 음영은 GDP 갭이 감소하는 기간을 표시함.

자료: 저자 계산.

나. 민간부채와 은행 위기 리스크

본 절에서는 Baron and Xiong(2017)의 방법론을 따라 민간부채가 은행 위기 리스크에 미치는 영향을 두 가지 모형으로 분석하고자 한다. 첫째, 은행업 주가지수의 초과 수익률이 30% 이상 하락하는 경우를 ‘은행 위기(bank crash)’로 정의하고, 민간부채 증가율이 이러한 위기 발생 가능성을 예측할 수 있는지

분석한다. 둘째, GDP 대비 민간부채 비율의 변화가 은행업 초과 수익률에 미치는 영향이 부채의 분위별로 어떻게 달라지는지를 추정한다.

먼저 민간부채 증가율의 은행 위기 가능성에 대한 예측력을 분석하기 위해 다음과 같은 프로빗(probit) 모형을 설정하였다.

$$\Pr(Y_{t+h} = 1) = \Phi(\alpha + X_t'\beta) \quad [\text{식 4-3}]$$

여기서 Y_{t+h} 는 h 기 이후 은행업 주가지수의 초과 수익률이 30% 이상 하락하는 경우 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미 변수이며, X_t 는 모형에 따라 민간부채 증가율만 포함하거나, 민간부채 증가율, 경제성장률, 이자율을 포함한 설명 변수 벡터이다.

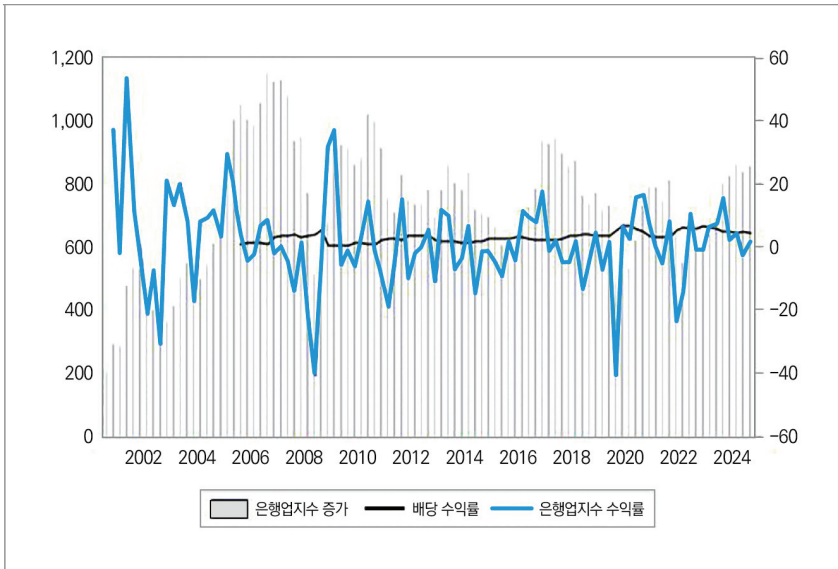
은행업 주가지수는 한국거래소³⁹⁾에서 제공하는 KRX 은행업 지수(KRX Bank Index)를 사용하였다. 이 지수는 유가증권시장에 상장된 주요 은행업⁴⁰⁾ 종목의 주가를 시가총액 가중 방식으로 종합하여 산출한 산업별 지수로 국내 은행업 전반의 시장 흐름을 나타낸다.

은행업의 초과 수익률은 KRX 은행업 지수의 분기 수익률에서 무위험 수익률(3개월 CD 금리)을 차감하고, 배당수익률을 포함하여 산출하였다. 부채 증가율, 경제성장률, 이자율과 같은 주요 설명변수는 모두 2003년 1/4분기부터 2025년 1/4분기까지의 데이터를 활용하였다. 다만 배당수익률 자료는 2006년 이후부터 제공되므로, 분석 기간은 배당수익률 포함 여부에 따라 2003년 1/4분기부터 또는 2006년 1/4분기부터로 구분된다.

39) 한국거래소(검색일: 2025. 7. 26.).

40) KB금융지주, 신한지주, 하나금융지주, 우리금융지주, 카카오뱅크, 기업은행, BNK금융지주, iM금융지주, JB금융지주, 제주은행.

그림 4-8. 은행업 주가지수, 수익률, 배당수익률



자료: 저자 계산.

[표 4-2]는 민간부채, 가계부채, 기업부채 증가율이 은행 위기 발생 가능성에 미치는 영향을 프로빗 모형으로 추정된 결과를 제시한다. 각 부채 증가율 변수에 대해 경제성장률과 이자율을 설명변수로 포함하지 않은 모형(모형 1)과 포함한 모형(모형 2)을 함께 보고하며, 분석 기간은 배당수익률 자료가 가용한 2006년 1/4분기부터 2025년 1/4분기까지이다.

주요 결과는 다음과 같다. 민간부채 증가율은 3분기 시차 이후 은행 위기 가능성을 통계적으로 유의하게 높이는 것으로 나타났다. 기업부채 증가율은 1~4분기 시차 전 구간에서 유의한 양(+)의 영향을 보였으며, 3분기 시차에서 계수 값이 가장 크게 나타나 은행 위기 가능성에 대한 선행지표로 설명력이 큰 것으로 해석된다. 반면 가계부채 증가율은 모든 시차에서 유의하지 않아, 가계부문의 신용팽창은 은행 위기 가능성을 예측하는 데 유의미한 정보를 제공하지 않는 것으로 보인다.

한편 경제성장률은 모든 시차에서 통계적으로 유의하지 않았고, 이자율 하락은 은행 위기 가능성을 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 단기적인 은행 부문의 불안정성이 실물 경기보다는 금리 수준과 더 밀접하게 연관될 수 있음을 시사한다. 특히 저금리는 은행의 순이자 마진을 축소시켜 수익성을 저해하는 동시에, 민간 부문의 과도한 차입을 유발하여 급격한 부채누적을 가속화하는 경로로 위기 가능성을 높일 수 있음을 의미한다.

표 4-2. 프로빗 모형 추정 결과

			1분기	2분기	3분기	4분기
민 간	모형 1	부채	0.23	0.41	0.62	0.49
		증가율	(0.39)	(0.12)	(0.03)	(0.07)
	모형 2	부채	0.45	0.90	2.99	1.56
		증가율	(0.20)	(0.05)	(0.07)	(0.03)
		경제	-0.10	0.04	-0.03	0.48
		성장률	(0.66)	(0.88)	(0.93)	(0.26)
	이자율	-0.23	-0.46	-1.35	-0.78	
		(0.27)	(0.07)	(0.06)	(0.02)	
가 계	모형 1	부채	-0.34	-0.07	0.23	0.54
		증가율	(0.22)	(0.80)	(0.45)	(0.16)
	모형 2	부채	-0.33	-0.08	0.30	0.43
		증가율	(0.28)	(0.79)	(0.40)	(0.33)
		경제	-0.03	0.11	-0.02	0.49
		성장률	(0.93)	(0.73)	(0.95)	(0.25)
	이자율	-0.06	-0.15	-0.21	-0.34	
		(0.78)	(0.47)	(0.30)	(0.14)	
기 업	모형 1	부채	0.30	0.37	0.42	0.26
		증가율	(0.10)	(0.05)	(0.03)	(0.16)
	모형 2	부채	0.60	0.94	1.73	0.82
		증가율	(0.05)	(0.02)	(0.02)	(0.04)
		경제	0.01	0.20	0.33	0.68
		성장률	(0.96)	(0.48)	(0.34)	(0.12)
	이자율	-0.40	-0.62	-1.73	-0.65	
		(0.10)	(0.03)	(0.02)	(0.02)	

주: 모형 1은 부채 증가율만 포함한 경우, 모형 2는 설명변수를 포함한 경우를 의미함. 괄호 안의 숫자는 추정치에 대한 p-value를 나타냄.

자료: 저자 계산.

[표 4-3]은 배당수익률을 제외하고 은행업 주가지수의 급락을 은행 위기의 지표로 정의하여, 2003년 1/4분기부터 2025년 1/4분기까지의 자료를 활용한 추정 결과를 제시한다. 분석 결과는 [표 4-2]의 주요 결과와 대체로 일치하며, 민간부채와 기업부채 증가율은 일정 시차에서 은행 위기 발생 확률을 유의하게 높이는 반면, 가계부채 증가율은 통계적으로 유의한 영향을 나타내지 않았다.

표 4-3. 프로빗 모형 추정 결과(배당수익률을 포함하지 않는 경우)

			1분기	2분기	3분기	4분기
민 간	모형 1	부채 증가율	0.25 (0.29)	0.33 (0.17)	0.53 (0.03)	0.38 (0.11)
		부채 증가율	0.52 (0.11)	0.71 (0.06)	1.42 (0.01)	0.89 (0.04)
	모형 2	경제 성장률	-0.07 (0.75)	0.00 (0.99)	0.10 (0.71)	0.20 (0.48)
		이자율	-0.33 (0.08)	-0.45 (0.03)	-0.74 (0.01)	-0.55 (0.02)
		부채 증가율	-0.27 (0.28)	-0.15 (0.55)	0.12 (0.64)	0.27 (0.33)
가 계	모형 1	부채 증가율	-0.27 (0.33)	-0.16 (0.56)	0.13 (0.66)	0.17 (0.59)
		부채 증가율	-0.27 (0.33)	-0.16 (0.56)	0.13 (0.66)	0.17 (0.59)
	모형 2	경제 성장률	-0.02 (0.95)	0.06 (0.82)	0.07 (0.82)	0.27 (0.42)
		이자율	-0.21 (0.30)	-0.27 (0.19)	-0.38 (0.15)	-0.36 (0.08)
		부채 증가율	0.30 (0.07)	0.33 (0.05)	0.39 (0.02)	0.24 (0.14)
기 업	모형 1	부채 증가율	0.30 (0.07)	0.33 (0.05)	0.39 (0.02)	0.24 (0.14)
		부채 증가율	0.63 (0.02)	0.78 (0.02)	1.27 (0.01)	0.59 (0.04)
	모형 2	경제 성장률	0.04 (0.85)	0.14 (0.58)	0.33 (0.39)	0.34 (0.27)
		이자율	-0.48 (0.03)	-0.60 (0.01)	-0.89 (0.01)	-0.55 (0.02)
		부채 증가율	0.30 (0.07)	0.33 (0.05)	0.39 (0.02)	0.24 (0.14)

주: 모형 1은 부채 증가율만 포함한 경우, 모형 2는 설명변수를 포함한 경우를 의미함. 괄호 안의 숫자는 추정치에 대한 p-value를 나타냄.

자료: 저자 계산.

다음으로 민간부채의 급격한 확대 또는 축소가 은행업 주가지수의 초과 수익률에 미치는 영향을 살펴본다. 민간부채 증가율의 분위에 따라 초과 수익률에 어떤 영향을 주는지 추정함으로써 민간부채의 급속한 변화가 금융시장에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

분석은 다음과 같은 회귀식을 바탕으로 수행된다.

$$r_{t+h} - r_{t+h}^f = \alpha + \beta I(\Delta debt_t > q_K) + \epsilon_t \quad [\text{식 4-4}]$$

$$r_{t+h} - r_{t+h}^f = \alpha + \beta I(\Delta debt < q_K) + \epsilon_t \quad [\text{식 4-5}]$$

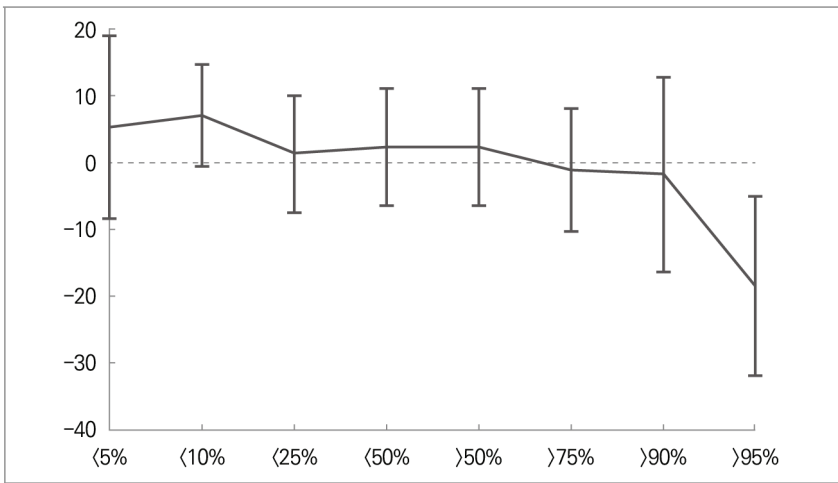
여기서 $r_{t+h} - r_{t+h}^f$ 는 h 기 후의 은행업 주가지수 초과 수익률을 의미하며, 초과 수익률은 앞의 분석과 마찬가지로 KRX 은행업 지수 수익률에서 무위험 수익률(3개월 CD 금리)을 차감하고 배당수익률을 포함하여 계산하였다. $I(\cdot)$ 은 GDP 대비 민간부채 증가분이 특정 임계치를 초과하거나 미만일 경우 1의 값을 갖는 지시함수이며, 임계치 q_K 는 전체 표본분포의 특정 분위(K-percentile)를 기준으로 설정된다. 이를 통해 부채의 증가 또는 감소가 급격하게 이루어질 때 은행업 수익률에 미치는 영향을 추정할 수 있다.

예를 들어, $K = 95\%$ 라고 하면 GDP 대비 부채 증가율이 상위 5%에 해당하는 관측치 이상일 때 h 분기 이후 조건부 기대 초과 수익률은 $E(r_{t+h} - r_{t+h}^f | \Delta debt_t > q_{95}) = \alpha_{q_{95}}^h + \beta_{q_{95}}^h$ 이며, $\beta_{q_{95}}^h$ 는 상위 5% 수준의 빠른 부채 증가가 은행업 수익성에 미치는 영향을 나타낸다.

[그림 4-9]는 GDP 대비 민간부채 증가율의 분위에 따른 4분기 후 은행업 초과 수익률에 대한 추정치와 95% 신뢰구간을 보여준다. 하위 5%('<5%')에 해당하는 임계치는 -2.13%로, 이는 GDP 대비 민간부채 비율이 2.13%p 이상 감소하는 경우를 의미하며, 이때 은행업 초과 수익률은 5.23%p 상승하는 것으로 나타났다. 반면 상위 95% 분위('>95%')는 GDP 대비 민간부채 비율이 3.39%p 이상 증가하는 경우에 해당하며, 이 경우 은행업의 초과 수익률이 약 18.39%포인트 감소하며 통계적으로 유의한 것으로 분석되었다.

이러한 결과는 GDP 대비 민간부채의 변화가 급격한 경우, 은행업 초과 수익률에 유의한 영향을 미친다는 점을 보여준다. 특히 부채가 급격히 증가하는 경우 초과 수익률이 유의하게 하락하는 것으로 나타나, 민간신용의 과도한 확대가 은행업의 수익성과 안정성에 부정적인 영향을 미칠 수 있으며, 나아가 금융 불안정성을 심화하는 요인으로 작용할 수 있음을 시사한다.

그림 4-9. 민간부채 증감 분위별 은행업 초과 수익률에 미치는 영향



주: 1) 가로축은 특정 분위(K)를, 세로축은 초과 수익률의 변화를 나타냄.

2) 수직선은 95% 신뢰구간을 나타내며, 신뢰구간은 Newey-West 방식의 이분산-자기상관(HAC: Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent) 표준오차를 이용해 계산함.

자료: 저자 계산.

4. 소결

본 장에서는 한국의 민간부채가 실물경제와 금융 안정성에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고, 그 파급효과가 경제 국면과 부채 유형에 따라 어떻게 달라지는지를 규명하였다.

실물경제 측면에서는 상태 의존 국소 투영 모형을 활용하여 민간부채 증가율이 경제성장률에 미치는 유량 효과와 GDP 대비 부채 수준이 갖는 저장 효과를 구분하여 비선형적 관계를 추정하였다. 금융 안정성 측면에서는 국면전환 벡터자기회귀(Regime-Switching VAR) 모형을 이용해, 민간부채 증가율 충격이 금융 스트레스 지수에 미치는 영향을 국면별로 분석하였다.

또한 은행업 주가지수의 급락을 은행 위기의 지표로 설정하고, 민간부채 증가율이 은행 위기 발생 가능성에 미치는 영향을 프로빗 모형을 통해 분석하였다. 아울러 GDP 대비 민간부채 증가의 분위에 따라 은행업 초과 수익률이 어떻게 반응하는지 분석함으로써, 부채의 급격한 변화가 금융시장에 미치는 영향을 실증적으로 규명하였다.

실물부문에 대한 분석 결과, 민간부채 증가의 효과는 GDP 대비 부채 비율 수준에 따라 비선형적으로 나타났다. 첫째, GDP 대비 민간부채 비율이 장기 추세를 상회하는 국면에서는 민간부채 증가율이 GDP에 부정적인 영향을 미친다. 둘째, 가계부채 증가율은 완만한 레버리지 환경에서는 GDP에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 일정 수준의 차입은 유동성 제약을 완화하지만, 과도한 레버리지 축적은 소비 및 투자 여력을 제약하고 성장에 제약 요인으로 작용할 수 있다는 기존 문헌의 결과와 부합한다. 한편 기업부채는 모든 국면에서 성장률에 통계적으로 유의한 영향을 보이지 않아, 민간부채가 실물경제에 미치는 영향을 평가할 때 단순한 부채 규모보다는 부문별 구성과 질적 특성을 고려할 필요가 있음을 시사한다.

금융 안정성 분석에서는 민간부채 증가율 충격이 금융 스트레스를 완화하는 방향으로 작용하며, 이러한 효과는 특히 '국면 1'에서 통계적으로 유의하게 나타났다. '국면 1'의 평활 확률은 실물경기 수축기와 높은 일치도를 보여, 경기가 둔화되는 상황에서 민간부채 확대가 유동성 공급과 신용경로 안정화에 기여함으로써 금융 불안을 억제하는 완충장치로 작용했을 가능성을 제시한다.

다만 이러한 효과는 부문별로 뚜렷한 차이를 보였다. 가계부채는 두 국면 모두에서 금융 스트레스를 유의하게 완화하였으며, 특히 경기 수축기에 완화 효과가 더욱 크게 나타났다. 반면 기업부채는 전반적으로 금융 불안을 심화하는 방향으로 작용하였고, 경기 수축기에 부정적 영향이 즉각적으로 반영되는 것으로 분석되었다. 이는 경기 위축으로 신용경로가 제약되는 상황에서 가계부채 확장이 소비 안정화와 유동성 공급을 통해 실물 충격의 파급을 흡수하는 반면, 기업부채 증가는 수익성 악화와 신용위험 확대를 통해 오히려 금융 시스템의 불안정을 증폭시키는 경향이 있음을 의미한다. 즉 경기 하강기에는 가계부채가 완충적 역할을 수행하지만, 기업부채는 동일한 충격에 대해 금융 취약성을 강화하는 상반된 반응을 보인다. 이러한 결과는 실물 충격과 금융 스트레스 간의 관계가 부채의 성격과 활용 목적에 따라 구조적으로 다를 수 있음을 시사한다.

은행 위기 발생 가능성과 은행업 수익률에 대한 분석 결과, 민간부채와 기업부채의 증가율은 향후 은행 위기 가능성을 유의하게 높이는 것으로 나타났으며, 특히 기업부채는 단기 시차(1~4분기)에서 일관된 예측력을 보였다. 반면 가계부채는 통계적으로 유의한 영향을 보이지 않아 은행 시스템의 취약성과 직접적 연관성이 낮은 것으로 해석된다. 또한 민간부채 증가율의 분위에 따라 은행업 초과 수익률이 비선형적으로 반응하는 것으로 나타났으며, 부채가 급격하게 증가하는 경우 수익률 급락이 유의하게 나타났다. 이는 민간부채의 변화 속도와 방향에 따라 금융시장 수익률에 이질적 영향을 줄 수 있으며, 빠른 부채 누적은 금융 불안정성의 잠재적 신호로 해석될 수 있음을 시사한다.

표 4-4. 민간부채가 실물경제 및 금융 건전성에 미치는 영향 요약

	분석 방법	주요 결과	해석
실물경제	상태 의존 국소 투영 모형	<ul style="list-style-type: none"> • 민간부채: 부채 비율이 낮을 때 효과 미미, 높을 때 성장률에 부정적 • 가계부채: 부채 비율이 낮을 때 성장률에 긍정적, 높을 때는 유의하지 않음 • 기업부채: 두 국면 모두 유의하지 않음 	부채 비율이 낮을 때 가계 부채는 경기 부양적 역할, 과도한 레버리지는 성장 제약 요인
금융 스트레스	국면전환 VAR 모형	<ul style="list-style-type: none"> • 민간부채: 국면 1(경기 수축기와 일치도 높음)에서 금융 스트레스 완화 • 가계부채: 두 국면 모두 완화적 • 기업부채: 두 국면 모두 금융불안 심화 	경기 하강기에 가계부채는 금융시장에 완충적 역할, 기업부채는 취약성 확대 요인
은행 위기 가능성	프로빗 모형	민간부채와 기업부채는 은행위기의 유의한 선행지표	특히 기업부채 증가는 단기 시차 내 위기 가능성을 확대하며 과도한 기업 레버리지가 금융 취약성의 주요 선행지표로 작용할 수 있음
은행업 수익률	분위별 반응 분석	민간부채 증가율이 95% 분위 수준으로 급격하게 증가할 때 은행업 초과 수익률의 유의한 감소	급격한 부채 누적은 금융 불안의 잠재적 신호

자료: 저자 정리.

분석 결과는 다음과 같은 정책적 시사점을 제공한다. 첫째, 민간부채 증가가 반드시 경제에 부정적인 영향을 미치는 것은 아니며, 경제 상황에 따라 실물경제 회복과 금융 안정에 기여할 수 있다. 이는 GDP 대비 부채 수준, 증가 속도, 거시경제 여건에 따라 달라질 수 있으므로, 총량규제 중심의 접근보다는 국면별·부문별 특성을 고려한 정책 설계가 요구된다.

둘째, 민간부채에 대한 정책 대응은 부문별 기능을 고려하여 차별적 접근이 요구된다. 본 분석은 가계부채와 기업부채가 실물경제와 금융 안정에 미치는 영향이 구조적으로 상이함을 보여준다. 이는 민간부채의 영향을 평가함에 있어 부채의 용도와 파급경로, 부문별 구조적 특성을 종합적으로 고려할 필요가 있음을 시사한다. 가계부채는 경제성장에 유의한 긍정적인 영향을 미치며 금융 스트레스를 완화하는 것으로 나타났다. 따라서 가계부채는 분할상환, 장기·고

정금리를 유도하고 취약차주를 중심으로 표적 지원하여 소비 진작 및 경기 완충 기능을 보전할 수 있다. 반면 기업부채는 성장효과가 통계적으로 유의하지 않은 가운데, 특히 경기 둔화기에 기업부채 증가가 금융 스트레스를 심화할 수 있는 것으로 분석되었다. 이에 따라 부문별 신용확대의 속도와 구성(기업별/산업별)을 면밀히 모니터링하고, 회사채 시장 유동성 제약에 대비한 시장안정장치를 마련하며, 만기·차환 위험을 축소하는 등 리스크 관리 중심으로 접근할 필요가 있다.

셋째, 민간부채에 대한 거시건전성 정책은 단일 지표 기반의 조기 경보식 접근보다는, 다양한 거시경제 여건과 부채 구조의 상호작용을 반영하는 동태적 모니터링 체계를 구축할 필요가 있다. 상태 의존적 국소 투영 모형과 국면전환 벡터 자기회귀 모형을 활용한 분석은 민간부채가 거시건전성에 미치는 영향이 부채 수준, 경기 국면, 금리 등 다양한 거시경제 변수와의 상호작용에 따라 달라질 수 있음을 보여준다. 이는 민간부채의 리스크를 평가하고 정책을 설계함에 있어, 개별 지표의 위험 신호를 종합하는 방식보다는, 경제 전반의 구조적 연계성을 반영한 통합적 접근이 필요함을 시사한다.

제5장



결론

1. 연구 결과 요약

2. 정책적 시사점



1. 연구 결과 요약

서론에서 살펴본 대로 포스트 팬데믹 시대의 세계경제는 전례 없는 규모의 부채를 짊어지고 있다. 이에 본 연구에서는 부채가 실물경제 또는 금융시장에 미치는 영향을 신흥국, 선진국, 그리고 한국으로 나누어 분석해 보았다.

먼저 제2장에서는 Chudik *et al.*(2021)의 임계치가 추가된 글로벌 벡터자 회귀귀(TGVAR) 모형을 이용하여 신흥개도국의 대외부채 위기를 분석하였다. 여기서 회귀식 좌측의 피설명변수는 GDP 성장률이고, 우측의 주요 설명변수 중 하나는 대외부채/GDP 비율의 증가율이다. 또한 임계치는 대외부채/GDP 비율 증가율의 임계치로서 해당 증가율이 임계치를 넘을 때 일반적인 선형항에 더해 상수항이 추가적으로 GDP 성장률에 영향을 미치는 것으로 모형화하였다. 이를 중국, 인도, 브라질 등이 포함된 14개 신흥개도국을 대상으로 1985년 1/4분기부터 2024년 4/4분기까지의 분기별 데이터를 사용하여 추정한 결과는 다음과 같다.

먼저 임계치 분포를 살펴보면, 인도(1.46%), 중국(3.14%), 사우디아라비아(3.61%), 남아프리카공화국(4.39%), 브라질(4.59%)이 5% 미만의 낮은 임계치를 갖는 반면, 페루(19.19%), 태국(10.71%), 멕시코(10.13%), 인도네시아(8.82%), 말레이시아(8.84%)는 상대적으로 높은 임계치를 갖는 것으로 나타났다. 또한 임계치가 포함된 비선형항(대외부채/GDP 비율의 증가율이 임계치를 넘을 때 1의 값을 갖고 그 외의 경우 0의 값을 갖는 지시함수)의 계수 역시 모든 국가에 대해 음수(성장에 부정적 영향)가 아니라 브라질, 중국, 멕시코, 사우디아라비아, 튀르키예에 대해서는 양수(성장에 긍정적 영향)인 것으로 나타났다. 즉 임계치 그리고 대외부채 증가 속도가 임계치를 넘을 경우, 이것이 경제성장 에 미치는 비선형적 영향은 단순히 각국의 경제 규모나 발전 수준으로 설명되지 않는다는 것을 알 수 있다.

제2장에서는 대외부채 증가 속도가 임계치를 넘을 확률을 각 국가에 대해 몬테카를로 시뮬레이션을 통해 계산하였다. 그 결과 사우디아라비아가 1년 시점 36.81%, 5년 시점 38.32%로 지속적으로 높은 확률을 유지하고 아르헨티나(1년 13.42%, 5년 19.08%)와 남아공(1년 16.90%, 5년 15.64%) 역시 상대적으로 높은 확률을 보이는 반면, 페루(1년 0.15%, 5년 0.26%)와 태국(1년 0.21%, 5년 0.23%)은 1% 미만의 낮은 확률을 보이는 것을 알 수 있었다. 마지막으로 제3장에서는 태국의 대외부채 증가 속도가 1표준편차 증가할 때 다른 나라의 GDP 성장률에 나타나는 변화를 일반 충격반응함수(Generalized Impulse Response Function)를 통해 살펴보았다. 그 결과 인접국 중 인도네시아와 말레이시아는 충격 발생 직후 즉각적인 음의 반응을 보이고 그 효과가 8~10분기 지속되는 반면, 필리핀과 싱가포르는 상대적으로 제한적인 반응을 보이는 것을 확인할 수 있었다. 한·중·일 그리고 미국은 약하게 반응하거나 반응하더라도 빠르게 회복하는 모습을 보였다.

다음으로 제3장에서는 선진국으로 초점을 옮겨 높은 정부부채의 지속가능성에 대해 분석하였다. 먼저 부채 동학식을 이용하여 선진국의 GDP 대비 정부부채 비율의 추세와 이자율, 성장률, 기초재정수지 등 주요 항목별 기여도를 분석하였다. 그 결과 선진국의 정부부채 비율은 두 차례의 경제위기를 극복하기 위한 대규모 재정 확대와 지속된 재정적자 기조로 인해 2008년 이후 매년 2.3%p씩 증가하였고 앞으로도 2030년까지 매년 0.8%p씩 증가할 것으로 전망되었다. 이에 따라 지속적으로 증가하는 높은 정부부채가 경제성장에 어떤 영향을 미치는지 재검토해 볼 필요가 있고, 이를 Chudik *et al.*(2017)의 패널 임계치 자기회귀 시차분포(Panel Threshold-ARDL) 모형과 패널 임계치 시차분포(Panel Threshold-DL) 모형을 통해 분석해 보았다. 단, 여기서 임계치는 제2장에서와 달리 GDP 대비 정부부채 수준 자체의 임계치이다. 분석 결과는 다음과 같다.

먼저 선진국 정부부채의 임계치는 GDP 대비 78~89% 수준으로 나타났는데,

이는 기존 문헌에서 제시하는 80~100% 수준과 유사한 것이다. 정부부채 비율이 임계치보다 높은 고부채 상태에서는 GDP가 평균적으로 0.013~0.020%p만큼 낮아지며, GDP 대비 정부부채 비율이 1%p 증가할 때 GDP는 장기적으로 0.151~0.210%p만큼 감소하는 것으로 나타났다. 또한 선진국의 정부부채가 경제성장에 미치는 영향을 시계열적으로 분석한 결과, 2008년 글로벌 금융 위기를 기점으로 이전에는 정부부채의 임계치가 GDP 대비 32~36%임에 반해 이후에는 87~89%로 상승한 것으로 나타났다. 정부부채 증가가 GDP에 누적적으로 미치는 장기효과도 금융위기 이전에는 -0.049~-0.059%p였다가 이후에는 -0.091~-0.137%p로 증가한 것으로 나타났다.

본 보고서의 제3장은 정부부채가 경제성장에 미치는 영향을 전통적 설명변수인 GDP 대비 정부부채 비율 외에도 GDP 대비 기초재정수지 비율을 이용하여 살펴보았다는 데에서 의미가 있다. 분석은 앞과 마찬가지로 선진국을 대상으로 하여 패널 임계치 ARDL 모형과 패널 임계치 DL 모형을 통해 이루어졌는데, 그 결과는 다음과 같다. 먼저 경제성장에 비선형적으로 부정적 영향을 미치기 시작하는 기초재정수지의 임계치는 GDP 대비 -0.6% 정도인 것으로 나타났다. 즉 선진국의 경우 어느 정도의 기초재정수지 적자는 감내할 수 있는 것이다(반면 신흥개도국의 경우 대부분의 모형 설정에서 임계치가 양수임). 그리고 기초재정수지 비율이 이러한 임계치를 하회하는 경우 GDP는 0.013~0.018%p 감소하는 것으로 나타났다.

마지막으로 제4장에서는 한국에서 민간부채가 실물경제 그리고 금융 안정성에 미치는 영향을 각각 살펴보았다.

먼저 민간부채가 실물경제에 미치는 영향을 살펴보는 데에는 평활 이행 함수를 도입한 상태의존 국소투영 모형을 사용하였는데, 여기서 이행 함수(경제가 특정 국면에 있을 확률을 나타내는 함수)는 GDP 대비 민간부채 비율이 장기 추세에서 벗어난 정도를 나타내는 갭 변수에 의존하는 것으로 가정하였다. 분석 결과, 민간부채 증가율은 부채 비율이 높은 국면에서 GDP에 통계적으로

유의한 음의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이러한 부정적 효과는 약 2분기까지 지속되는 것으로 나타났다.⁴¹⁾ 보다 구체적으로 가계부채 증가율의 경우, 부채 비율이 낮은 국면에서 일정 시차를 두고 유의하게 GDP를 증가시키는 순효과를 나타냈다. 추가적으로 부채를 일으킬 여력이 충분한 상황에서 부채를 통한 유동성 확보가 소비를 촉진하여 총수요를 증대시키는 경로가 작동한 것으로 해석된다. 반면 부채 비율이 높은 국면에서는 가계부채 증가율이 GDP에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않았다. 그리고 기업부채 증가율의 누적효과는 두 국면 모두에서 통계적으로 유의한 결과를 보이지 않았다.

다음으로 민간부채가 금융 안정성에 미치는 영향은 국면전환 벡터자기회귀(Regime-Switching VAR) 모형을 통해 살펴보았다. 특히 금융 스트레스를 측정하는 데에는 FnGuide에서 제공하는 관련 지수를 사용하였다. 분석 결과, 국면 1(GDP 갭 감소-경기 둔화/수축-기간과 높은 일치성을 보이는 국면)에서 민간부채 증가율 충격은 초기에 금융 스트레스를 유의하게 상승시키나 이후 구간에서는 완화하는 방향으로 전환되는 것으로 나타났다. 반면 국면 2에서는 유의한 영향이 확인되지 않았다. 보다 구체적으로 민간부채를 기업부채와 가계부채로 나누어 살펴보았을 때는 두 부채가 금융 스트레스에 대해 상반된 영향을 미치는 것으로 나타났다. 기업부채 증가율 충격은 전반적으로 금융 스트레스를 상승시키는 방향으로 작용하고, 가계부채 증가율 충격은 전반적으로 금융 스트레스를 완화하는 방향으로 작용하는 것이다.

또한 제4장에서는 Baron and Xiong(2017)의 방법론을 따라 민간부채가 은행 위기 리스크에 미치는 영향을 두 가지 방식으로 분석하였다. 첫째, 은행업 주가지수의 초과 수익률이 30% 이상 하락하는 경우를 ‘은행 위기’로 정의하고 민간부채 증가율이 이러한 위기 발생 가능성을 예측할 수 있는지 살펴보았다. 둘째, GDP 대비 민간부채 비율의 변화가 은행업 초과 수익률에 미치는 영향이 분위별로 어떻게 달라지는지 추정하였다. 그 결과, 민간부채 증가율은 3분기

41) GDP의 성장률이 아니라 수준임에 유의.

시차 이후 은행 위기 가능성을 통계적으로 유의하게 높이는 것으로 나타났는데, 특히 기업부채 증가율은 1~4분기 시차 전 구간에서 유의한 양의 영향을 보였으며, 3분기 시차에서 계수값이 가장 크게 나타나 은행 위기 가능성에 대한 선행지표로 설명력이 큰 것으로 해석할 수 있었다. 그리고 GDP 대비 민간부채의 변화가 급격한 경우 은행업 초과 수익률에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났고, 특히 민간부채가 급격히 증가하는 경우 초과 수익률이 유의하게 하락하는 것으로 나타났다.

2. 정책적 시사점

먼저 본 연구가 우리나라 민간부채 관리와 관련하여 제시하는 정책적 시사점은 다음과 같다.

첫째, 민간부채의 증가가 반드시 경제에 부정적인 영향을 미치는 것은 아니며, 경제 상황에 따라 실물경제 회복과 금융 안정에 기여할 수 있다. 이는 GDP 대비 부채 수준, 증가 속도, 거시경제 여건에 따라 달라질 수 있으므로, 총량규제 중심의 접근보다는 국면별·부문별 특성을 고려한 정책 설계가 요구된다.⁴²⁾

둘째, 민간부채에 대한 정책 대응은 부문별 기능을 고려하여 차별적으로 이루어져야 한다. 앞에서 살펴본 분석 결과는 가계부채와 기업부채가 실물경제와 금융 안정에 미치는 영향이 구조적으로 상이함을 보여준다. 이는 민간부채의 영향을 평가함에 있어 부채의 용도와 파급경로, 부문별 구조적 특성을 종합적으로 고려할 필요가 있음을 시사한다. 가계부채는 경제성장에 유의한 긍정적 영향을 미치며 금융 스트레스를 완화하는 것으로 나타났다. 따라서 가계부채는 분할상환, 장기·고정금리를 유도하고 취약차주를 중심으로 표적 지원하여 소

42) 최근 김미루, 마은성(2025) 역시 총량 관리를 목표로 하는 가계부채 관리 정책의 한계를 지적하였다.

비 진작 및 경기완충 기능을 보전할 수 있다. 반면 기업부채는 성장 효과가 통계적으로 유의하지 않은 가운데, 특히 경기 둔화기에 기업부채 증가가 금융 스트레스를 심화할 수 있는 것으로 나타났다. 이에 따라 부문별 신용 확대의 속도와 구성(기업별/산업별)을 면밀히 모니터링하고, 회사채 시장 유동성 제약에 대비한 시장안정장치를 마련하며, 만기·차환 위험을 축소하는 등 리스크 관리 중심으로 접근할 필요가 있다.

셋째, 민간부채에 대한 거시건전성 정책은 단일 지표 기반의 조기 경보식 접근보다는, 다양한 거시경제 여건과 부채 구조의 상호작용을 반영하는 동태적 모니터링 체계를 구축할 필요가 있다. 상태 의존 국소 투영 모형과 국면전환 벡터자기회귀 모형을 활용한 분석은 민간부채가 거시건전성에 미치는 영향이 부채 수준, 경기 국면, 금리 등 다양한 거시경제 변수와의 상호작용에 따라 달라질 수 있음을 보여준다. 이는 민간부채의 리스크를 평가하고 정책을 설계함에 있어, 개별 지표의 위험 신호를 종합하는 방식보다는 경제 전반의 구조적 연계성을 반영한 통합적 접근이 필요함을 시사한다.

본 연구가 정부부채의 지속가능성과 관련하여 우리나라에 주는 시사점 역시 중요하다. 피상적으로는 현재 한국의 GDP 대비 정부부채 비율 47.2%가 제3장에서 추정된 임계치의 범위 78~89%보다 현저히 낮아 경제성장에 미치는 비선형적 악영향이 없는 것으로 보일 수 있으나, 분석 모형을 심도 있게 들여다보면 쉽게 그러한 결론을 내릴 수 없음을 알 수 있다. 원화가 기축통화가 아니라는 점은 차치하더라도, 임계치 자체가 여러 선진국의 정해진 기간의 데이터를 기반으로 추정한 평균값으로서 국가별, 시기별로 다르게 나타날 수 있고 그 외에도 모형이 역인과관계(reverse causality)와 누락 변수(omitted variable) 문제로부터 완벽히 자유롭지 않기 때문이다. 따라서 임계치의 추정치를 해석하는 데 있어 이를 절대적인 기준으로 인식하기보다는 재정운용을 함에 있어 주요 고려 요소 중 하나로 인식하는 지혜가 필요하다.

마지막으로 신흥국의 대외부채 위기 가능성에 대한 연구 역시 한국에 시사

하는 바가 적지 않다. 1997년 아시아 금융위기의 진원지였던 태국에 대외부채 증가 충격이 발생할 경우 아세안+3 역내 국가인 인도네시아와 말레이시아가 받는 영향이 미국보다 현저히 크다는 분석 결과는 역내 금융안정 협력의 중요성을 부각시킨다. 아세안+3의 주요국으로서 한국은 치앙마이 이니셔티브 다자화(CMIM)의 유동성 공급 기능과 아세안+3 거시경제조사기구(AMRO)의 역내 거시경제 감시 기능의 개선과 강화에 지속적으로 관심을 가져야 할 것이다.

참고문헌

[국문자료]

- 강종구. 2017. 「가계부채가 소비와 경제성장에 미치는 영향: 유량효과와 저장효과 분석」. 『경제분석』, 23(2), pp. 28~57.
- 김미루, 마은성. 2025. 「인구구조 변화가 가계부채에 미치는 영향과 시사점」. KDI Focus 143.
- 김영일, 노신영, 이윤수. 2023. 「코로나 이후 가계부채의 현황과 위험도 점검」. 『금융연구』, 37(4), pp. 33~76.
- 김은경. 2024. 「[전문가오피니언] 아프리카 부채 위기의 원인과 결과, 그리고 정치적 함의」. EMERiCs 아프리카·중동.
- 김현정, 김우영. 2009. 「가계부채가 소비에 미치는 영향: 미시자료를 중심으로」. 『경제분석』, 15(3), pp. 1~36.
- 박지원, 최홍석, 조영두. 2025. 「지니어스 법(GENIUS Act) 통과와 스테이블코인: 국제금융시장에 미치는 영향」. 오늘의 세계경제 25-17. 대외경제정책연구원.
- 유경원, 서은숙. 2015. 「가계부채 확대가 실물부문 리스크에 미치는 영향」. 『한국경제의 분석』, 21(1), pp. 65~134.
- 전수민. 2019. 「가계부채가 가계소비와 경제성장에 미치는 영향: 거시자료를 중심으로」. 『유라시아연구』, 16(3), pp. 101~122.
- 최남진, 주동헌. 2016. 「가계부채 및 부채의 변동성이 소비와 성장률에 미치는 영향」. 『금융지식연구』, 14(1), pp. 71~100.
- 한상완, 김광석, 이준형. 2014. 「자영업자 가계부채의 특징과 시사점」. 경제주평 14-14. 현대경제연구원.
- 황진영, 이선호. 2015. 「가계부채의 소비와 소득에 대한 영향」. 『재정정책논집』, 17(2), pp. 127~153.

[영문자료]

- Adrian, T. and H. S. Shin. 2010. "Liquidity and Leverage." *Journal of Financial Intermediation*, 19(3), pp. 418-437.

- Aizenman, Joshua and Nancy Marion. 2003. "The High Demand for International Reserves in the Far East: What Is Going on?" *Journal of the Japanese and International Economies*, 17(3), pp. 370-400.
- Alpanda, S., E. Granziera, and S. Zubairy. 2021. "State Dependence of Monetary Policy Across Business, Credit and Interest Rate Cycles." *European Economic Review*, 140, 103936.
- Alter, A., A. X. Feng, and N. Valckx. 2018. "Understanding the Macro-Financial Effects of Household Debt: A Global Perspective." IMF Working Paper, No. 18/76.
- Andreeva, D., V. Botelho, A. Ferrante, L. Górnicka, and F. Lenoci. 2024. "Low Firm Productivity: the Role of Finance and the Implications for Financial Stability." *Financial Stability Review*, 2, pp. 105-117.
- Andrews, Donald W. K. 1993. "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point." *Econometrica*, 61(4), pp. 821-856.
- Auerbach, A. J. and Y. Gorodnichenko. 2012. "Measuring the output responses to fiscal policy." *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), pp. 1-27.
- _____. 2013. "Fiscal Multipliers in Recession and Expansion." *Fiscal Policy after the Financial Crisis*, pp. 63-98.
- Baron, M. and W. Xiong. 2017. "Credit Expansion and Neglected Crash Risk." *Quarterly Journal of Economics*, 132(2), pp. 713-764.
- Baum, Anja, Cristina Checherita-Westphal, and Philipp Rother. 2013. "Debt and Growth: New Evidence for the Euro Area." *Journal of International Money and Finance*, 32, pp. 809-821.
- Bernanke, B. S., M. Gertler, and S. Gilchrist. 1999. "Chapter 21: The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework." *Handbook of Macroeconomics*, 1(C), pp. 1341-1393.
- Blanchard, Olivier. 2019. "Public Debt and Low Interest Rates." *American Economic Review*, 109(4), pp. 1197-1229.
- Blanchard, Olivier, F. Giavazzi, and F. Sa. 2005. "International Investors, the U.S. Current Account, and the Dollar." *Brookings Papers on Economic Activity*, 2005(1), pp. 1-65.
- Bohn, H. 1998. "The Behavior of U.S. Public Debt and Deficits." *The*

- Quarterly Journal of Economics*, 113(3), pp. 949-963.
- Calvo, Guillermo A., Alejandro Izquierdo, and Ernesto Talvi. 2006. "Phoenix Miracles in Emerging Markets: Recovering without Credit from Systemic Financial Crises." NBER Working Papers, No. 12101.
- Campbell, John Y., Can Gao, and Ian. Martin. 2024. "Debt and Deficits: Fiscal Analysis with Stationary Ratios." NBER Working Paper, No. 31224.
- Caner, Mehmet and Bruce E. Hansen. 2004. "Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model." *Econometrica*, 72(1), pp. 247-279.
- Catão, Luis A.V. and Gian Maria Milesi-Ferretti. 2014. "External Liabilities and Crises." *Journal of International Economics*, 94(1), pp. 18-32.
- Cecchetti, S. G. and E. Kharroubi. 2012. "Reassessing the Impact of Finance on Growth." BIS Working Paper, No. 381.
- Cecchetti, Stephen G., Madhusudan S. Mohanty, and Fabrizio Zampolli. 2011. "The Real Effects of Debt." BIS Working Paper, No. 352.
- Checherita-Westphal, Cristina and Philipp Rother. 2012. "The Impact of High Government Debt Economic Growth and Its Channels: An Empirical Investigation for the Euro Area." *European Economic Review*, 56(7), pp. 1392-1405.
- Cesa-Bianchi, Ambrogio, M. Hashem Pesaran, Alessandro Rebucci, and TengTeng Xu. 2012. "China's Emergence in the World Economy and Business Cycles in Latin America." *Economía*, 12(2), pp. 1-61.
- Chinn, Menzie D. and Hiro Ito. 2006. "What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions." *Journal of Development Economics*, 81(1), pp. 163-192.
- _____. 2008. "A New Measure of Financial Openness." *Journal of Comparative Policy Analysis*, 10(3), pp. 309-322.
- Chudik, Alexander, Kamiar Mohaddes, M. Hashem Pesaran, and Mehdi Raissi. 2013. "Debt, Inflation and Growth Robust Estimation of Long-run Effects in Dynamic Panel Data Models." Globalization Institute Working Papers, No. 162. Federal Reserve Bank of Dallas.
- _____. 2017. "Is There a Debt-Threshold Effect on Output Growth?" *Review of Economics and Statistics*, 99(1), pp. 135-150.

- Chudik, Alexander, Kamiar Mohaddes, M. Hashem Pesaran, Mehdi Raissi and Alessandro Rebucci. 2021. "A Counterfactual Economic Analysis of Covid-19 Using a Threshold Augmented Multi-country Model." *Journal of International Money and Finance*, 119, 102477.
- Chudik, Alexander and M. Hashem Pesaran. 2016. "Theory and Practice of GVAR Modelling." *Journal of Economic Surveys*, 30(1), pp. 165-197.
- Clark, P. K. 1987. "The Cyclical Component of U. S. Economic Activity." *The Quarterly Journal of Economics*, 102(4), pp. 797-814.
- Cloyne, J., Ò. Jordà, and A. M. Taylor. 2023. "State-Dependent Local Projections: Understanding Impulse Response Heterogeneity." NBER Working Paper, No. 30971.
- Dees, Stephane, Filippo di Mauro, M. Hashem Pesaran, and L. Vanessa Smith. 2007. "Exploring the International Linkages of the Euro Area: A Global VAR Analysis." *Journal of Applied Econometrics*, 22(1), pp. 1-38.
- Drehmann, M., M. Juselius, and A. Korinek. 2023. "Long-Term Debt Propagation and Real Reversals." Bank of Finland Research Discussion Paper, No. 5/2023.
- Eberhardt, M. 2019. "Nonlinearities in the Relationship between Debt and Growth: (No) Evidence from Over Two Centuries." *Macroeconomic Dynamics*, 23(4), pp. 1563-1585.
- Eberhardt, M. and A. F. Presbitero. 2015. "Public Debt and Growth: Heterogeneity and Non-Linearity." *Journal of International Economics*, 97(1), pp. 45-58.
- Efron, Bradley. 1987. "Better Bootstrap Confidence Intervals." *Journal of the American Statistical Association*, 82(397), pp. 171-185.
- Eggertsson, G. B. and P. Krugman. 2012. "Debt, Deleveraging, and the Liquidity Trap: A Fisher-Minsky-Koo Approach." *Quarterly Journal of Economics*, 127(3), pp. 1469-1513.
- Eichengreen, B. and R. Hausmann. 1999. "Exchange Rates and Financial Fragility." NBER Working Paper, No. 7418.
- European Central Bank. 2024. "Low Firm Productivity: The Role of Finance and the Implications for Financial Stability." *ECB*

Financial Stability Review.

- Ferrante, F., A. Prestipino, and I. Schott. 2025. "Corporate Debt Maturity and Business Cycle Fluctuations." International Finance Discussion Papers, No. 1409.
- Fisher, I. 1933. "The Debt-Deflation Theory of Great Depressions." *Econometrica*, 1(4), pp. 337-357.
- Gelain, P., K. J. Lansing, and G. J. Natvik. 2018. "Leaning Against the Credit Cycle." *Journal of the European Economic Association*, 16(5), pp. 1350-1393.
- Ghosh, Atsh R., Jun I. Kim, Enrique G. Mendoza, Jonathan D. Ostry, and Mahvash S. Qureshi. 2013. "Fiscal Fatigue, Fiscal Space and Debt Sustainability in Advanced Economies." *The Economic Journal*, 123(566), pp. F4-F30.
- Goldfajn, Ilan and Rodrigo O. Valdés. 1999. "The Aftermath of Appreciations." *The Quarterly Journal of Economics*, 114(1), pp. 229-262.
- Gonçalves, S., A. M. Herrera, L. Kilian, and E. Pesavento. 2024. "State-Dependent Local Projections." *Journal of Econometrics*, 244(2), 105702.
- Gourinchas, Pierre-Olivier and Hélène Rey. 2005. "From World Banker to World Venture Capitalist: US External Adjustment and the Exorbitant Privilege." NBER Working Paper, No. 11563.
- Hansen, Bruce E. 1999. "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference." *Journal of Econometrics*, 93(2), pp. 345-368.
- _____. 2000. "Sample Splitting and Threshold Estimation." *Econometrica*, 68(3), pp. 575-603.
- Hastie, T., R. Tibshirani, and J. Freidman. 2009. *The Elements of Statistical Learning: Data mining, Inference, and Prediction*. 2nd ed. Springer. New York.
- Herndon, Thomas, Michael Ash, and Robert Pollin. 2014. "Does High Public Debt Consistently Stifle Economic Growth? A Critique of Reinhart and Rogoff." *Cambridge Journal of Economics*, 38(2), pp. 257-279.

- International Monetary Fund(IMF). 2013. “Staff Guidance Note for Public Debt Sustainability Analysis in Market Access Countries.” (May) _____ . 2014. *Government Finance Statistics Manual 2014*.
- Jacobs, Jan, Kazuo Ogawa, Elmer Sterken, and Ichiro Tokutsu. 2020. “Public Debt, Economic Growth and the Real Interest Rate: A Panel VAR Approach to EU and OECD Countries.” *Taylor and Francis Journals*, 52(12), pp. 1377-1394.
- Jordà, Ò., M. Schularick, and A. M. Taylor. 2016. “The Great Mortgaging: Housing Finance, Crises and Business Cycles.” *Economic Policy*, 31(85), pp. 107-152.
- Kharroubi, E., C. Upper, F. Zampolli, and C. Borio. 2023. “Credit Booms, Labor Reallocation, and Productivity Growth.” *International Journal of Central Banking*, 19(5), pp. 237-286.
- Kim, J. and D. Ryu. 1998. “Debt and Financial Instability in Korea.” *KDI Working Paper*, No. 9808.
- Kiyotaki, N. and J. Moore. 1997. “Credit Cycles.” *Journal of Political Economy*, 105(2), pp. 211-248.
- Kose, M. Ayhan, Eswar Prasad, Kenneth Rogoff, and Shang-Jin Wei. 2009. “Financial Globalization: A Reappraisal.” *IMF Staff Papers*, No. 56(1), pp. 8-62.
- Krugman, Paul. 1979. “A Model of Balance-of-Payments Crises.” *Journal of Money, Credit and Banking*, 11(3), pp. 311-325.
- Kumar, Manmohan and Jaejoon Woo. 2010. “Public Debt and Growth.” IMF Working Paper, No. 10/174.
- Lombardi, M., M. Mohanty, and I. Shim. 2017. “The Real Effects of Household Debt in the Short and Long Run.” BIS Working Paper, No. 607.
- Mammen, Enno. 1993. “Bootstrap and Wild Bootstrap for High Dimensional Linear Models.” *The Annals of Statistics*, 21(1), pp. 255-285.
- McKinnon, Ronald I. 1973. *Money and Capital in Economic Development*. Brookings Institution Press.
- Mendoza, Enrique G. and Vivian Z. Yue. 2012. “A General Equilibrium Model of Sovereign Default and Business Cycles.” *The Quarterly Journal of Economics*, 127(2), pp. 889-946.

- Mian, A., A. Sufi, and E. Verner. 2017. "Household Debt and Business Cycles Worldwide." *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4), pp. 1755-1817.
- Mohaddes, Kamiar and M. Hashem Pesaran. 2016. "Country-Specific Oil Supply Shocks and the Global Economy: A GVAR Approach." *The Quarterly Journal of Energy Economics and Policy*, 36(C), pp. 293-310.c
- Mohaddes, Kamiar and Mehdi Raissi. 2024. "Compilation, Revision and Updating of the Global VAR (GVAR) Database, 1979Q2-2023Q3." University of Cambridge: Judge Business School.
- Pattillo, Catherine, H el ene Poirson, and Luca Ricci. 2011. "External Debt and Growth." *Review of Economics and Institutions*, 2(3).
- Pesaran, M. Hashem, Til Schuermann, and Scott M. Weiner. 2004. "Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model." *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(2), pp. 129-162.
- Pesaran, H. Hashem and Yongcheol Shin. 1998. "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models." *Economics Letters*, 58(1), pp. 17-29.
- Reinhart, Carmen M., Kenneth S. Rogoff, and Miguel A. Savastano. 2003. "Debt Intolerance." *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003(1), pp. 1-62.
- Reinhart, Carmen M. and Kenneth S. Rogoff. 2010. "Growth in a Time of Debt." *American Economic Review*, 100(2), pp. 573-578.
- Reis, Ricardo. 2022. "Debt Revenue and the Sustainability of Public Debt." *Journal of Economic Perspectives*, 36(4), pp. 103-124.
- Rodrik, Dani and Andr es Velasco. 1999. "Short-term Capital Flows." *NBER Working Paper*, No. 7364.
- Salmon, Jack and Veronique de Rugy. 2020. "Debt and Growth: A Decade of Studies." Mercatus Research Paper. (April)
- Tenreyro, S. and G. Thwaites. 2016. "Pushing on a String: US Monetary Policy is Less Powerful in Recessions." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 8(4), pp. 43-74.
- World Bank. 2023. *International Debt Report 2023*.

[온라인 기사]

- 「이창용 “가계부채, 소비·성장 제약하는 임계수준…대출규제 바람직”」. 2025. 『뉴스1』. (7월 10일). <https://www.news1.kr/economy/trend/5841821>
(검색일: 2025. 9. 1.).
- 「WEF 총재 “글로벌 부채 너무 많아… 나폴레옹 전쟁 이후 처음」. 2024. 『연합뉴스』. (4월 29일). <https://www.yna.co.kr/view/AKR20240429024900009>
(검색일: 2025. 9. 1.).

[온라인 자료]

- 국가통계포털. <https://kosis.kr>(검색일: 2025. 7. 26.).
- 한국거래소. <https://www.krx.co.kr>(검색일: 2025. 7. 26.).
- 한국은행. 경제통계시스템. <https://ecos.bok.or.kr>(검색일: 2025. 9. 20.).
- 한국은행. 2024. 「금융안정보고서」. (검색일: 2025. 2. 24.). (6월)
_____. 2025. 「금융안정보고서」. (검색일: 2025. 7. 21.). (6월)
- 한국은행 홈페이지. <https://www.bok.or.kr/portal/main/main.do>(검색일:
2025. 7. 21.).
- BIS. Data Portal: Credit to the Non-Financial Sector. https://data.bis.org/topics/TOTAL_CREDIT/data(검색일: 2025. 3. 1.~9. 1.).
- CEIC. <https://www.ceicdata.com/en>(검색일: 2025. 3. 22.).
- FnGuide Index. <https://www.fnindex.co.kr/overview/I/FSI>(검색일: 2025.
7. 27.).
- IIF. 2025. Global Debt Monitor: Tariffs, Trade and Risks for Debt Markets.
(May 6). <https://www.iif.com/Products/Global-Debt-Monitor>(검색
일: 2025. 9. 1.).
- International Monetary Fund(IMF). International Financial Statistics(IFS)
(검색일: 2025. 3. 1.).
- _____. 2024. “2024 Global Debt Monitor.” [https://www.imf.org/external/
/ datamapper/GDD/2024%20Global%20Debt%20Monitor.pdf](https://www.imf.org/external/datamapper/GDD/2024%20Global%20Debt%20Monitor.pdf)(검색
일: 2025. 3. 1.).
- _____. 2025. World Economic Outlook(WEO) Database. [https://www.imf.
org/en/publications/weo/weo-database/2025/april](https://www.imf.org/en/publications/weo/weo-database/2025/april)(검색일: 2025.
9. 23.). (April)
- _____. 2025. Historical Public Debt Database(HPDD). [https://www.imf.
org/external/datamapper/datasets/DEBT](https://www.imf.org/external/datamapper/datasets/DEBT)(검색일: 2025. 9. 23.).

OECD. Self-employment rate. <https://www.oecd.org/en/data/indicators/self-employment-rate.html>(검색일: 2025. 8. 5.).

Oxford Economics 홈페이지. <https://www.oxfordeconomics.com/>(검색일: 2025. 3. 22.).

부록



부록 1. 방법론 상세

부록 2. 추가 실증 결과

부록 3. 데이터 부록

부록 4. Clark(1987) 추세-순환 분해
모형

부록 1. 방법론 상세

부록 1에서는 제2장에서 사용하였던 대외부채-GDP 비율을 계산함에 있어서 사용되었던, 국가별 대외부채와 명목 GDP 데이터에서 발생한 결측값을 처리한 방법론을 간단히 소개한다. 시계열 데이터의 특성과 결측 패턴(초기 결측, 중간 결측, 말기 결측)에 따라 적합한 대체 방법을 선정하고 적용하였다.

결측치 대체(imputation)는 데이터의 완전성을 복원하여 편향되지 않은 분석을 가능하게 하는 과정이다. 시계열 데이터의 결측치 처리는 특별한 주의가 필요하며, 특히 경제 데이터는 추세, 순환성, 계절성 등의 복잡한 구조적 특성을 가진다. 2장에서는 대외부채와 GDP 각각의 고유한 특성을 고려하여 개별적으로 결측치를 대체한 후 비율을 계산하는 접근법을 선택하였다. 이는 각 변수가 서로 다른 경제적 메커니즘으로 생성되기 때문에, 비율을 직접 대체하는 방법보다 변수 사이의 관계를 더 잘 보존한다.

가. 기본적인 TGVAR 모형

1) 표준 GVAR 모형의 기본 구조

TGVAR 모형의 구조를 이해하기 위해서는 먼저 표준 GVAR 모형의 기본 형태를 살펴볼 필요가 있다. 표준 GVAR 모형은 개별 국가의 VARX*(Vector Autoregression with eXogenous variables) 모형으로 구성되며, 각 국가 모형은 다음과 같이 표현된다:

$$\mathbf{x}_{i,t} = \mathbf{a}_{i,0} + \mathbf{a}_{i,1}t + \sum_{\ell=1}^{p_i} \boldsymbol{\phi}_{i,\ell} \mathbf{x}_{i,t-\ell} + \sum_{\ell=0}^{q_i} \boldsymbol{\Lambda}_{i,\ell} \mathbf{x}_{i,t-\ell}^* + \mathbf{u}_{i,t}. \quad [\text{부록 식 1-1}]$$

여기서 $\mathbf{x}_{i,t}$ 는 국가 i 의 시점 t 에서의 $k_i \times 1$ 국내변수 벡터로, 일반적으로 예를 들면, 로그 실질 GDP($y_{i,t}$), 인플레이션을($Dp_{i,t}$), 로그 실질 환율($ep_{i,t}$), 단

기 이자율($r_{i,t}^s$), 장기 이자율($r_{i,t}^l$), 로그 실질 주가($eq_{i,t}$) 등을 포함한다. $\mathbf{a}_{i,0}$ 는 상수항 벡터이고, $\mathbf{a}_{i,1}$ 은 $k_i \times 1$ 시간 추세 계수 벡터이다. $\Phi_{i,j}$ 는 $k_i \times k_i$ 자기회귀 계수 행렬로, 국가 i 의 과거 국내변수가 현재 값에 미치는 영향을 나타낸다. $\Lambda_{i,j}$ 는 $k_i \times k_i^*$ 계수 행렬로, 외국변수들이 국내변수에 미치는 영향을 나타낸다. p_i 와 q_i 는 각각 국내변수와 외국변수의 최적 시차이며, $\mathbf{u}_{i,t}$ 는 $k_i \times 1$ 오차항 벡터로 평균이 0이고 상호 약상관성⁴³⁾을 만족한다고 가정한다.

외국변수 $\mathbf{x}_{i,t}^*$ 는 다음과 같이 무역 가중평균으로 구성된다:

$$\mathbf{x}_{i,t}^* = \sum_{j,t}^n w_{i,j} \mathbf{x}_{j,t}. \quad [\text{부록 식 1-2}]$$

여기서 $w_{i,j}$ 는 국가 i 와 j 간의 무역 가중치이며,

$$w_{i,i} = 0, \sum_{j=0}^n w_{i,j} = 1 \quad [\text{부록 식 1-3}]$$

을 만족한다. 구체적으로 고정 무역 가중치는 3년간 평균 양자 간 무역액(수출입 평균)을 기준으로 계산된다:

$$w_{i,j} = \frac{T_{i,j,t} + T_{i,j,t+1} + T_{i,j,t+2}}{T_{i,\cdot,t} + T_{i,\cdot,t+1} + T_{i,\cdot,t+2}}, \quad T_{i,\cdot,t} = \sum_{j=0}^n T_{i,j,t}. \quad [\text{부록 식 1-4}]$$

43) 상호 약상관성(cross-sectional weak correlation)은 GVAR 모형의 핵심 가정 중 하나로, 개별 국가 모형의 특이적(idiosyncratic) 충격들이 횡단면적으로 약하게 상관되어야 함을 의미한다. 구체적으로, $cov(\mathbf{x}_{i,t}^*, \mathbf{u}_{i,t}) \rightarrow 0$ 이 $n \rightarrow \infty$ 일 때 성립해야 한다. 이는 국가별 외국변수가 장기 모수에 대해 약외생적(weakly exogenous)임을 보장하기 위한 조건이다. 실질적으로는 $\mathbf{u}_{i,t} = \sum_{j=0}^n w_{i,j} \mathbf{u}_{j,t} \rightarrow_p \mathbf{0}$ 이 $n \rightarrow \infty$ 일 때 성립한다고 가정한다. 이 가정은 외국변수로 사용되는 국가별 가중평균 변수들이 관찰되지 않은 공통요인들을 적절히 대리하여, 개별 국가 모형의 잔차 간 상관관계를 충분히 줄일 수 있다는 직관에 기반한다(Pesaran, Schuermann, and Weiner 2004; Chudik and Pesaran 2016).

여기서 $T_{i,j,t}$ 는 t 년도 국가 i 와 j 간의 양자 간 무역액이며, $T_{i,\dots}$ 는 국가 i 의 총무역액이다. 이러한 구조를 통해 GVAR 모형은 각 국가의 경제가 다른 국가들의 경제와 어떻게 상호연결되어 있는지를 체계적으로 모형화할 수 있다.

2) TGVAR 모형으로의 확장

TGVAR 모형은 GVAR 모형 [부록 식 1-1]에 전환효과를 도입하여 경제 변수들 간의 비선형적 관계를 포착할 수 있도록 확장한 모형이다. 이러한 확장은 두 가지 주요 차원에서 이루어진다. 첫째는 개별 국가 모형에 전환효과를 추가하는 것이고, 둘째는 글로벌 공통요인을 명시적으로 분리하여 모형화하는 것이다.

개별 국가 i 에 대한 기본적인 TGVAR 모형은 다음과 같이 표현할 수 있다:

$$\mathbf{x}_{i,t} = \mathbf{a}_{i,0} + \mathbf{a}_{i,1}t + \sum_{\ell=1}^{p_i} \Phi_{i,\ell} \mathbf{x}_{i,t-\ell} + \sum_{\ell=0}^{q_i} \Lambda_{i,\ell} \mathbf{x}_{i,t-\ell}^* + \mathbf{x}_i z_{t-1}(\gamma_i) + \mathbf{u}_{i,t}. \quad [\text{부록 식 1-5}]$$

GVAR 모형과 비교하여 새롭게 추가된 요소는 전환효과 항 $\mathbf{x}_i z_{t-1}(\gamma_i)$ 이다. 여기서 \mathbf{x}_i 는 $k_i \times 1$ 전환효과 계수 벡터로, 대외부채 증가율이 전환점을 초과할 때 각 국내변수가 받는 추가적 영향의 크기와 방향을 나타낸다. 이 계수의 부호와 크기는 국가별로 상이할 수 있으며, 특히 GDP 성장률에 대한 계수가 음(-)의 값을 가질 경우 고부채 체제에서 성장이 둔화됨을 의미한다. $z_{t-1}(\gamma_i) = I(\Delta de_{i,t-1} > \gamma_i)$ 는 스칼라 전환점 지시변수로, 전기의 대외부채-GDP 비율 증가율 $\Delta de_{i,t-1}$ 이 국가별 전환점 γ_i 를 초과하면 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다. 전환점 γ_i 는 국가 i 의 경제구조와 제도적 특성을 반영하는 중요한 매개변수로, 이 값을 초과하면 경제의 동태적 특성이 질적으로 변화한다고 해석할 수 있다.

TGVAR 모형의 또 다른 중요한 특징은 글로벌 공통요인을 명시적으로 분리하여 모형화한다는 점이다. GVAR에서는 교역가중 외국 변수가 글로벌 요인과

국가별 특수 요인을 동시에 포착하지만, TGVAR에서는 이를 분해하여 분석한다. 글로벌 요인 벡터는 $\mathbf{f}_t = [\mathbf{g}_t', \tilde{\mathbf{y}}_t']'$ 로 구성되며, 여기서 \mathbf{g}_t 는 유가나 글로벌 변동성 지수와 같이 직접 관찰 가능한 글로벌 변수들을 포함하고, $\tilde{\mathbf{y}}_t$ 는 각국 거시경제 변수들의 PPP-GDP 가중평균으로 구성되는 관찰 불가능한 공통요인이다. 예를 들어 PPP-가중평균 변수는 다음과 같이 정의할 수 있다:

$$\tilde{\mathbf{y}}_t = [\Delta \tilde{y}_t, \Delta \tilde{r}_t^l, \Delta \tilde{e}q_t, \Delta \tilde{e}p_t]'. \quad [\text{부록 식 1-6}]$$

각 구성요소는 다음과 같이 계산된다:

$$\tilde{y}_t = \sum_{i=0}^N w_i^* y_{i,t}, \quad \tilde{r}_t^l = \sum_{i=0}^N w_i^* r_{i,t}, \quad \tilde{e}q_t = \sum_{i=0}^N w_i^* eq_{i,t}, \quad \tilde{e}p_t = \sum_{i=0}^N w_i^* ep_{i,t}. \quad [\text{부록 식 1-7}]$$

여기서 w_i^* 는 국가 i 의 PPP-GDP 가중치로 $w_1^* + w_2^* + \dots + w_n^* = 1$ 을 만족한다. 이러한 가중평균은 글로벌 경제의 전반적인 움직임을 포착하며, 개별 국가의 특수한 충격은 평균화 과정에서 상쇄된다.

이러한 글로벌 요인들은 자체적인 VAR 구조를 따른다고 가정한다:

$$\begin{aligned} \mathbf{g}_t &= \mathbf{c}_g + \mathbf{H}_g \mathbf{g}_{t-1} + \mathbf{H}_{g,y} \tilde{\mathbf{y}}_{t-1} + \mathbf{v}_{g,t}, \\ \tilde{\mathbf{y}}_t &= \mathbf{c}_{\tilde{y}} + \mathbf{H}_{y,g} \mathbf{g}_{t-1} + \mathbf{H}_y \tilde{\mathbf{y}}_{t-1} + \tilde{\mathbf{v}}_{\tilde{y},t}. \end{aligned} \quad [\text{부록 식 1-8}]$$

이를 결합하면:

$$\mathbf{f}_t = \mathbf{c}_f + \mathbf{H} \mathbf{f}_{t-1} + \mathbf{v}_t, \quad [\text{부록 식 1-9}]$$

$$\mathbf{c}_f = [\mathbf{c}_g' \ \mathbf{c}_{\tilde{y}}']', \quad \mathbf{H} = \begin{bmatrix} \mathbf{H}_g & \mathbf{H}_{g,y} \\ \mathbf{H}_{y,g} & \mathbf{H}_y \end{bmatrix}, \quad \mathbf{v}_t = [\mathbf{v}_{g,t}' \ \tilde{\mathbf{v}}_{\tilde{y},t}']'.$$

여기서 \mathbf{c}_f 는 글로벌 요인의 상수항 벡터, \mathbf{H} 는 글로벌 요인들 간의 동태적 상호작용을 나타내는 계수 행렬, \mathbf{v}_t 는 글로벌 충격 벡터이다. 따라서 글로벌 요인들을 포함한 완전한 형태의 개별 국가 TGVAR 모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다:

$$\mathbf{x}_{i,t} = \mathbf{a}_{i,0} + \mathbf{a}_{i,1} + \sum_{\ell=1}^{p_i} \boldsymbol{\Phi}_{i,\ell} \mathbf{x}_{i,t-\ell} + \sum_{\ell=0}^{q_i} \boldsymbol{\Lambda}_{i,\ell} \mathbf{x}^*_{i,t-\ell} + \mathbf{A}_{0,i} \mathbf{f}_t + \mathbf{A}_{1,i} \mathbf{f}_{t-1} + \mathbf{x}_{iz_{t-1}}(\gamma_i) + \mathbf{u}_{i,t}. \quad [\text{부록 식 1-10}]$$

여기서 $\mathbf{A}_{0,i}$ 와 $\mathbf{A}_{1,i}$ 는 각각 글로벌 요인의 동시적 및 시차적 효과를 나타내는 $k_i \times m_f$ 계수 행렬이며 m_f 는 글로벌 요인의 총 개수이다.

글로벌 요인의 동태 방정식인 [부록 식 1-8]를 개별 국가 모형에 대입하면:

$$\mathbf{x}_{i,t} = \mathbf{d}_i + \boldsymbol{\Phi}_i \mathbf{x}_{i,t-1} + \boldsymbol{\Lambda}_i \mathbf{x}^*_{i,t-1} + \mathbf{B}_{f,i} \mathbf{f}_{t-1} + \mathbf{x}_{iz_{t-1}}(\gamma_i) + \mathbf{A}_{0,i} \mathbf{v}_t + \mathbf{u}_{i,t} \quad [\text{부록 식 1-11}]$$

여기서 $\mathbf{d}_i = \mathbf{a}_{i,0} + \mathbf{a}_{i,1} + \mathbf{A}_{0,i} \mathbf{c}_f$ 는 구조적 절편으로 개별 국가의 고유한 성장 경로와 글로벌 요인의 장기 평균이 결합된 형태이고, $\mathbf{B}_{f,i} = \mathbf{A}_{1,i} + \mathbf{A}_{0,i} \mathbf{H}$ 는 글로벌 요인의 종합적인 동태적 효과를 나타낸다. 간명성을 위해 시차를 1로 제한하였으므로 $\boldsymbol{\Phi}_i = \boldsymbol{\Phi}_{i,1}$, $\boldsymbol{\Lambda}_i = \boldsymbol{\Lambda}_{i,1}$ 이다.

개별 국가 모형들을 글로벌 시스템으로 결합하기 위해서는, 모든 국가의 변수를 수직으로 쌓아 $K \times 1$ 벡터를 구성한다:

$$\mathbf{x}_t = [\mathbf{x}'_{0,t}, \mathbf{x}'_{1,t}, \dots, \mathbf{x}'_{nt}]'. \quad [\text{부록 식 1-12}]$$

여기서 K 는 전체 변수의 개수이다. 본 연구에서는 국가당 최대 9개 변수를 사용하므로 33개국의 경우 K 는 약 297이 된다.

모든 국가의 외국변수를 쌓은 벡터는 위와 유사하게 \mathbf{x}^*_t 로 정의되며, 외국변수와 국내변수 간의 연결 관계는 다음과 같은 선형 변환으로 표현할 수 있다:

$$\mathbf{x}^*_t = \mathbf{W} \mathbf{x}_t. \quad [\text{부록 식 1-13}]$$

여기서 $\mathbf{W} = [\mathbf{W}'_0, \mathbf{W}'_1, \dots, \mathbf{W}'_n]'$ 는 블록 구조를 가진 $K^* \times K$ 무역가중 행렬이며, \mathbf{W}_i 는 국가 i 의 무역가중치를 반영하는 $k^*_i \times K$ 부분행렬이다.

PPP-GDP 가중평균도 유사하게 표현할 수 있다:

$$\tilde{\mathbf{y}}_t = \mathbf{W}^* \mathbf{x}_t. \quad [\text{부록 식 1-14}]$$

여기서 \mathbf{W}^* 는 PPP-GDP 가중치로 구성된 행렬이다.

개별 국가 방정식들을 쌓으면:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{d} + \boldsymbol{\Phi} \mathbf{x}_{t-1} + \boldsymbol{\Lambda} \mathbf{x}_{t-1}^* + \mathbf{B}_f \mathbf{f}_{t-1} + \mathbf{K} \mathbf{z}_{t-1}(\boldsymbol{\gamma}) + \mathbf{A}_0 \mathbf{v}_t + \mathbf{u}_t. \quad [\text{부록 식 1-15}]$$

여기서 $\mathbf{d} = [\mathbf{d}'_0, \mathbf{d}'_1, \dots, \mathbf{d}'_n]'$ 는 구조적 절편 벡터, $\boldsymbol{\Phi} = \text{diag}\{\boldsymbol{\Phi}_0, \boldsymbol{\Phi}_1, \dots, \boldsymbol{\Phi}_n\}$ 는 블록 대각 자기회귀 계수 행렬, $\boldsymbol{\Lambda} = \text{diag}\{\boldsymbol{\Lambda}_0, \boldsymbol{\Lambda}_1, \dots, \boldsymbol{\Lambda}_n\}$ 는 블록 대각 외국변수 계수 행렬, $\mathbf{B}_f = [\mathbf{B}'_{f,0}, \mathbf{B}'_{f,1}, \dots, \mathbf{B}'_{f,n}]'$ 는 글로벌 요인 로딩 행렬, $\mathbf{K} = \text{diag}\{\boldsymbol{\kappa}_0, \boldsymbol{\kappa}_1, \dots, \boldsymbol{\kappa}_n\}$ 는 전환효과 계수 행렬, $\mathbf{z}_{t-1}(\boldsymbol{\gamma}) = [\mathbf{z}_{t-1}(\boldsymbol{\gamma}_0), \mathbf{z}_{t-1}(\boldsymbol{\gamma}_1), \dots, \mathbf{z}_{t-1}(\boldsymbol{\gamma}_n)]'$ 는 $(n+1) \times 1$ 전환지시변수 벡터이다.

여기에 연결관계 $\mathbf{x}_{t-1}^* = \mathbf{W} \mathbf{x}_{t-1}$ 을 대입하면:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{d} + (\boldsymbol{\Phi} + \boldsymbol{\Lambda} \mathbf{W}) \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{B}_f \mathbf{f}_{t-1} + \mathbf{K} \mathbf{z}_{t-1}(\boldsymbol{\gamma}) + \mathbf{A}_0 \mathbf{v}_t + \mathbf{u}_t \quad [\text{부록 식 1-16}]$$

로 나타낼 수 있으며, 글로벌 요인 $\mathbf{f}_{t-1} = [\mathbf{g}'_{t-1}, (\mathbf{W}^* \mathbf{x}_{t-1})']'$ 을 분해하여 대입하면:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{d} + (\boldsymbol{\Phi} + \boldsymbol{\Lambda} \mathbf{W} \mathbf{x}_{t-1}) + \mathbf{B}_y \mathbf{f}_{t-1} + \mathbf{K} \mathbf{z}_{t-1}(\boldsymbol{\gamma}) + \mathbf{A}_0 \mathbf{v}_t + \mathbf{u}_t. \quad [\text{부록 식 1-17}]$$

여기서 $\mathbf{B}_y = [\mathbf{B}_g, \mathbf{B}_y]$ 로 분해할 수 있으며, $\mathbf{C} = \mathbf{A}_0$ 이다.

최종적으로 축약형 글로벌 TGVAR 모형은:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{c} + \mathbf{G} \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{K} \mathbf{z}_{t-1}(\boldsymbol{\gamma}) + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad [\text{부록 식 1-18}]$$

로 나타낼 수 있으며 $\mathbf{c} = \mathbf{d} + \mathbf{B}_y \mathbf{g}_{t-1}$ 는 글로벌 변수의 효과를 포함한 종합적 절편, $\mathbf{G} = \boldsymbol{\Phi} + \boldsymbol{\Lambda} \mathbf{W} + \mathbf{B}_y \mathbf{W}^*$ 는 $K \times K$ 전이행렬로 시스템의 동태적 상호의존성을 포착한다. 이 행렬의 각 원소는 한 국가의 특정 변수가 자국 및 타국의 변수들

에 미치는 시차효과를 나타내며, 직접적인 양자 간 무역관계뿐만 아니라 제3국을 통한 간접효과도 반영한다. $\epsilon_t = \mathbf{C}\mathbf{v}_t + \mathbf{u}_t$ 는 축약형 오차항으로 글로벌 충격과 국가별 특수 충격을 모두 포함한다.

이 축약형 표현에서 시스템의 안정성은 전이행렬 \mathbf{G} 의 고유값(eigenvalues)에 의해 결정된다. 모든 고유값의 절댓값이 1보다 작아야 시스템이 안정적이며, 충격에 대한 반응이 시간이 지남에 따라 수렴한다. 만약 일부 고유값이 단위 원 밖에 있다면 시스템은 불안정하며, 작은 충격도 시간이 지남에 따라 증폭될 수 있다. 본 연구에서는 변수의 개수 K 가 시계열 길이 T 를 초과하는 고차원 문제로 인해 불안정성이 발생할 경우, Ridge 정규화(regularization)를 적용하여 전이행렬의 고유값을 축소시켜 안정성을 확보한다.

3) 글로벌 요인의 분리

앞서 TGVAR 모형의 이론적 구조에서 글로벌 요인이 $\mathbf{f}_t = [\mathbf{g}'_t, \bar{\mathbf{y}}'_t]'$ 로 구성됨을 설명하였다. 그러나 본 연구의 실제 구현에서는 이론적 모형과는 다른 몇 가지 중요한 선택을 하였으며, 이는 추정의 효율성과 모형의 식별 가능성을 고려한 실용적 결과이다.

우선 본 연구에서는 PPP-GDP 가중평균 변수 $\bar{\mathbf{y}}_t$ 를 명시적으로 구성하지 않는다. 이론적으로 $\tilde{\mathbf{y}}_t = \mathbf{W}^* \mathbf{x}_t$ 는 글로벌 경제의 전반적인 움직임을 설명하는 중요한 요소이지만, 실증적으로는 여러 문제가 발생할 수 있다. 대표적으로 교역가중 외국 변수 $\mathbf{x}^*_{i,t}$ 와 PPP-GDP 가중평균 $\bar{\mathbf{y}}_t$ 간의 높은 상관관계이다. 많은 국가들에서 주요 교역상대국이 글로벌 경제에서 차지하는 비중이 크기 때문에, 이 두 변수 집합은 상당 부분 중복된 정보를 담게 된다. 예를 들어, 미국이나 중국과의 교역 비중이 높은 국가의 경우, 교역가중 변수가 이미 글로벌 경제의 상당 부분을 반영하며, 이러한 다중공선성은 계수 추정의 정밀도를 떨어뜨리고, 개별 효과의 식별을 어렵게 만들 수 있다.

또한 PPP-GDP 가중평균을 추가로 구성할 경우 추정해야 할 모수의 수가

크게 증가한다. 본 연구의 경우 이미 $K=297$ 로 변수의 수가 시계열 관측치 $T=180$ 을 초과하는 고차원 문제에 직면해 있다. 여기에 4개의 PPP-GDP 가중평균 변수와 그에 대한 계수들을 추가하면, 국가당 최소 8개의 추가 모수가 발생하여 33개국 전체로는 264개의 모수가 증가할 수 있다. 이는 과대모수화(over-parameterization)의 위험을 높이고, 유한표본에서의 추정 편의를 악화시킬 수도 있다.

두 번째로, 본 연구에서는 관찰 가능한 글로벌 변수 g_t 로 국제유가 변화율 Δpoil_t 만을 사용한다. 이는 다음과 같은 실증적 고려에 기반한다. 유가는 모든 국가에 공통적으로 영향을 미치는 글로벌 변수이며, 특히 신흥개도국의 경우 유가 변동이 경상수지, 인플레이션, 재정수지 등을 통해 대외부채 동화에 직접적인 영향을 미칠 수 있다. 원유 수입국의 경우 유가 상승은 경상수지 악화와 대외부채 증가로 이어질 수 있으며, 원유 수출국의 경우 유가 하락이 재정수입 감소와 대외차입 필요성 증가로도 연결될 수 있다.

다음으로, 본 연구에서는 동 시기 외국변수 $\mathbf{x}^*_{i,t}$ 를 제외하고 시차 변수 $\mathbf{x}^*_{i,t-1}$ 만을 사용한다. 이는 동시성 문제를 근본적으로 회피하기 위한 것이다. 동 시기 외국변수를 포함할 경우, 한 국가의 충격이 교역가중치를 통해 다른 국가에 즉각적으로 영향을 미치고, 이것이 다시 원래 국가에 되돌아오는 순환적 동시성이 발생한다. 이러한 문제는 도구변수 추정이나 완전정보 최우추정법(FIML)과 같은 복잡한 추정방법을 요구한다.

반면 시차 변수만을 사용하면 각 국가의 방정식을 개별적으로 OLS로 추정할 수 있어 계산의 부담이 크게 줄어든다. 특히 본 연구와 같이 전환값을 격자탐색법으로 추정해야 하는 경우, 각 전환값 후보에 대해 모형을 반복적으로 추정해야 하므로 추정의 단순성은 매우 중요하다. 또한 경제이론적으로도 국제적 파급효과가 즉각적이기보다는 일정한 시차를 두고 나타난다는 점을 고려하면, 시차 변수만을 사용하는 것이 비현실적인 가정은 아닐 것으로 생각된다.

이러한 선택들을 반영하여, 본 연구의 개별 국가 TGVAR 모형은 다음과 같

이 단순화될 수 있다:

$$\mathbf{x}_{i,t} = \mathbf{a}_{i,0} + \mathbf{a}_{i,1}t + \boldsymbol{\Phi}_{i,1}\mathbf{x}_{i,t-1} + \boldsymbol{\Lambda}_{i,1}\mathbf{x}_{i,t-1}^* + \boldsymbol{\alpha}_i\Delta\text{poil}_i + \boldsymbol{\alpha}_i z_{i-1}(\gamma_i) + \mathbf{u}_{i,t} \quad [\text{부록 식 1-19}]$$

여기서 $\boldsymbol{\alpha}_i$ 는 유가 변화의 동시적 효과를 나타내는 $k_i \times 1$ 계수 벡터이다.

구현상의 선택들은 모형의 이론적 완결성을 일부 희생하는 대신, 추정의 안정성과 결과의 해석 가능성을 향상시킨다. 특히 신흥개도국의 대외부채 위기를 분석하는 본 연구의 목적에 비추어 볼 때, 복잡한 글로벌 요인 구조보다는 명확한 임계효과와 식별과 국가 간 파급경로 추적이 더 중요하다고 판단된다.

나. 국가별 Threshold 추정

1) Threshold 변수의 정의와 경제적 의미

본 연구에서 전환 변수로 사용되는 대외부채-GDP 비율의 증가율은 다음과 같이 정의된다:

$$\Delta ed_{i,t} = \ln\left(\frac{ExDebt_{i,t}/GDP_{i,t}}{ExDebt_{i,t-1}/GDP_{i,t-1}}\right). \quad [\text{부록 식 1-20}]$$

여기서 $ExDebt_{i,t}$ 는 국가 i 의 t 분기 말 총대외부채 잔액(stock)으로 정부부문과 민간부문을 모두 포함한다. $GDP_{i,t}$ 는 계절조정된 명목 GDP의 연율화(annualized) 값으로, 분기 GDP에 4를 곱하여 연간기준으로 환산한 값이다. 대외부채는 특정 시점의 잔액을 나타내는 저장(stock) 변수인 반면, GDP는 일정 기간 동안의 생산활동을 측정하는 유량(flow) 변수이므로, 연율화를 통해 두 변수의 시간적 차이를 일치시킨다. 이러한 처리를 통해 계산된 $\Delta ed_{i,t}$ 는 분기별 데이터이지만, 연간 기준으로 표준화된 비율의 변화율을 나타내므로 다른 연구들의 연간 데이터 기반 결과와 직접적인 비교가 가능하다. 로그 차분을 사용함으로써 성장률의 대칭성을 확보하고, 양과 음의 변화율이 동일한 크기로

해석될 수 있도록 하였다.

대외부채 비율의 절대적 수준이 아닌 증가율을 임계변수로 선택한 것은 부채 축적의 동태적 과정이 경제 안정성에 미치는 영향을 포착하기 위함이다. 동일한 부채 수준이라도 그것이 점진적으로 축적된 것인지 단기간에 급증한 것인지에 따라 경제적 함의가 크게 달라질 수 있다. 급격한 부채 증가는 경상수지 적자의 확대, 재정 규율의 악화, 또는 외부 충격에 대한 취약성 증가를 시사할 수 있으며, 이는 시장 참여자들의 위험 인식에 영향을 미친다.

거시경제학적 관점에서 대외부채 증가율은 경상수지 동학과 밀접하게 연관되어 있다. 경상수지 적자는 필연적으로 대외부채 또는 대외자산 포지션의 변화로 이어지는데, 지속적인 경상수지 적자는 대외부채의 누적을 의미한다. Blanchard, Giavazzi, and Sa(2005)에 따르면, 대외부채 비율 변화는 경상수지 적자, 실질환율 변화, 실질성장률의 함수로 분해될 수 있으며, 이 요소들 중 하나라도 급격히 악화되면 부채 동학이 불안정해질 수 있다. 특히 실질성장률이 실질금리를 하회하는 상황에서 대외부채가 빠르게 증가한다면, 이는 부채의 지속가능성에 대한 우려를 증폭시킬 수 있다.

금융시장의 관점에서 부채 증가 속도는 투자자들의 위험 평가에 중요한 변수로 작용한다. Ghosh *et al.*(2013)은 부채 수준이 동일하더라도 부채 증가율이 높은 국가는 더 높은 위험 프리미엄에 직면할 가능성이 있다. 이는 부채 증가율이 미래의 상환 부담 증가와 정책 대응 여력 감소를 시사하는 선행지표로 인식되기 때문이다. 글로벌 위험회피 성향이 증가하는 시기에는 이러한 효과가 더욱 증폭되어, 부채가 빠르게 증가하는 국가들은 자본유출과 금융시장 접근성 악화를 경험할 수 있다.

신흥개도국의 맥락에서 대외부채 증가율의 중요성은 더욱 부각된다. 대부분의 신흥개도국은 자국 통화로 대외차입이 어려워 외화표시 부채에 의존하는데, 이는 환율 변동에 대한 취약성을 높인다. 대외부채가 급증하는 시기에 환율이 급격히 절하되면, 자국 통화 기준 부채 부담이 크게 증가하여 채무 위기로 이어질

수 있다. 또한 신흥개도국은 선진국에 비해 국내 저축률이 낮고 금융시장이 덜 발달되어 있어, 대외부채 증가에 따른 거시경제적 조정 비용이 더 클 수 있다.

본 연구에서 임계변수로 대외부채 비율의 증가율을 사용하는 것은 이러한 비선형적 관계를 명시적으로 모형화하기 위함이다. 대외부채 증가율이 특정 전환값을 초과하면, 경제의 동태적 특성이 질적으로 변화할 수 있다는 가정하에, 정상 체제(normal regime)와 고부채 증가 체제(high debt growth regime)를 구분하여 분석한다. 체제 전환이 거시경제 변수들의 상호관계에 미치는 영향을 정량적으로 평가하려고 한다.

2) Grid Search 방법론

Threshold 추정을 위해 본 연구는 격자탐색법(grid search method)을 사용한다. 이는 Hansen(1999, 2000)이 개발한 임계 자기회귀 모형의 추정방법을 다국가 GVAR 프레임워크에 확장한 것으로, 비선형 최적화 문제를 일련의 조건부 선형 추정으로 변환하여 해결한다.

격자점 구성은 각 국가의 대외부채 비율의 증가율 분포를 기반으로 한다. 국가 i 의 시계열 $\{\Delta ed_{i,t}\}_{t=1}^T$ 에 대해, 전체 표본 기간 중 상위 20% 이내의 값을 대상으로 격자점을 생성한다. 구체적으로 T 개의 관측치가 있을 때, $n_{th} = \lfloor 0.2 \times T \rfloor$ 개의 격자점을 구성하며, 각 격자점은 다음과 같이 정의된다:

$$\gamma_{i,j} = q_{1-p_j}(\Delta ed_i), \quad p_j = \frac{j}{T}, \quad j = 1, 2, \dots, n_{th} \quad [\text{부록 식 1-21}]$$

여기서 $q_{1-p_j}(\cdot)$ 는 $(1-p_j)$ -분위수를 나타낸다. 경제적 의미가 희박한 극단값을 제외하기 위해 $p_j > 0.02$ 인 격자점만을 사용한다. 이러한 트리밍(trimming)은 각 체제에 최소한의 관측치를 확보하여 추정의 안정성을 보장하기 위함이다. 예를 들어 분기 데이터 180개(45년)가 있다면 36개의 격자점이 생성되며, 이 중 하위 2%를 제외한 약 32개의 후보값이 실제 탐색에 사용된다.

각 후보 임계값에 대한 평가는 잔차제곱합(Sum of Squared Errors)을 기

준으로 한다. 임계값 γ 가 주어졌을 때, 국가 i 의 GDP 성장률 방정식은

$$\Delta gdp_{i,t} = \mathbf{a}_{i,0} + \mathbf{a}_{i,1}t + \Phi_{i,1}\mathbf{x}_{i,t-1} + \Lambda_{i,1}\mathbf{x}_{i,t-1}^* + \alpha_i \Delta pool_t + \alpha_i I(\Delta ed_{i,t-1} > \gamma) + u_{i,t} \quad [\text{부록 식 1-22}]$$

여기서 지시함수 $I(\Delta ed_{i,t-1} > \gamma)$ 는 전기 대외부채 비율의 증가율이 Threshold를 초과하면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다. 이 방정식을 OLS(혹은 Ridge)로 추정한 후, GDP 방정식에 대한 잔차제곱합을 계산한다:

$$SSE_i(\gamma) = \sum_{t=1}^T u_{i,t}^2(\gamma). \quad [\text{부록 식 1-23}]$$

국가별 최적 Threshold는 이 잔차제곱합을 최소화하는 값으로 선택된다:

$$\hat{\gamma}_i = \arg \min_{\gamma \in \Gamma_i} SSE_i(\gamma). \quad [\text{부록 식 1-24}]$$

격자탐색의 계산 부담은 상당하다. 각 격자점에 대해 전체 VARX 모형을 재추정해야 하므로, 국가당 약 30~35회의 모형 추정이 필요하다. 33개국에 대해 이를 수행하면 약 1,000회 이상의 추정이 이루어진다. 그러나 이러한 접근법은 Threshold의 불연속적 특성을 자연스럽게 처리할 수 있고, 전역 최적값을 찾을 가능성이 높다는 장점이 있다.

격자탐색 과정에서 경계값 문제(boundary problem)가 발생할 수 있다. 최적 Threshold가 격자점의 경계 근처에 위치할 경우, 실제 최적값을 놓칠 가능성이 있다. 본 연구에서는 상위 20%라는 비교적 넓은 범위를 사용하여 이러한 문제를 완화한다. 또한 초기 격자탐색 후 최적값 주변에서 더 세밀한 격자를 구성하는 정교화 과정을 거칠 수도 있으나, 계산 효율성을 위해 단일 격자 수준에서 탐색을 수행한다.

동일점 문제(tie problem)도 고려해야 한다. 복수의 격자점에서 동일한 최소 SSE가 나타날 경우, 가장 작은 Threshold를 선택한다. 이는 보수적 접근으

로, 더 많은 관측치를 고부채 증가 체제로 분류하여 위기 가능성을 과소평가하지 않기 위함이다.

격자탐색법의 통계적 특성은 비표준적이다. Threshold 추정량의 점근적 분포는 정규분포를 따르지 않으며, 수렴 속도도 표준적인 \sqrt{T} 가 아닌 T 이다. 이는 Threshold가 식별되는 정도에 따라 달라지는데, 전환효과가 강할수록 더 빠른 수렴을 보인다. 추론을 위해서는 부트스트랩 방법이 필요하다.

3) 국가별 추정 절차

국가별 임계값 추정은 각국의 경제구조와 제도적 특성의 이질성을 반영하기 위해 필요하다. 모든 국가에 동일한 임계값을 적용하는 것은 국가 간 채무 감내력의 차이를 무시하는 것으로, 예를 들어 외환보유액이 풍부한 국가와 그렇지 않은 국가, 자본시장이 발달한 국가와 그렇지 않은 국가를 동일하게 취급하는 문제가 있다. 본 연구는 33개국 각각에 대해 개별적인 임계값을 추정하되, GVAR 모형의 상호의존적 구조를 고려한 반복적 정교화 절차를 적용한다.

반복적 정교화 과정은 다음과 같이 진행된다. 초기 Threshold는 각 국가 대 외부채 증가율의 75분위수로 설정한다:

$$\gamma_i^0 = q_{0.75}(led_i), \quad i = 1, 2, \dots, N. \quad [\text{부록 식 1-25}]$$

이러한 초기값 선택은 경제가 대부분의 시간 동안 정상 체제에 머물며, 상위 25%의 기간에만 고부채 증가 체제에 진입한다는 가정을 반영한다.

반복적 정교화 알고리즘은 다음과 같이 구성된다. 각 반복 k 에서 모든 국가를 순차적으로 처리하며, 국가 i 의 차례가 되면 다른 국가들의 현재 Threshold $\gamma_{-i}^{(k)}$ 를 고정된 상태에서 최적화를 수행한다. 이는 조건부 최적화 문제로

$$\tilde{\gamma}_i^{(k)} = \arg \min_{\gamma \in I_i} SSE_i(\gamma | \gamma_{-i}^{(k)}). \quad [\text{부록 식 1-26}]$$

여기서 SSE_i 는 국가 i 의 GDP 성장률 방정식에 대한 잔차제곱합이다. 각 격

자점에 대해 전체 GVAR 시스템을 추정하지만, 평가 기준은 해당 국가의 GDP 방정식에만 초점을 맞춘다. 이는 계산 효율성과 추정의 안정성을 동시에 확보하기 위함이다. 다음으로 격자탐색으로 찾은 최적값 $\tilde{\gamma}_i^{(k)}$ 에 감쇠계수 $\delta=0.7$ 을 적용하여 급격한 변화를 완화한다:

$$\gamma_i^{(k+1)} = \delta \tilde{\gamma}_i^{(k)} + (1-\delta) \gamma_i^{(k)}. \quad [\text{부록 식 1-27}]$$

이러한 감쇠는 격자탐색으로 찾은 새로운 최적값과 이전 값을 가중평균하여, 급격한 변화를 방지하고 수렴을 촉진한다. GVAR 모형에서는 한 국가의 임곗값 변화가 교역가중 변수를 통해 다른 국가에 영향을 미치므로, 감쇠 없이는 진동이나 발산이 발생할 수 있다.

수렴 판정은 두 가지 기준을 사용한다. 첫 번째는 모든 국가의 임곗값 변화가 허용오차 이내일 때이다:

$$\max_{i=1,2,\dots,N} |\gamma_i^{(k+1)} - \gamma_i^{(k)}| < 0.001. \quad [\text{부록 식 1-28}]$$

두 번째는 평균 변화량도 함께 고려한다:

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |\gamma_i^{(k+1)} - \gamma_i^{(k)}| < 0.0005. \quad [\text{부록 식 1-29}]$$

두 조건이 모두 만족될 때 수렴으로 판정한다. 최대 100회 반복을 허용하며, 수렴하지 않을 경우 마지막 반복 값을 사용한다.

추정 과정에서는 순환 현상이 발생할 수도 있다. 일부 국가의 Threshold가 특정 값들 사이를 반복적으로 오가는 경우인데, 10회 반복 이후부터 최근 10회의 이력을 검토하여 순환을 탐지한다. 현재 상태가 이전 상태와 10^{-4} 이내의 오차로 일치하고, 이러한 패턴이 최소 2회 반복되면 순환으로 판정한다. 예를 들어, $\gamma_i^{(t)} \approx \gamma_i^{(t-L)}$ 그리고 $\gamma_i^{(t-L)} \approx \gamma_i^{(t-2L)}$ 이면 길이 L 의 순환이 존재한다고 판단한다. 순환이 탐지되면 순환 구간 내 값들의 평균을 최종 임곗값으로 사용한다.

$$\gamma_i^{final} = \frac{1}{L} \sum_{\ell=1}^L \gamma_i^{(T-L+\ell)}. \quad [\text{부록 식 1-30}]$$

여기서 T 는 순환이 탐지된 반복 횟수이다. 이는 순환하는 값들의 중심점을 찾는 것으로, 시스템이 수렴하지 못하고 진동할 때 합리적인 타협점을 제공한다. 순환 탐지 후에는 추가 반복을 중단하고 결과를 확정한다.

전체 추정 과정에서 국가별로 약 30~35개의 격자점을 검토하고, 33개국을 순차적으로 처리하므로 반복마다 약 1,000회 이상의 조건부 추정이 이루어진다. 수렴까지 평균 20~30회 반복이 필요하다면, 전체 계산량은 매우 커질 수 있다. 그러나 이러한 반복적 접근은 GVAR 시스템의 내생적 상호의존성을 적절히 반영하여, 단순 개별 추정보다 일관성 있고 안정적인 임계값을 도출할 수 있다.

4) 지역별 공통 Threshold(대안 모형)

선진국과 신흥개도국 간에는 금융시장 발달 정도, 제도적 환경, 대외부채 구조 등에서 상당한 차이가 존재한다. 예를 들어, 신흥개도국은 대부분의 대외부채가 외화표시되어 있어 환율 변동에 더 취약하며, 원화표시 부채 발행 능력이 제한적이다(original sin hypothesis, Eichengreen and Hausmann 1999). 또한 신흥개도국은 자본유출에 대한 대응능력이 상대적으로 제한적이다.

이러한 구조적 차이를 반영하여 국가군별로 상이한 임계치를 설정할 수 있다. 국가별 임계값 추정의 대안으로 지역별 공통 임계값 모형을 고려한다. 이 접근법은 지리적 인접성과 경제구조의 유사성을 공유하는 국가들이 비슷한 채무 감내력을 가질 수 있다는 가정에 기반한다. 특히 개별 국가의 시계열이 짧거나 부채 위기 경험이 제한적인 경우, 지역 내 다른 국가들의 정보를 활용함으로써 추정의 효율성을 높일 수 있다.

지역 구분은 IMF 분류와 경제발전 단계를 고려하여 선진국(Advanced Economies)과 신흥국(Emerging Markets)으로 구성한다. 선진국 그룹은

미국, 일본, 독일, 영국, 프랑스 등 19개국을 포함하며, 신흥국 그룹은 중국, 브라질, 인도, 멕시코 등 14개국을 포함한다. 각 그룹 내에서 국가들은 PPP-GDP 비중에 따른 가중치를 부여받으며, 이는 경제 규모가 큰 국가가 지역 임곗값 결정에 더 큰 영향을 미치도록 한다.

지역별 임곗값 추정은 가중 잔차제곱합 최소화를 통해 이루어진다. 지역 r 에 속한 국가들의 대외부채 증가율을 통합(pooling)하여 격자점을 구성한다:

$$ed_r^{bod} = \bigcup_{i \in R_r} \{Aed_{i,t}\}_{t=1}^{T_i} \quad [\text{부록 식 1-31}]$$

여기서 R_r 는 지역 r 에 속한 국가 집합이다. 통합된 데이터의 분위수를 기반으로 격자점 집합 Γ_r 를 구성하되, 상위 30% 이내의 값을 대상으로 한다. 이는 국가별 추정(상위20%)보다 넓은 범위로, 지역 내 이질성을 고려한 것이다.

각 후보 Threshold $\gamma \in \Gamma_r$ 에 대해 가중 잔차제곱합을 계산한다:

$$WSSE_r(\gamma) = \sum_{i \in R_r} w_i \times SSE_i(\gamma). \quad [\text{부록 식 1-32}]$$

여기서 w_i 는 국가 i 의 PPP-GDP 가중치이고, $SSE_i(\gamma)$ 는 공통 Threshold γ 를 적용했을 때 국가 i 의 GDP 성장률 방정식에 대한 잔차제곱합이다. 가중치는 지역 내에서 정규화되어 $\sum_{i \in R_r} w_i = 1$ 을 만족한다.

따라서 최적 지역 Threshold는 다음과 같이 구할 수 있다:

$$\hat{\gamma}_r = \arg \min_{\gamma \in \Gamma_r} WSSE_r(\gamma). \quad [\text{부록 식 1-33}]$$

이 과정은 선진국과 신흥국 그룹에 대해 각각 독립적으로 수행된다. 일반적으로 신흥국의 임곗값이 선진국보다 낮게 추정되는데, 이는 신흥국이 상대적으로 낮은 부채 증가율에서도 경제적 불안정성에 직면할 수 있음을 반영한다.

추정된 지역 Threshold의 타당성은 각 체제에 충분한 관측치가 확보되는지 확인함으로써 검증한다. 통합 데이터에서 Threshold를 초과하는 관측치가 최

소 20개 이상이어야 하며, 전체 관측치의 5% 이상, 95% 이하가 각 체제에 속해야 한다. 이러한 조건을 만족하지 못할 경우, 격자 탐색 범위를 조정하거나 지역 구분을 재검토한다. 지역별 모형에서도 반복적 정교화가 적용될 수 있다. 선진국과 신흥국의 Threshold를 교대로 최적화하면서, 다른 지역의 Threshold를 고정한 상태에서 조건부 최적화를 수행한다. 수렴 기준과 감쇠 계수는 국가별 추정과 동일하게 적용된다. 부트스트랩을 통한 추론은 지역 수준에서 수행된다. 각 지역 내 국가들의 잔차를 블록 부트스트랩으로 재표본화되, 국가 간 상관관계를 유지하기 위해 동일한 시점의 잔차를 함께 재표본화한다. 2,000회 반복을 통해 지역 Threshold의 표준오차와 신뢰구간을 구성한다.

국가별 모형과 지역별 모형 비교는 여러 기준을 통해 이루어진다. 우도비(likelihood ratio) 검정은 동일 지역 내 국가들이 공통 Threshold를 가진다는 귀무가설을 검정한다:

$$LR = 2 \left[\sum_{i=1}^N \ln L_i \left(\hat{\gamma}_i - \sum_{r=1i \in R}^R \sum \ln L_i(\hat{\gamma}_r) \right) \right]. \quad [\text{부록 식 1-34}]$$

여기서 $L_i(\gamma)$ 는 국가 i 의 우도함수, N 은 전체 국가 수, R 은 지역의 수이다. 귀무가설하에서 이 통계량은 자유도가 $N-R$ 인 카이제곱 분포를 근사적으로 따른다.

지역별 모형의 실증적 타당성은 총채무효과(total debt effect) 분석을 통해서도 평가된다. 각 국가의 $\phi_{i,cd} + \alpha_i$ (기본 채무효과+전환효과)를 계산하여 지역 간 차이를 검정한다. t -검정을 통해 선진국과 신흥국 간 총채무효과 차이가 통계적으로 유의한지 확인하며, 유의한 차이가 발견되면 지역별 구분의 타당성이 지지된다고 평가한다.

지역별 모형의 장점은 추정의 효율성과 강건성이다. 개별 국가의 제한된 정보를 지역 내 다른 국가들의 정보로 보완함으로써, 특히 부채 위기가 드문 국가들에 대해서도 안정적인 Threshold를 추정할 수 있다. 또한 모수의 수가 크게

감소하여 과적합 위험이 줄어든다. 반면 국가 간 이질성을 충분히 반영하지 못할 위험이 있으며, 특히 지역 내에서도 경제구조나 제도적 환경이 크게 다른 국가들이 존재할 경우 편의가 발생할 수 있다.

물론 국가별 고유 Threshold 추정이 이론적으로 더욱 정교한 접근법이다. 각국의 제도적 환경, 거시경제 구조, 금융시장 발달 정도가 상이하므로, 대외부채가 거시경제에 미치는 Threshold 역시 국가별로 다를 수 있다. 예를 들어, 외환보유액이 충분한 국가는 단기적인 자본유출 압력을 완충할 수 있어 상대적으로 높은 임계치를 가질 수 있다. 반면 금융부문 발달이 미흡하거나 정치적 불안정이 높은 국가는 더 낮은 Threshold에서도 부채 위기에 노출될 수 있다. 하지만 국가별 Threshold 추정에는 몇 가지 본질적인 한계가 존재한다.

우선 개별 국가의 시계열 관측치는 일반적으로 제한적이다. 더 중요한 것은 대외부채 위기나 급격한 부채 증가는 본질적으로 희소한 사건(rare event)이라는 점이다. Andrews(1993)이 제시한 Threshold 추정을 위한 최소 표본 조건에 따르면, Threshold 양쪽에 각각 전체 관측치의 최소 15% 이상이 분포해야 한다. 많은 신흥개도국의 경우 이 조건을 만족하기 어려울 수 있다. 또한 제한된 표본하에서 Threshold 효과의 존재 여부를 검정하는 것은 검정력 관점에서 비효율적이다. Hansen(2000)의 몬테카를로 분석에 따르면, 유의미한 Threshold 효과를 탐지하기 위해서는 상당한 표본 크기와 효과 크기가 필요하다. 특히 임계치를 넘는 관측치가 적을 경우 검정력이 급격히 떨어진다. 마지막으로 33개국 각각에 대해 Threshold를 추정할 경우 총 33개의 추가 모수가 발생하며, 이후 TGVAR 모형에서 이를 모두 고려하는 것은 계산 복잡성과 수치적 안정성 측면에서 바람직하지 않다. 또한 과도한 모수화로 인한 과적합(overfitting) 위험도 고려해야 한다.

다. TGVAR 추정 및 시뮬레이션 분석

1) TGVAR 시스템 추정 절차

TGVAR 시스템 추정은 여러 단계를 거쳐 순차적으로 이루어진다. 앞서 제시한 이론적 프레임워크를 실제 데이터에 적용하기 위해서는 변수 선택, 시차 결정, 국가별 방정식 추정, 임계값 추정, 그리고 글로벌 시스템 구축이라는 일련의 절차가 필요하다.

변수 선택과 시차 구조 결정은 모형의 차원과 추정 효율성에 직접적인 영향을 미친다. 본 연구에서는 국가별로 최대 9개(Threshold를 포함)의 국내변수⁴⁴⁾를 포함하며, 각 변수에 대해 교역가중 외국변수를 구성한다. 국내변수의 시차 p_i 와 외국변수의 시차 q_i 는 정보기준(information criteria)을 통해 결정되는데, 모형의 안정성과 계산 효율성을 고려하여 최대 시차를 2로 제한하였다. 실제 추정에서는 대부분의 국가에 대해 $p_i = q_i = 1$ 이 선택되었다.

교역가중 외국변수의 구성에서 중요한 선택은 동 시기 변수의 포함 여부이다. 본 연구는 추정의 단순성과 안정성을 위해 시차 외국변수만을 사용한다. 이는 동시성 편의(simultaneity bias)를 원천적으로 차단하며, 각 국가 방정식을 독립적으로 OLS로 추정할 수 있게 한다. 글로벌 변수인 유가 변화율은 진정한 외생변수로 간주되어 동 시기 값이 포함된다.

고차원 문제에 대한 대응으로 Ridge 정규화를 적용한다. 33개국, 국가당 최대 9개 변수로 구성된 시스템은 약 297개의 내생변수를 포함하며, 이는 시계열 길이 180개(45년 분기 데이터)를 초과한다. 이러한 $K > T$ 상황에서 표준 OLS는 특이성(singularity) 문제에 직면한다. Ridge 정규화는 다음과 같이 적용된다:

44) 본 연구에서 사용된 국내 변수는 실질 GDP 성장률($\Delta y_{i,t}$), 대외부채/GDP 비율 증가율($\Delta cd_{i,t}$), 외환 보유액/GDP 비율 증가율($\Delta res_{i,t}$), 인플레이션을($\Delta Dp_{i,t}$), CPI 조정 명목 추가지수 증가율($\Delta eq_{i,t}$), CPI 조정 달러 표시 환율 증가율($\Delta \phi_{i,t}$), 분기별 명목 단기 이자율($\Delta r_{i,t}^s$)을 포함한다. 변수에 대한 자세한 설명은 본 장의 4절을 참조한다.

$$\hat{\beta}^{Ridge} = (\mathbf{X}'\mathbf{X} + \lambda\mathbf{I})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y}. \quad [\text{부록 식 1-35}]$$

여기서 정규화 모수 λ 는 자유도 규칙(degree of freedom rule)⁴⁵⁾에 기반하여 적응적으로 선택된다.

국가별 추정은 각 국가의 VARX 방정식을 독립적으로 추정하는 과정이다. 글로벌 변수로는 유가 변화율만을 포함하며, 이는 모든 국가에 영향을 미치지 만 개별 국가가 통제할 수 없는 외생 변수로 처리된다. 예를 들어 [부록 식 1-22]는 Threshold γ 가 주어진 조건부 선형 모형이므로, 각 Threshold 후보에 대해 Ridge 회귀를 적용하여 추정한다.

Threshold의 반복적 추정은 앞서 설명한 격자탐색과 반복적 정교화를 결합한다. 초기 Threshold를 75분위수로 설정한 후, 각 국가를 대상으로 순차적으로 조건부 최적화를 수행한다. 국가 i 의 Threshold를 갱신할 때, 다른 국가들의 Threshold는 고정하고 격자탐색을 통해 GDP 방정식의 잔차제곱합을 최소화하는 값을 찾는다.

오차 공분산 행렬의 추정에서도 차원 문제를 고려한다. 시스템 전체의 오차 공분산 행렬은 약 297×297 차원이며, 이는 180개의 시계열로는 안정적으로 추정하기 어렵다. 따라서 Ledoit-Wolf 축소 추정량(shrinkage estimator)을 적용하여 표본 공분산 행렬을 항등행렬 방향으로 축소한다:

$$\hat{\Sigma}^{LW} = (1 - \rho) \hat{\Sigma}^{\text{sample}} + \rho\mu\mathbf{I}. \quad [\text{부록 식 1-36}]$$

45) 본 연구에서는 Hastie, Tibshirani, and Freidman(2009)의 자유도 규칙을 적응적으로 확장하여 적용한다. 기본 공식 $\lambda = \hat{\sigma}^2(k/T)$ 에서 출발하되, 실제 유효자유도(effective degree of freedom)를 명시적으로 제어한다. Ridge 추정량의 유효 자유도는 $df(\lambda) = \sum_{i=1}^k d_i^2 / (d_i^2 + \lambda)$ 로 정의되며, 여기서 d_i 는 설계행렬(design matrix)의 특이값이다. 목표 자유도를 $k \times \min(1, T/2k)$ 으로 설정하여, 고차원 상황($k/T > 0.5$)에서는 자동으로 더 강한 정규화가 적용된다. 이는 거시경제 데이터의 높은 상호상관과 제한된 시계열 길이를 고려한 보수적 접근이다. 추가적으로, 수치적 안정성을 위해 $\lambda \geq 10^{-3} \times \max_i(d_i^2)/T$ 의 하한을 적용하였다.

여기서 축소 강도 ρ 와 목표 분산 μ 는 데이터 기반으로 최적 선택된다. 이는 특히 $N/T > 0.5$ 인 경우 필요하며, 본 연구는 이 비율이 약 1.65에 달한다.

마지막으로 글로벌 시스템 구축은 개별 국가 모형들을 하나의 시스템으로 결합하는 과정이다. 외국 변수와 국내 변수 간의 항등관계 [부록 식 1-13]을 이용하여 시스템을 폐쇄형으로 변환한다. 최종 전이행렬 $\mathbf{G} = \mathbf{0} + \Delta \mathbf{W}$ 의 고유값을 계산하여 시스템의 안정성을 확인한다. 여기서 최대 고유값이 1에 근접하거나 초과하는 경우, Ridge 정규화 강도를 조정하여 안정성을 확보한다.

2) 몬테카를로(MC) 위기 확률 시뮬레이션

몬테카를로 시뮬레이션은 추정된 TGVAR 모형을 기반으로 미래 경로를 생성하고 위기 확률을 계산하는 핵심 도구이다. 비선형 임계값 동학과 고차원 상호작용을 포함하는 시스템에서 해석적 해를 구하는 것은 불가능하므로, 시뮬레이션을 통한 수치적 접근이 필수적이다.

시뮬레이션 설정은 1만 회 반복과 40분기(10년) 예측 구간을 기본으로 한다. 초기값은 데이터의 마지막 시점 관측치를 사용하며, 이는 현재 경제 상태를 반영한다. 충격 생성은 추정된 오차 공분산 행렬 $\hat{\Sigma}$ 로부터 다변량 정규분포를 따라 추출한다:

$$\varepsilon_t \sim N(\mathbf{0}, \hat{\Sigma}), t = 1, 2, \dots, h. \quad [\text{부록 식 1-37}]$$

여기서 $h = 40$ 은 예측 구간이다. 297차원의 공분산 행렬에서 충격을 생성할 때, 양정치성(positive definiteness)을 보장하기 위해 고유값 분해를 수행하고 음의 고유값을 10^{-10} 으로 대체한다. 또한 충격의 현실성을 확보하기 위한 스케일링도 적용한다. 원시 충격의 표준편차가 GDP 성장률의 역사적 변동성을 크게 초과하는 경우, 분기 GDP 변동성이 2.5%를 넘지 않도록 조정한다:

$$\tilde{\Sigma} = \Sigma \times \left(\frac{0.025}{\hat{\sigma}_{GDP}} \right)^2. \quad [\text{부록 식 1-38}]$$

여기서 $\bar{\sigma}_{GDP}$ 는 원시 충격에서 계산된 평균 GDP 표준편차이다. 이러한 조정은 극단적이거나 비현실적인 시나리오를 방지함과 동시에 충격 간 상관관계를 보존한다.

각 시뮬레이션 경로는 다음과 같이 생성된다:

$$\mathbf{x}_{s,t+1} = \mathbf{c} + \mathbf{G}_1(\theta_s)\mathbf{x}_{s,t} + \mathbf{B}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_{s,t+1}. \quad [\text{부록 식 1-39}]$$

여기서 $s = 1, 2, \dots, 10,000$ 은 시뮬레이션 인덱스, $\mathbf{G}_1(\theta_s)$ 는 Threshold 체제에 따라 변화하는 전이행렬이다. Threshold 지시 변수는 각 시점에서 갱신된다:

$$I_{i,t} = 1(\Delta ed_{i,t-1} > \gamma_i). \quad [\text{부록 식 1-40}]$$

따라서 체제 전환의 내생성이 시뮬레이션에 반영된다. 부채 증가율이 Threshold를 초과하면 다음 기에 고부채 체제로 진입하며, 이는 GDP 성장률에 추가적인 음의 효과를 발생시킨다. 반대로 부채 증가율이 Threshold 아래로 떨어지면 저부채 체제로 복귀한다.

위기 확률의 계산은 여러 차원에서 이루어진다. 무조건부(unconditional) 확률은 전체 시뮬레이션에서 특정 사건의 발생 빈도로 계산된다:

$$\begin{aligned} \Pr(\text{GDP감소})_{i,h} &= \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S 1\{\Delta y_{i,s,t+h} < 0\}, & [\text{부록 식 1-41}] \\ \Pr(\text{고부채})_{i,h} &= \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S 1\{\Delta ed_{i,s,t+h-1} > \gamma_i\}, \\ \Pr(\text{동시발생})_{i,h} &= \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S 1\{\Delta y_{i,s,t+h} < 0 \cap \Delta ed_{i,s,t+h-1} > \gamma_i\}. \end{aligned}$$

조건부(conditional) 확률은 체제별로 구분하여 계산된다. 고부채 체제에서의 GDP 감소 확률은:

$$\Pr(\text{GDP 감소고부채})_{i,h} = \frac{\sum_{s=1}^S 1\{\Delta y_{i,s,t+h} < 0 \cap \Delta ed_{i,s,t+h-1} > \gamma_i\}}{\sum_{s=1}^S 1\{\Delta ed_{i,s,t+h-1} > \gamma_i\}}. \quad [\text{부록 식 1-42}]$$

조건부 확률 계산 시 각 체제에서 최소 5개 이상의 관측치가 필요하며, 그렇지 않은 경우 해당 확률은 결측치로 처리하였다.

다만 MC 시뮬레이션의 한계도 명확히 인식하여야만 한다. 모수 추정의 불확실성은 반영되지 않으며, 정규분포 충격 가정은 극단적인 사건의 확률을 다소 과소평가할 수 있다. 특히 10년 예측 구간에서 구조 변화 가능성은 고려되지 않는다. 그럼에도 이 방법은 비선형 고차원 시스템의 동학을 이해하는 실용적인 접근법을 제공한다.

3) 일반충격반응함수(Generalized Impulse Response Function)

TGVAR 모형에서 충격의 파급효과를 분석하기 위해 일반충격반응함수(GIRF: Generalized Impulse Response Function)를 계산한다. Threshold를 포함하는 비선형 TGVAR 모형에서 GIRF는 초기 조건과 충격의 크기에 따라 달라질 수 있으므로, 선형 모형보다 복잡한 구조를 갖는다. 특히 대외부채 증가 충격이 같은 크기라도 경제가 정상 상태에 있는지 위기 상태에 있는지에 따라 다른 반응을 보일 수 있으므로, 상태 의존적 충격반응함수를 계산하는 것이 중요하다.

한 국가의 대외부채 위기가 다른 국가들에 미치는 파급효과는 무역 연결고리와 금융 연결고리를 통해 전파된다. 무역 채널의 경우, 위기국의 수입 감소가 교역상대국의 수출에 직접적 영향을 미친다. 금융 채널의 경우, 글로벌 변동성 확대를 통해 다른 신흥개도국들도 자본유출 압력에 직면하게 된다. GIRF 분석을 통해 이러한 두 채널의 상대적 중요성을 정량화할 수 있다.

일반충격반응함수는 Pesaran and Shin(1998)이 제안한 방법론으로, 전통

적인 직교화된 충격반응함수(Orthogonalized IRF)와 달리 변수 순서에 무관한(order-invariant) 충격반응을 제공한다. TGVAR 모형에서 GIRF는 다음과 같이 정의된다:

$$\text{GIRF}_y(h, \varepsilon_{i,t}, \Omega_{t-1}) = E[\Delta y_{i,t+h} | \varepsilon_{i,t}, \Omega_{t-1}] - E[\Delta y_{i,t+h} | \Omega_{t-1}]. \quad [\text{부록 식 1-43}]$$

여기서 h 는 예측 기간, $\varepsilon_{i,t}$ 는 국가 i 의 시점 t 충격, Ω_{t-1} 는 $t-1$ 기까지의 정보집합을 나타낸다.

전환효과가 존재하는 TGVAR 모형에서는 충격반응이 현재 체제(regime)에 의존한다. 충격반응은 체제에 따라 다르게 나타나며, 체제 전환 자체가 내생적으로 결정된다.

4) Wild Bootstrap을 이용한 추론

본 연구는 wild bootstrap 방법을 사용하여 GIRF의 신뢰구간을 계산하였다. 이는 시계열 자료의 이분산성(heteroskedasticity)과 횡단면 의존성(cross-sectional dependence)을 고려한 접근법이다.

Wild bootstrap은 Mammen(1993)의 2점 분포를 사용한다:

$$w_t = \begin{cases} \frac{1-\sqrt{5}}{2}, \text{ 확률 } p_1 = \frac{1+\sqrt{5}}{2\sqrt{5}} \\ \frac{1+\sqrt{5}}{2}, \text{ 확률 } p_2 = 1-p_1 \end{cases} \quad [\text{부록 식 1-44}]$$

이 분포는 $E[w_t] = 0$, $E[w_t^2] = 1$, $E[w_t^3] = 1$ 의 특성을 만족하여, 잔차의 3차 모멘트까지 보존한다.

Wild bootstrap 절차는 원 TGVAR 모형의 구조를 유지하면서 추론을 위한 표집분포를 생성한다. 먼저 원 모형으로부터 적합값을 계산하는데, TGVAR 모형에서 적합값 $\hat{\mathbf{X}}_t$ 는 다음과 같이 구성된다. 초기 p 개 시차에 대해서는 $\hat{\mathbf{X}}_t = \mathbf{X}_t$, ($t = 1, 2, \dots, p$)로 설정하고, 이후 기간에 대해서는

$$\hat{\mathbf{X}}_t = \mathbf{G}_{\text{const}} + \sum_{j=1}^p \mathbf{G}_j \mathbf{X}_{t-j} \quad [\text{부록 식 1-45}]$$

로 계산한다. 여기서 $\mathbf{G}_{\text{const}}$ 는 상수항 벡터이고, \mathbf{G}_j 는 j 번째 시차에 대한 계수 행렬이다. Threshold가 포함된 경우 해당 항도 적합값 계산에 반영된다.

잔차는 실제값과 적합값의 차이로 계산되며, $\hat{\mathbf{u}}_t = \mathbf{X}_t - \hat{\mathbf{X}}_t$, ($t = p+1, p+2, \dots, T$)이다. 이렇게 구한 잔차는 유효 표본 기간인 $T-p$ 개의 관측치를 가진다. Wild bootstrap은 잔차에 Mammen 분포에서 추출한 가중치를 곱하여 새로운 교란항을 생성한다.

부트스트랩 반복 $b = 1, 2, \dots, B$ 에 대해, 먼저 $T-p$ 개의 Mammen 가중치 $w_t^{(b)}$ 를 독립적으로 생성한다. 각 가중치는 앞서 정의한 Mammen 2점 분포를 따른다. 가중 잔차는 $\mathbf{u}_t^{(b)} = \hat{\mathbf{u}}_t \times w_t^{(b)}$ 로 계산되며, 이는 원 잔차의 이분산성 구조를 보존하면서도 부트스트랩 변동을 도입 가능하게 한다.

부트스트랩 데이터 $\mathbf{X}^{(b)}$ 는 적합값에 가중 잔차를 더하여 구성한다. 구체적으로 $\mathbf{X}_t^{(b)} = \mathbf{X}_t$, ($t = 1, 2, \dots, p$)로 초기값을 설정하고, $\mathbf{X}_t^{(b)} = \hat{\mathbf{X}}_t + \mathbf{u}_t^{(b)}$, ($t = p+1, p+2, \dots, T$)로 나머지 기간을 생성한다. 이렇게 생성된 부트스트랩 데이터는 원 데이터와 동일한 차원과 구조를 가진다.

각 부트스트랩 표본에 대해 TGVAR 모형을 재추정하되, Threshold는 원 추정값으로 고정한다. 이는 두 가지 불확실성을 분리하기 위함이다. 구체적으로 계수 추정의 표집 변동에서 오는 모수의 불확실성과 체제 전환점 추정에서 Threshold 불확실성 중 Threshold를 고정함으로써 순수한 모수 불확실성만을 반영한 신뢰구간을 구성한다. 다시 말해, 국가 i 에 대해 원래 추정된 Threshold γ_i 를 유지하면서, TGVAR 계수 행렬 $\mathbf{G}^{(b)}$ 와 비선형 계수 $x^{(b)}$ 만을 재추정한다.

재추정된 모형의 안정성을 확인하기 위해 최대 고유값을 계산한다.

$$\max |\text{eig}(\mathbf{G}^{(b)})| < 1.02 \quad [\text{부록 식 1-46}]$$

인 경우에만 해당 부트스트랩 표본을 유효한 것으로 간주하여, 불안정한 경우는 제외하고 다음 부트스트랩 반복으로 진행한다. 그리고 유효한 부트스트랩 모형에 대해 GIRFs를 계산한다.

라. 적응적 결측치 패턴에 따른 대체 방법론

2장에서는 결측 패턴을 세 가지로 분류하고 각각에 적합한 대체 방법론을 적용하였다.

1) 초기 결측치 대체: 성장률 기반 역추산법

경제 시계열 데이터에서 초기 결측치는 데이터 수집 체계가 미비했던 과거 기간에 빈번하게 발생한다. 특히 대외부채, GDP, 재정수지 등의 거시경제 변수는 1990년대 이전 데이터의 상당 부분이 결측되어 있으며, 이는 단순한 통계적 대체 방법으로는 해결하기 어려운 복잡한 패턴을 보인다. 이러한 문제를 해결하기 위해 본 연구에서는 국가별 특성과 데이터 품질을 고려한 적응적 이중 전략 접근법을 고려하였다.

이 방법론의 핵심은 모든 국가에 동일한 대체 방법을 적용하는 대신, 각 국가의 경제적 특성과 데이터 품질에 따라 차별화된 접근법을 사용한다는 점이다. 구체적으로, 구조적 변화나 정치적 불안정으로 인해 표준적인 성장률 가정에 부합하지 않는 국가들을 문제 국가로 분류하고, 이들에 대해서는 별도의 대체 전략을 적용한다. 대외부채 데이터의 경우 볼리비아, 벨라루스, 브라질, 유로존, 이스라엘, 러시아, 태국, 튀니지가 이에 해당하며, GDP 데이터의 경우 팔레스타인, 알바니아, 루마니아, 보스니아 헤르체고비나, 콜롬비아, 크로아티아, 브라질, 페루, 튀르키예, 네덜란드, 헝가리, 이집트, 오스트리아 등이 포함된다.

문제 국가들에 대해서는 경제발전의 현실적 패턴을 반영한 점진적 증가 방법을 적용한다. 이 방법은 극도로 낮은 초기값에서 시작하여 첫 관측값까지 점

진적으로 증가하는 패턴을 생성한다. 국가 i 의 시점 t 에서의 값을 $x_{i,t}$ 라 할 때, 점진적 증가 공식은 다음과 같이 표현된다:

$$x_{i,t} = x_{\min} + (x_{\text{first}} - x_{\min}) \times \sqrt{(t - t_{\text{begin}}) / (t_{\text{first}} - t_{\text{begin}})}. \quad [\text{부록 식 1-47}]$$

여기서 t_{begin} 은 결측치 구간의 시작 시점, t_{first} 는 첫 번째 관측값이 존재하는 시점, x_{first} 는 첫 번째 관측값을 의미한다. $x_{\min} = \max(\alpha \times x_{\text{first}}, 0.001)$ 는 최소 시작값이며, α 는 국가별 특성에 따라 0.01 또는 0.001의 값을 가진다. 제곱근 함수는 초기 기간의 완만한 증가와 관측값 직전의 가파른 상승을 동시에 구현하여 경제발전의 전형적인 궤적을 모사한다.

일반 국가들에 대해서는 강건 성장률 역추산법을 사용한다. 이 방법은 경제 변수의 지수적 성장 특성을 고려하여 로그 차분 성장률을 기반으로 한다. 구체적으로 다음과 같이 표현할 수 있다. 국가 i 의 시점 t 에서의 값을 $y_{i,t}$ 라 할 때, 로그 차분 성장률은 다음과 같이 계산된다:

$$g_{i,t} = \ln(y_{i,t}) - \ln(y_{i,t-1}). \quad [\text{부록 식 1-48}]$$

초기에 관측된 n 개의 값(예를 들어 $n = 5$ 라 가정할 때)에 대한 평균 성장률 ($\bar{g}_{i,t}$)는 다음과 같다:

$$\bar{g}_{i,t} = \frac{1}{n-1} \sum_{t=t_1+1}^{t_1+n} g_{i,t}. \quad [\text{부록 식 1-49}]$$

여기서 t_1 은 첫 번째 관측값의 시점이다. 이 평균 성장률을 이용하여 초기 결측값 $y_{i,t}$ 를 역추산하면 다음과 같이 표현할 수 있다:

$$y_{i,t} = y_{i,t_1} \exp(\bar{g}_i \cdot (t_1 - t^*)). \quad [\text{부록 식 1-50}]$$

이 접근법의 기본 원리는 가장 초기에 관측된 5개의 데이터 포인트를 사용하여 평균 로그 차분 성장률을 계산한 후, 이 성장률을 역방향으로 적용하여 미관

측된 과거 값을 추정하는 것이다. 이를 통해 각 국가의 초기 경제발전 궤적을 반영하면서도 합리적인 과거 값을 제공할 수 있다.

모든 국가에 공통적으로 적용되는 것은 역사적 제약 조건의 처리이다. 일부 국가들은 특정 시점 이전에는 현재의 정치적·경제적 실체로 존재하지 않았으므로, 이러한 역사적 현실을 반영하여 국가 독립일 이전의 모든 값을 0으로 설정한다. 예를 들어, 유로존의 경우 1999년, 체코와 슬로바키아는 1993년, 구 소련 국가들은 각각의 독립일 이전 기간에 대해 $x_{i,t} = 0$ 의 제약을 적용한다.

대체된 값들의 경제적 합리성을 보장하기 위해 다층적 검증 체계를 도입한다. 먼저 연속성 검증을 통해 대체 구간과 관측 구간 사이의 자연스러운 연결을 확인하며, 변동계수가 0.5를 초과하지 않도록 제한한다. 또한 분기 대비 변화율이 50%를 넘지 않도록 하는 경제적 합리성 검증을 실시하고, 성장률의 절댓값이 1.0, 즉 100% 변화율을 초과하는 극값은 결측치로 처리한다. 부채 대 GDP 비율과 같은 비율 변수의 경우 15 이상의 극값을 결측치로 간주하여 비합리적인 값의 전파를 방지한다.

이러한 방법론의 경제적 근거는 다음과 같다. 첫째, 대부분의 거시경제 변수는 장기적으로 지수적 성장 패턴을 보이므로 로그 차분 성장률이 선형 추세보다 적합하다. 둘째, 국가별 경제발전 단계, 제도적 특성, 구조적 변화 등의 이질성을 고려한 차별적 접근이 필요하다. 셋째, 정치적 독립 이전 기간의 경제활동 부재라는 역사적 현실을 명시적으로 반영해야 한다. 넷째, 이상치에 대한 강건한 추정 방법을 통해 추정 오차를 최소화할 수 있다.

이 접근법의 기본 원리는 각 국가의 초기 경제발전 궤적을 최대한 현실적으로 반영하면서도 통계적 안정성을 확보한다는 것이다. 문제 국가의 경우 급격한 정치적·경제적 변화나 측정 방법론 변화로 인한 구조적 단절을 고려하여 점진적 증가 패턴을 사용하고, 일반 국가의 경우 관측된 성장 패턴의 연장선에서 과거를 추정한다. 이를 통해 각 국가의 고유한 경제적 특성을 반영하면서도 합리적이고 일관성 있는 과거 값을 제공할 수 있다.

2) 중간 결측치 대체: 입방 스플라인 보간법

중간 결측치는 정치적 불안정, 금융위기, 또는 데이터 수집 방법론의 변화 등 다양한 상황으로 발생할 수 있다. 이러한 결측치를 대체하기 위해 입방 스플라인 보간법을 선택하였다. 선형 보간법과 달리 입방 스플라인은 시계열의 곡률을 보존하여 경제 변수에 내재된 비선형적 패턴을 더 잘 반영한다는 특징이 있다. 특히 경기순환과 같은 경제적 변동성을 포착하는 데 적합하다.

입방 스플라인 방법은 결측 구간의 양쪽 관측치를 매끄럽게 연결하는 3차 다항식을 생성한다. 구체적으로 입방 스플라인 S_j 는 각 구간 $[t_j, t_{j+1}]$ 에서 다음과 같은 3차 다항식으로 정의할 수 있다:

$$S(t) = a_j + b_j(t - t_j) + c_j(t - t_j)^2 + d_j(t - t_j)^3, \quad t \in [t_j, t_{j+1}]. \quad [\text{부록 식 1-51}]$$

여기서 계수 a_j, b_j, c_j, d_j 는 다음 조건을 만족하도록 결정된다: (1) $S(t)$ 는 각 관측점 t_j 에서 실제 관측값 y_j 와 일치한다($S(t_j) = y_j$), (2) 인접 다항식 사이의 연결점에서 $S(t)$ 는 1차 및 2차 미분이 연속이다($S'(t_j^+) = S'(t_j^-)$ 및 $S''(t_j^+) = S''(t_j^-)$), (3) 자연 스플라인의 경우, 양 끝점에서 2차 미분이 0이다 [$S''(t_1) = S''(t_n) = 0$]. 이는 경제 시계열의 연속성과 미분 가능성을 보존하면서도 급격한 변화를 과도하게 평활화하지 않는 균형 잡힌 접근법으로 평가된다.

3) 말기 결측치 대체: ARIMA 예측법

최근 기간의 결측치는 보고 지연, 제도적 변화, 또는 최신 데이터 접근성 제한 등으로 발생할 수 있다. 이러한 결측치를 대체하기 위해 ARIMA(자기회귀누적이동평균) 모형을 선택하였다. ARIMA는 시계열의 자기상관 구조를 활용하여 미래값을 예측하는 방법론으로, 특히 모형 선택을 통해 각 국가와 변수의 고유한 시계열 특성에 맞는 최적의 모형을 식별할 수 있다.

ARIMA(p, d, q) 모형은 다음과 같이 표현할 수 있다:

$$\phi(L)(1-L)^d y_t = \theta(L)\varepsilon_t. \quad [\text{부록 식 1-52}]$$

여기서 L 은 시차 연산자로 $Ly_t = y_{t-1}$ 이다. $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$ 는 자기회귀(AR) 다항식이며, $\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q$ 는 이동평균(MMA) 다항식을 의미한다. 따라서 $(1-L)^d$ 는 d 차 차분을, ε_t 는 오차항이다. 모형 선택에 있어서는 정보 기준(예를 들어 AIC, BIC)을 최소화하는 최적의 p , d , q 조합을 찾는 것이며, 이는 다음과 같은 최적화 문제를 고려하는 것과 같다:

$$\min_{p,d,q} AIC(p,d,q) = -2\ln(L) + 2(p+q+k). \quad [\text{부록 식 1-53}]$$

여기서 L 은 최대우도함수 값이며, k 는 상수항 포함 여부에 따라 0 또는 1의 값을 지닌다.

ARIMA 모형은 시계열의 추세, 계절성, 자기상관 구조를 모두 고려할 수 있어 단순한 추세 외삽법보다 정확한 예측이 가능하다. 따라서 대외부채와 GDP 같은 복잡한 동적 구조를 가지는 변수들에 있어서, ARIMA는 이러한 복잡성을 반영할 수 있는 유연성을 제공한다. 예측 정확도를 높이기 위해 국가별로 충분한 과거 데이터(최소 10개 관측치)가 있는 경우에만 ARIMA를 적용하였다.

결측치 대체는 먼저 초기 결측치를 성장률 기반 역추산법으로 대체하고, 다음으로 입방 스플라인을 이용해 중간 결측치를 대체한 후, 마지막으로 ARIMA 모형을 통해 말기 결측치를 대체하였다. 이러한 순차적 접근법은 각 단계에서 대체된 값이 다음 단계의 대체 과정에 정보를 제공함으로써 전체 시계열의 연속성과 일관성을 보존한다. 예를 들어, 성장률 기반으로 대체된 초기 값들은 중간 결측 구간의 스플라인 보간에 기준으로 활용될 수 있으며, 이렇게 채워진 시계열은 ARIMA 모형의 더 정확한 파라미터 추정에 기여할 수 있다.

4) 구성요소 수준 대체의 합리성

2장에서 사용한 대외부채-GDP 비율은 계산 시 결측치를 비율로 직접 대체하지 않고 분자(대외부채)와 분모(명목 GDP)를 개별적으로 대체한 후 비율을 계산하는 접근법을 선택하였다. 그 이유로 우선 대외부채와 GDP는 서로 다른 경제적 메커니즘으로 결정되며, 각각의 시계열은 고유한 동적 특성을 가지기 때문이다. GDP는 경기순환, 생산성, 인구 변화 등에 영향을 받는 반면, 대외부채는 재정정책, 국제 자본 흐름, 환율 변동 등에 더 민감하게 반응한다. 개별 구성요소를 대체함으로써 이러한 구조적 차이를 보존할 수 있다. 다음으로, 구성요소 수준에서의 대체는 각 변수에 가장 적합한 고유한 예측 모형을 적용할 수 있게 한다. 대외부채는 종종 계단식 패턴을 보이는 반면, GDP는 더 매끄러운 추세를 보인다. 이러한 차이를 고려한 대체 방법은 직접적인 비율 대체보다 더 정확한 결과를 제공할 수 있다.

부록 2. 추가 실증 결과

가. 선진국 분석 결과

부록 표 2-1. 선진국의 대외부채 비율 성장률의 Threshold 및 계수

국가	Threshold (γ)	대외부채의 선형계수(ϕ_{ed})	s.e.(ϕ_{ed})	대외부채의 비선형계수(χ)	s.e.(χ)
호주	0.0376	0.0015	0.0205	0.0018	0.0018
오스트리아	0.0652	-0.0062	0.0424	0.0091	0.0055
벨기에	0.1242	0.0290	0.0216	0.0061**	0.0027
캐나다	0.0748	0.0132	0.0329	0.0106*	0.0058
핀란드	0.0626	-0.0010	0.0303	-0.0030	0.0036
프랑스	0.0761	-0.1036**	0.0480	-0.0216***	0.0047
독일	0.0554	-0.0203	0.0354	0.0093	0.0066
이탈리아	0.0766	0.0438	0.0416	0.0094*	0.0055
일본	0.0994	-0.0405	0.0311	-0.0193***	0.0058
한국	0.0714	-0.0330	0.0348	-0.0091***	0.0034
네덜란드	0.0433	0.0102	0.0295	0.0035*	0.0020
뉴질랜드	0.1062	0.0304	0.0389	-0.0108*	0.0065
노르웨이	0.0735	0.0040	0.0235	0.0054	0.0038
싱가포르	0.0632	-0.1342*	0.0713	-0.0250***	0.0089
스페인	0.1020	-0.0218	0.0489	0.0191**	0.0079
스웨덴	0.1031	-0.0061	0.0242	-0.0077**	0.0036
스위스	0.0480	0.0332	0.0247	-0.0023	0.0019
영국	0.0397	-0.0609	0.0661	-0.0180**	0.0075
미국	0.0323	-0.0118	0.0364	-0.0083**	0.0033

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

자료: 저자 작성.

부록 표 2-2. 선진국 총채무효과 검증

국가	총채무효과 ($\phi_{ed} + \alpha$)	부트스트랩 95% 신뢰구간		부트스트랩 s.e.	Wald 검증 p-값
호주	0.0032	-0.0327	0.0307	0.0155	0.8754
오스트리아	0.0029	-0.0281	0.0900	0.0323	0.9465
벨기에	0.0351	0.0269	0.0719	0.0153	0.1077
캐나다	0.0238	-0.0099	0.0977	0.0256	0.4754
핀란드	-0.0041	-0.0549	0.0160	0.0224	0.8935
프랑스	-0.1252	-0.0861	-0.0861	0.0314	0.0094
독일	-0.0111	-0.0413	0.0689	0.0271	0.7591
이탈리아	0.0532	0.0319	0.1463	0.0256	0.2055
일본	-0.0598	-0.1111	-0.0505	0.0188	0.0590
한국	-0.0421	-0.0766	-0.0351	0.0254	0.2294
네덜란드	0.0137	-0.0151	0.0843	0.0215	0.6423
뉴질랜드	0.0196	-0.0027	0.0046	0.0249	0.6189
노르웨이	0.0093	-0.0336	0.0494	0.0207	0.6949
싱가포르	-0.1592	-0.3306	-0.0380	0.0757	0.0268
스페인	-0.0026	-0.0444	0.0902	0.0324	0.9581
스웨덴	-0.0138	-0.0300	-0.0189	0.0187	0.5733
스위스	0.0308	-0.0221	0.0685	0.0218	0.2139
영국	-0.0789	-0.0783	-0.0783	0.0531	0.2355
미국	-0.0201	-0.0444	-0.0444	0.0393	0.5818

주: 총채무효과는 TGVAR 모형에서 추정된 대외 부채 비율 증가율의 계수 합으로 정의됨. 소표본(small sample) 문제를 완화하기 위해 총효과의 신뢰구간은 Efron(1987)이 제안한 편향 보정(BC: Bias-Corrected) 부트스트랩 기법을 사용하여 추정하였음. 중국, 말레이시아, 페루의 경우 보고된 총효과의 점추정치(point estimate)가 95% 신뢰구간의 범위를 벗어나는데, 이는 부트스트랩 표집 분포가 강한 비대칭성(skewness)을 보일 때 발생할 수 있는 현상임. 가설 검정의 타당성을 위해 본 연구에서는 해당 국가들의 편향을 보정한 BC 신뢰구간을 기준으로 삼음.

자료: 저자 작성.

부록 3. 데이터 부록

가. 국가별 기술통계량

부록 표 3-1. 실질 GDP 성장률의 기술통계

국가명	평균	중앙값	표준편차	최댓값	최솟값	자크-베라 p-값
아르헨티나	0.0063	0.0096	0.0250	0.1021	-0.1498	<0.0001
호주	0.0074	0.0074	0.0095	0.0347	-0.0699	<0.0001
오스트리아	0.0046	0.0043	0.0169	0.1087	-0.1268	<0.0001
벨기에	0.0045	0.0049	0.0145	0.1087	-0.1155	<0.0001
브라질	0.0054	0.0073	0.0179	0.0758	-0.0925	<0.0001
캐나다	0.0057	0.0061	0.0136	0.0869	-0.1165	<0.0001
중국	0.0217	0.0215	0.0177	0.1280	-0.1050	<0.0001
칠레	0.0107	0.0108	0.0197	0.0662	-0.1345	<0.0001
핀란드	0.0039	0.0045	0.0143	0.0478	-0.0672	<0.0001
프랑스	0.0038	0.0044	0.0170	0.1454	-0.1314	<0.0001
독일	0.0039	0.0040	0.0131	0.0835	-0.0932	<0.0001
인도	0.0161	0.0167	0.0338	0.2035	-0.2585	<0.0001
인도네시아	0.0117	0.0125	0.0174	0.0708	-0.0817	<0.0001
이탈리아	0.0026	0.0033	0.0173	0.1346	-0.1316	<0.0001
일본	0.0032	0.0036	0.0126	0.0526	-0.0791	<0.0001
한국	0.0116	0.0113	0.0146	0.0659	-0.0894	<0.0001
말레이시아	0.0131	0.0144	0.0245	0.1823	-0.1472	<0.0001
멕시코	0.0054	0.0072	0.0244	0.1437	-0.2099	<0.0001
네덜란드	0.0049	0.0050	0.0111	0.0637	-0.0870	<0.0001
노르웨이	0.0051	0.0044	0.0123	0.0439	-0.0533	<0.0001
뉴질랜드	0.0056	0.0064	0.0163	0.1308	-0.1051	<0.0001
페루	0.0083	0.0114	0.0413	0.2864	-0.2529	<0.0001
필리핀	0.0107	0.0132	0.0181	0.0727	-0.1411	<0.0001
남아공	0.0048	0.0054	0.0194	0.1289	-0.1844	<0.0001
사우디아라비아	0.0087	0.0106	0.0176	0.0502	-0.0363	0.3055
싱가포르	0.0133	0.0125	0.0219	0.0913	-0.1212	<0.0001

부록 표 3-1. 계속

국가명	평균	중앙값	표준편차	최댓값	최솟값	자크-베라 p-값
스페인	0.0055	0.0072	0.0210	0.1476	-0.1959	<0.0001
스웨덴	0.0051	0.0052	0.0128	0.0477	-0.0851	<0.0001
스위스	0.0042	0.0043	0.0108	0.0665	-0.0673	<0.0001
태국	0.0104	0.0123	0.0228	0.1079	-0.1197	<0.0001
튀르키예	0.0107	0.0142	0.0291	0.1520	-0.1193	<0.0001
영국	0.0048	0.0059	0.0235	0.1552	-0.2273	<0.0001
미국	0.0062	0.0068	0.0106	0.0754	-0.0824	<0.0001

자료: 저자 작성.

부록 표 3-2. 인플레이션의 기술통계

국가명	평균	중앙값	표준편차	최댓값	최솟값	자크-베라 p-값
아르헨티나	-0.0032	0.0005	0.1979	1.0915	-1.5215	<0.0001
호주	-0.0001	-0.0000	0.0073	0.0347	-0.0335	<0.0001
오스트리아	-0.0000	-0.0002	0.0053	0.0166	-0.0147	<0.0001
벨기에	-0.0001	0.0002	0.0057	0.0168	-0.0341	<0.0001
브라질	-0.0019	0.0007	0.1239	0.4904	-0.8457	<0.0001
캐나다	-0.0001	-0.0003	0.0064	0.0148	-0.0229	<0.0001
중국	-0.0001	0.0001	0.0111	0.0308	-0.0366	0.3281
칠레	-0.0001	-0.0005	0.0117	0.0823	-0.0553	<0.0001
핀란드	-0.0001	-0.0005	0.0043	0.0120	-0.0101	0.3838
프랑스	-0.0001	0.0002	0.0045	0.0141	-0.0121	0.0615
독일	-0.0000	-0.0002	0.0055	0.0217	-0.0121	<0.0001
인도	0.0000	0.0003	0.0147	0.0353	-0.0627	<0.0001
인도네시아	-0.0000	0.0012	0.0224	0.1458	-0.1362	<0.0001
이탈리아	-0.0002	-0.0000	0.0054	0.0212	-0.0383	<0.0001
일본	0.0000	0.0000	0.0059	0.0241	-0.0207	<0.0001
한국	-0.0000	0.0006	0.0074	0.0286	-0.0427	<0.0001
말레이시아	0.0000	-0.0000	0.0092	0.0462	-0.0561	<0.0001
멕시코	-0.0009	0.0001	0.0262	0.0808	-0.2201	<0.0001

부록 표 3-2. 계속

국가명	평균	중앙값	표준편차	최댓값	최솟값	자크-베라 p-값
네덜란드	-0.0000	-0.0001	0.0067	0.0290	-0.0274	<0.0001
노르웨이	-0.0000	-0.0003	0.0082	0.0212	-0.0446	<0.0001
뉴질랜드	-0.0002	-0.0000	0.0092	0.0528	-0.0623	<0.0001
페루	-0.0018	-0.0008	0.1678	1.2301	-1.5553	<0.0001
필리핀	-0.0003	0.0007	0.0128	0.0439	-0.0507	<0.0001
남아공	-0.0003	-0.0000	0.0088	0.0263	-0.0250	0.1062
사우디아라비아	0.0001	0.0001	0.0128	0.0569	-0.0626	<0.0001
싱가포르	-0.0000	-0.0003	0.0057	0.0234	-0.0243	<0.0001
스페인	-0.0001	0.0004	0.0106	0.0355	-0.0273	0.0002
스웨덴	-0.0001	-0.0002	0.0068	0.0195	-0.0236	<0.0001
스위스	-0.0001	-0.0002	0.0045	0.0120	-0.0134	0.7517
태국	-0.0002	0.0002	0.0097	0.0398	-0.0315	<0.0001
튀르키예	-0.0001	-0.0025	0.0410	0.2083	-0.2191	<0.0001
영국	-0.0000	-0.0000	0.0058	0.0235	-0.0197	<0.0001
미국	-0.0000	-0.0003	0.0063	0.0174	-0.0352	<0.0001

자료: 저자 작성.

부록 표 3-3. CPI 조정 명목 주가지수 증가율의 기술통계

국가명	평균	중앙값	표준편차	최댓값	최솟값	자크-베라 p-값
아르헨티나	0.0083	0.0026	0.2801	1.0556	-0.9448	<0.0001
호주	0.0084	0.0170	0.0767	0.1862	-0.4479	<0.0001
오스트리아	0.0084	0.0161	0.1375	0.6543	-0.7730	<0.0001
벨기에	0.0056	0.0222	0.1019	0.1786	-0.6364	<0.0001
캐나다	0.0104	0.0213	0.0719	0.1541	-0.3605	<0.0001
칠레	0.0163	0.0061	0.1170	0.3966	-0.4283	<0.0001
핀란드	0.0110	0.0234	0.1273	0.3710	-0.3638	0.0176
프랑스	0.0115	0.0224	0.0895	0.2336	-0.3443	<0.0001
독일	0.0083	0.0161	0.0941	0.2005	-0.3278	<0.0001
인도	0.0143	0.0162	0.1380	0.5859	-0.4820	<0.0001

부록 표 3-3. 계속

국가명	평균	중앙값	표준편차	최댓값	최솟값	자크-베라 p-값
이탈리아	0.0033	0.0042	0.1053	0.3060	-0.3287	0.0333
일본	0.0054	0.0134	0.0925	0.2266	-0.4017	<0.0001
한국	0.0092	0.0066	0.1347	0.3800	-0.4368	0.0479
말레이시아	0.0050	0.0093	0.1139	0.2886	-0.5350	<0.0001
네덜란드	0.0108	0.0260	0.0885	0.1840	-0.3554	<0.0001
노르웨이	0.0189	0.0224	0.1492	1.2950	-0.6059	<0.0001
뉴질랜드	0.0014	0.0089	0.0820	0.1859	-0.3353	<0.0001
필리핀	0.0206	0.0228	0.1568	1.0694	-0.4002	<0.0001
남아공	0.0068	0.0216	0.1072	0.2282	-0.5291	<0.0001
싱가포르	0.0045	0.0043	0.1053	0.3189	-0.5346	<0.0001
스페인	0.0101	0.0103	0.1004	0.2918	-0.3207	0.0061
스웨덴	0.0158	0.0328	0.1030	0.2845	-0.2999	<0.0001
스위스	0.0135	0.0251	0.0747	0.1726	-0.3228	<0.0001
태국	0.0095	0.0085	0.1427	0.4289	-0.4605	0.0011
영국	0.0042	0.0118	0.0683	0.1590	-0.3378	<0.0001
미국	0.0156	0.0225	0.0725	0.1975	-0.3070	<0.0001

자료: 저자 작성.

부록 표 3-4. 분기별 명목 단기 이자율 증가율의 기술통계

국가명	평균	중앙값	표준편차	최댓값	최솟값	자크-베라 p-값
아르헨티나	-0.0027	0.0000	0.1633	-1.2571	1.1988	<0.0001
호주	-0.0001	0.0000	0.0017	-0.0091	0.0067	<0.0001
오스트리아	-0.0001	0.0000	0.0010	-0.0043	0.0034	<0.0001
벨기에	-0.0001	0.0000	0.0011	-0.0043	0.0032	<0.0001
브라질	-0.0021	0.0000	0.1635	-1.4211	0.4061	<0.0001
캐나다	-0.0001	-0.0000	0.0015	-0.0046	0.0053	<0.0001
중국	-0.0001	0.0000	0.0012	-0.0046	0.0061	<0.0001
칠레	-0.0004	0.0000	0.0104	-0.0713	0.0376	<0.0001
핀란드	-0.0002	0.0000	0.0017	-0.0073	0.0059	<0.0001

부록 표 3-4. 계속

국가명	평균	중앙값	표준편차	최댓값	최솟값	자크-베라 p-값
프랑스	-0.0001	0.0000	0.0013	-0.0081	0.0032	<0.0001
독일	-0.0000	0.0000	0.0009	-0.0043	0.0032	<0.0001
인도	-0.0000	0.0000	0.0016	-0.0068	0.0079	<0.0001
인도네시아	-0.0000	0.0000	0.0077	-0.0328	0.0602	<0.0001
이탈리아	-0.0001	0.0000	0.0016	-0.0083	0.0057	<0.0001
일본	-0.0001	-0.0000	0.0007	-0.0039	0.0025	<0.0001
한국	-0.0001	0.0000	0.0030	-0.0184	0.0156	<0.0001
말레이시아	-0.0000	0.0000	0.0012	-0.0058	0.0068	<0.0001
멕시코	-0.0005	0.0000	0.0125	-0.1091	0.0650	<0.0001
네덜란드	-0.0001	0.0000	0.0010	-0.0043	0.0032	<0.0001
노르웨이	-0.0001	0.0000	0.0025	-0.0211	0.0114	<0.0001
뉴질랜드	-0.0002	0.0000	0.0023	-0.0094	0.0121	<0.0001
페루	-0.0008	0.0000	0.0710	-0.6221	0.2775	<0.0001
필리핀	-0.0004	0.0000	0.0039	-0.0219	0.0126	<0.0001
남아공	-0.0002	0.0000	0.0021	-0.0068	0.0131	<0.0001
싱가포르	-0.0000	0.0000	0.0014	-0.0063	0.0054	<0.0001
스페인	-0.0001	0.0000	0.0020	-0.0072	0.0119	<0.0001
스웨덴	-0.0001	0.0000	0.0018	-0.0081	0.0089	<0.0001
스위스	-0.0000	-0.0000	0.0013	-0.0056	0.0051	<0.0001
태국	-0.0002	-0.0000	0.0035	-0.0186	0.0158	<0.0001
튀르키예	0.0001	-0.0000	0.0121	-0.0717	0.0593	<0.0001
영국	-0.0001	-0.0000	0.0014	-0.0063	0.0064	<0.0001
미국	-0.0001	-0.0000	0.0010	-0.0033	0.0036	<0.0001

자료: 저자 작성.

부록 4. Clark(1987) 추세-순환 분해 모형

Clark(1987)은 비관측요인모형(unobserved component model)을 이용하여 관측치 y_t 를 장기 추세(τ_t)와 순환성분(c_t)으로 분해하는 방법을 제시하였다. 관측치는 자연로그 변환을 적용한 후, 평균을 제거한 데이터를 나타낸다. 모형은 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} y_t &= \tau_t + c_t && \text{[부록 식 4-1]} \\ \tau_t &= \tau_{t-1} + g_{t-1} + w_t, \quad w_t \sim N(0, \sigma_w^2) \\ g_t &= g_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma_u^2) \\ c_t &= \phi_1 c_{t-1} + \phi_2 c_{t-2} + v_t, \quad v_t \sim N(0, \sigma_v^2) \end{aligned}$$

여기서, τ_t 는 장기 추세 수준(level)이고, g_t 는 추세 성장률(slope), c_t 는 추세로부터의 편차인 순환성분(갭)을 나타낸다.

위 모형은 추정을 위해 다음과 같이 상태-공간 형태(state-space representation)로 표현할 수 있다.

관측식(measurement equation)

$$y_t = [1 \ 0 \ 1 \ 0]s_t$$

상태식(state equation)

$$\begin{pmatrix} \tau_t \\ g_t \\ c_t \\ c_{t-1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \phi_1 & \phi_2 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \tau_{t-1} \\ g_{t-1} \\ c_{t-1} \\ c_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} w_t \\ u_t \\ v_t \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \begin{pmatrix} w_t \\ u_t \\ v_t \\ 0 \end{pmatrix} \sim N(0, \Omega) \quad \text{[부록 식 4-2]}$$

여기서 $\Omega = \text{diag}(\sigma_w^2, \sigma_u^2, \sigma_v^2, 0)$ 로 오차항들의 분산을 대각원소로 하는 대각행렬이다.

Global Trends in High Debt Levels and Their Macroeconomic Implications

Hongseok Choi, Jee Won Park, Hayun Song, ByeongJun Lee, and Kotbee Shin

In response to the unprecedented crisis triggered by the COVID-19 pandemic in 2020, governments and central banks around the world injected massive fiscal stimulus and liquidity support. These bold policy measures succeeded in averting the worst recession, but as a consequence, the world is now facing historically high levels of debt. According to the Institute of International Finance, global debt surpassed USD 324 trillion in the first quarter of 2025—roughly three times the size of global GDP and “[a level unseen] since the Napoleonic Wars.” Moreover, global debt increased by USD 7.5 trillion during the same quarter, more than four times the quarterly average increase of USD 1.7 trillion since late 2022, indicating that the global debt problem has worsened rather than eased after the pandemic. Against this backdrop, this report reassesses the structure of the post-pandemic high-debt environment, analyzes vulnerabilities across advanced economies, emerging markets, and Korea, and derives policy implications for proactive responses.

To begin, Chapter 2 analyzes external debt crises in emerging market economies using the Threshold-augmented Global Vector AutoRegression (TGVAR) model developed by Chudik *et al.* (2021). In this model, the dependent variable is GDP growth, while one of the main explanatory variables is the growth rate of the external-debt-to-GDP ratio. A threshold variable captures the non-linear effect: When the growth rate of external debt exceeds its threshold value, an additional constant term affects GDP growth. The model is estimated using quarterly data for 14 emerging economies-including China, India, and Brazil-from 1985Q1 to 2024Q4. The estimation results are as follows.

Countries such as India (1.46%), China (3.14%), Saudi Arabia (3.61%), South Africa (4.39%), and Brazil (4.59%) show relatively low thresholds (below 5%), while Peru (19.19%), Thailand (10.71%), Mexico (10.13%), Indonesia (8.82%), and Malaysia (8.84%) exhibit much higher ones. Interestingly, the coefficient on the non-linear term (the indicator that takes 1 when external-debt growth exceeds the threshold) is not uniformly negative; it is positive for Brazil, China, Mexico, Saudi Arabia, and Turkiye. This implies that the non-linear growth effects of rapid external-debt accumulation cannot be explained merely by differences in size or development stage among countries.

Chapter 3 turns to advanced economies and examines the sustainability of public debt. Using the debt dynamics equation, we decompose changes in the government-debt-to-GDP ratio into contributions from the interest rate, growth rate, and primary

balance. The results show that advanced economies' government-debt ratios have risen by an average of 2.3 percentage points annually since 2008, driven by expansionary fiscal responses to successive crises and persistent fiscal deficits, and are projected to continue rising by 0.8 percentage points per year until 2030. To assess the growth implications of sustained high public debt, the analysis applies the Panel Threshold-AutoRegressive Distributed Lags (Panel Threshold-ARDL) and Panel Threshold-Distributed Lags (Panel Threshold-DL) models of Chudik *et al.* (2017), where the threshold variable is the level of government-debt-to-GDP itself.

The estimated threshold for advanced economies lies between 78% and 89% of GDP, broadly consistent with earlier literature (80–100%). When public debt exceeds this threshold, GDP declines by 0.013–0.020 percentage points on average, and a 1-percentage-point rise in the debt-to-GDP ratio reduces GDP in the long run by 0.151–0.210 percentage points. A time-series analysis shows that since the 2008 global financial crisis, the debt threshold rose sharply—from 32–36% of GDP before the crisis to 87–89% afterward—while the long-run cumulative impact of public debt on growth deepened from -0.059 – -0.049 to -0.137 – -0.091 percentage points.

Finally, Chapter 4 investigates how private debt affects Korea's real economy and financial stability.

For real effects, a state-dependent local projection model incorporating a smooth-transition function is employed. The transition function depends on the gap between the actual private-debt-to-GDP ratio and its long-term trend. The results show that

private-debt growth exerts a statistically significant negative impact on GDP when the debt ratio is in a high regime, with the adverse effect persisting for about two quarters. Specifically, household-debt growth boosts GDP in low-debt regimes with a lag-likely reflecting a liquidity channel through which credit expansion supports consumption. In contrast, when the debt ratio is high, household-debt growth no longer has a significant effect on GDP, while corporate-debt growth is insignificant in both regimes.

To analyze the effect on financial stability, a regime-switching vector autoregression (VAR) model is estimated using a financial stress index from FnGuide. In Regime 1 (which is highly consistent with periods of a declining output gap—namely, phases of economic slowdown or contraction), a shock to private-debt growth initially raises financial stress but subsequently eases it, whereas no significant effect is found in the alternative regime. Disaggregating by borrower type, corporate-debt growth generally amplifies financial stress, while household-debt growth mitigates it.

These findings yield several policy implications for Korea.

First, private-debt accumulation is not inherently harmful; depending on the macroeconomic environment, it can support both economic recovery and financial stability. Hence, policy should go beyond aggregate restrictions and account for cyclical and sectoral differences.

Second, policy responses should differentiate between household and corporate debt. Household debt shows positive effects on growth and dampens financial stress; thus, encouraging long-term,

fixed-rate, amortizing loans and targeted support for vulnerable borrowers can preserve its stabilizing role. In contrast, corporate-debt expansion—especially during downturns—tends to intensify financial stress. Therefore, authorities should closely monitor the pace and composition of credit growth by firm and industry, prepare liquidity backstops for the corporate bond market, and manage refinancing and maturity risks.

Third, macroprudential surveillance should move from static, indicator-based early-warning systems to dynamic monitoring frameworks that capture interactions between macroeconomic conditions and debt structures. The econometric analyses demonstrate that the impact of private debt depends on debt levels, business-cycle phases, and interest-rate conditions, underscoring the need for integrated, system-wide approaches to risk assessment.

Fourth, while Korea's government-debt-to-GDP ratio (47.2%) appears well below the estimated threshold range of 78-89%, this should not lead to complacency. The threshold is derived as a cross-country average and may vary by nation and period; moreover, estimation results are not immune to issues such as reverse causality and omitted variables. Thus, the threshold should be interpreted as a reference point, not a rigid limit, in fiscal policy design.

Finally, the analysis of emerging-market external-debt vulnerabilities also holds lessons for Korea. The finding that a debt-growth shock in Thailand—the epicenter of the 1997 Asian financial crisis—has a far greater spillover effect on Indonesia and Malaysia than on the U.S. highlights the importance of regional financial-stability cooperation.

As a key member of ASEAN+3, Korea should remain committed to strengthening the Chiang Mai Initiative Multilateralisation (CMIM) liquidity facility and enhancing the ASEAN+3 Macroeconomic Research Office (AMRO) surveillance capacity.

<책임>

최홍석

미국 University of Pennsylvania 경제학 석사·박사

前 홍콩성시대학 경제금융학과 조교수(금융)

대외경제정책연구원 국제거시금융실 국제금융팀 연구위원

(現, E-mail: aitch.choi@kiep.go.kr)

저서 및 논문

『글로벌 인플레이션의 국내파급효과와 경기안정화 정책 분석』(공저, 2024)

『최근 글로벌 경기변동의 특징과 분절화 시대의 시사점』(공저, 2024) 외

<공동>

박지원

미국 University of Washington 경제학 박사

前 기획재정부 사무관·서기관(행정고등고시 재경직 53회)

대외경제정책연구원 국제거시금융실 국제금융팀 부연구위원

(現, E-mail: jwpark@kiep.go.kr)

저서 및 논문

「「지니어스 법(GENIUS Act)」 통과와 스테이블코인: 국제금융시장에 미치는 영향」(오늘의 세계경제, 공저, 2025)

「최근 환율 추세에 대한 분석과 시사점」(오늘의 세계경제, 공저, 2026) 외

송하윤

미국 University of Southern California 경제학 박사
대외경제정책연구원 국제거시금융실 국제거시팀 부연구위원
(現, E-mail: hayunsong@kiep.go.kr)

저서 및 논문

“Forecasting 2024 US Presidential Election by States Using County Level
Data: Too Close to Call”(공저, 2024) 외

이병준

서강대학교 경제학 석사
산업연구원 중소벤처기업연구본부 위촉연구원
에너지경제연구원 전력정책연구실 위촉연구원
대외경제정책연구원 국제거시금융실 국제거시팀 연구원
(現, E-mail: leebj@kiep.go.kr)

저서 및 논문

「2026년 세계경제 전망」(오늘의 세계경제, 공저, 2025) 외

신꽃비

미국 University of Pennsylvania 경제학 박사
충북대학교 경제학과 조교수
(現, E-mail: kotbee.shin@chungbuk.ac.kr)

저서 및 논문

“Granular origins of the Chinese business cycle”(Applied Economics
Letters(SSCI), 공저 2024)

「정책 불확실성이 우리나라 무역에 미치는 영향」(『무역학회지』, 공저, 2025) 외

KIEP 연구보고서 발간자료 목록

- 2025년
 - 25-01 무형자산 기술확산의 국가 간 경제적 파급효과와 시사점 /
윤정은 · 송하운 · 이병준
 - 25-02 트럼프 2기 대만 정책과 동아시아 경제·산업에 대한 영향 /
김신진 · 이홍배 · 서창배 · 이혁구
 - 25-03 글로벌 질서 변동과 새로운 북방전략 연구 /
박정호 · 강부균 · 정동연 · 김경민 · 김석환 · 염동호
 - 25-04 인도 첨단전략산업 분석과 한-인도 협력방안 /
김경훈 · 한형민 · 강반디 · 김민희 · 남유진 · 박병열
 - 25-05 BRICS 확장에 따른 경제 블록화 가능성과 한국의 정책 방향 연구 /
강문수 · 최인아 · 문지영 · 박미숙 · 유광호 · 이지은 · 이다운
 - 25-06 북합위기 이후 북한의 새로운 대내외 경제전략 연구 /
최장호 · 김다울 · 최유정 · 김범환
 - 25-07 핵심광물 공급망 안정화를 위한 통상협정 활용 연구 /
최원석 · 오수현 · 조성훈 · 홍진희 · 박보영
 - 25-08 미국 대외경제정책의 경제적 영향 분석 및 기조 전망 /
강구상 · 김혁중 · 김종혁 · 권혁주 · 박은빈
 - 25-09 개발도상국의 그린디지털 전환 촉진을 위한 한국의 협력 방안 /
오지영 · 노운재 · 박지현 · 송지혜 · 김민희 · 장한별
 - 25-10 글로벌 인구구조 변화의 거시경제적 영향과 시사점 /
윤상하 · 김효상 · 연지흠 · 윤정은 · 송예나 · 이지운 · 최상엽 · 허진욱
 - 25-11 글로벌 고부채 동향 및 거시경제적 함의 /
최홍석 · 박지원 · 송하운 · 이병준 · 신타비
 - 25-12 중국경제 중장기 성장 전망과 성장구조 변화에 대한 연구 /
문지영 · 송하운 · 김홍원 · 최지원 · 조고운
 - 25-13 일본의 반도체 공급망구조 변화와 한국에 대한 시사점 /
김규판 · 김혁중 · 이형근 · 이보람
 - 25-14 공급망 재편 시대 벙골만 산업 클러스터 분석과 활용전략 /
김경훈 · 신민금 · 김도연 · 윤지현 · 김소은 · 지연정

- 25-15 주요국의 신흥제조기지 진출 현황과 시사점: 아프리카와 동남아시아를 중심으로 / 한선이 · 신민규 · 김예진 · 김소은 · 황인정
- 25-16 지속가능한 중장기 개발재원 규모 확대 방안 연구 / 정지원 · 윤정환 · 정원혁 · 윤혜민 · 박소정
- 25-17 노동수급 불균형 해소를 위한 국가간 인력교류 활성화 방안 연구 / 장영욱 · 라미령 · 노윤재 · 김윤정 · 이영준 · 강준구 · 이현진 · 김제국 · 이정은 · 이종관 · 이승호
- 25-18 글로벌 혁신 네트워크 참여의 경제적 함의와 통상정책방향 연구 / 김종덕 · 강구상 · 최원석 · 이현진 · 엄준현 · 박보영
- 25-19 중국의 해외 생산·공급 거점 다변화와 한중 경쟁력 분석 / 정지현 · 정재완 · 이철원 · 나수엽 · 김진오 · 김혁황 · 이효진 · 최재희
- 25-20 글로벌 관세장벽 확산의 경제적 영향과 시사점 / 조문희 · 이규엽 · 김현수 · 금혜윤 · 강민지 · 정민철
- 25-21 회복탄력성 관점에서 바라본 개발도상국의 기후변화 대응 과제와 협력 방안 / 이은석 · 오지영 · 정지선 · 이예림 · 김유리
- 25-22 러시아의 다극화 세계전략과 정책 시사점: 상하이협력기구(SCO)를 중심으로 / 박정호 · 강부균 · 정동연 · 민지영 · 김경민 · 강태호 · 제성훈

■ 2024년

- 24-01 전후 우크라이나 재건 사업의 국제 논의와 한국기업 참여 가능성 연구 / 장영욱 · 이철원 · 강부균 · 김초롱
- 24-02 인도의 국영기업 주도 경제개발전략과 한국-인도 협력 방안 / 김경훈 · 김도연 · 김소은 · 남유진 · 백종훈
- 24-03 걸프 국가의 아시아 중시 정책과 한국의 대응 방안 / 강문수 · 유광호 · 이지은 · 김영선 · 이다운
- 24-04 국제사회의 신규 기후재원 조성 방안과 한국의 과제 / 문진영 · 나승권 · 김은미 · 장한별
- 24-05 최근 글로벌 경기변동의 특징과 분절화 시대의 시사점 / 윤상하 · 김성환 · 최홍석 · 송예나 · 백인걸 · 오준석
- 24-06 자국 중심의 경제안보 전략 대응을 위한 프레임워크 구축 방안 연구 / 조성훈 · 한형민 · 최원석 · 홍진희 · 윤형준 · 최재희 · 김현정
- 24-07 무형자산 투자와 경제성장: 글로벌 동향과 정책적 시사점 / 윤상하 · 윤정은 · 조성훈 · 이지윤 · 백예인 · 손병선

- 24-08 일방주의적 공급망 정책에 대한 국제통상법적 과제와 정책 시사점 / 이천기 · 박혜리 · 오탈현 · 이주형
- 24-09 일본의 핵심광물자원 확보전략과 한·일 협력 시사점 / 김규판 · 이형근 · 이보람 · 김승현 · 손원주
- 24-10 한국의 대중남미 통상환경 평가와 정책 과제 / 홍성우 · 김성환 · 김진오 · 강준구 · 박미숙 · 박진희 · 김승현
- 24-11 홍콩의 경제·사회 변화에 대한 평가와 시사점 / 허재철 · 정지현 · 김효상 · 김홍원 · 이한나 · 최지원 · 최재희
- 24-12 EU의 기후중립 전략기술 육성 정책이 글로벌 공급망 재편에 주는 함의 / 장영욱 · 한형민 · 오탈현 · 윤형준
- 24-13 보호무역정책의 정치경제적 결정요인 연구: 주요국 사례를 중심으로 / 김남석 · 주재우 · 신민이 · 김제국
- 24-14 ODA 평가의 활용 현황과 유용성 제고 방안 연구 / 이은석 · 오지영 · 정지선 · 유애라 · 이예림
- 24-15 글로벌 인플레이션의 국내파급효과와 경기안정화 정책 분석 / 최홍석 · 송새량 · 한원태 · 김준형 · 이용대
- 24-16 신발전구도에 따른 중국의 금융발전 전략과 시사점 / 문지영 · 나수엽 · 박민숙 · 오종혁 · 김홍원 · 문익준
- 24-17 디지털콘텐츠무역에서의 저작권 보호에 관한 연구 / 김현수 · 강준구 · 금혜윤 · 심정보
- 24-18 글로벌 반도체 산업 경쟁력과 공급망 구조 분석 / 정형곤 · 김혁중 · 김정현 · 최진백
- 24-19 아세안의 대외협력 전략과 한·아세안 협력 고도화에 대한 함의 / 최인아 · 김경훈 · 배기현 · 이재호 · 김소은
- 24-20 북미 3개국 주요 산업별 공급망 연계 강화 정책과 시사점 / 김혁중 · 강구상 · 홍성우 · 김종혁 · 민보람 · 김용기
- 24-21 우크라이나 전쟁 이후 중앙아시아 글로벌 가치사슬 변화 전망과 한·중앙아 협력 시사점 / 정민현 · 김경민 · 김혁황 · 정동연 · 김원기
- 24-22 위성자료를 활용한 북한 소비시장 변화와 무역에 관한 연구 / 최장호 · 김다울 · 이정균 · 이희선
- 24-23 전략적 투자보조금 정책이 다국적기업의 투자와 공급망에 미치는 영향 / 예상준 · 김혁황 · 엄준현 · 신은철 · 이진혁

- 24-24 디지털 전환에 따른 인도의 사회·경제적 변화와 시사점 /
노윤재 · 김경훈 · 김민희 · 남유진 · 박지원
- 24-25 한-아프리카 자원 협력을 통한 핵심광물 확보 전략 /
한선이 · 조성훈 · 김예진 · 김주혜 · 서상현
- 24-26 복합 위기 시대의 난민과 강제 이주: 현황과 한국의 과제 /
윤정환 · 장영욱 · 오지영 · 김윤정 · 윤혜민 · 박소정
- 24-27 무역이 국내 노동 재배치에 미친 영향과 정책 시사점 /
구경현 · 연지흠 · 정민철 · 류기락
- 24-28 중국의 디지털 통상 발전 전략과 시사점 /
이승신 · 최원석 · 나수엽 · 김영선 · 서봉교
- 24-29 한국형 그린경제협정 로드맵 연구 /
이주관 · 조문희 · 박지현 · 박혜리 · 김민성
- 24-30 인공지능을 둘러싼 미중 전략 경쟁과 우리의 대응방향 /
예상준 · 정원혁 · 오종혁 · 엄준현 · 이대은 · 연원호
- 24-31 한일 국교정상화 60년과 미래비전 2050 /
허재철 · 정성춘 · 김규판 · 오수현 · 이형근 · 이보람 · 이정은 · 김승현 ·
손 열 · 전재성 · 한 준 · 이정환 · 임은정 · 백서인 · 박지수

KIEP 발간자료회원제 안내

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

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

* 연구자 회원: 교수, 연구원, 학생, 전문가풀 회원

■ 가입방법

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

■ 회원특전 및 유효기간

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

KIEP 발간자료회원제 가입신청서

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

회원분류 (해당란에 ✓ 표시를 하여 주십시오)

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

* 회원번호

* 갱신통보사항

(* 는 기재하지 마십시오)

특기사항



Policy Analyses 25-11



Global Trends in High Debt Levels and Their Macroeconomic Implications

Hongseok Choi, Jee Won Park, Hayun Song, ByeongJun Lee, and Kotbee Shin

2020년 코로나19 팬데믹이라는 미증유의 위기를 맞아 각국 정부와 중앙은행은 막대한 규모의 재정을 투입하고 유동성을 공급하였다. 이 과감한 대응은 최악의 경기 침체를 막는 데는 성공하였으나 그 결과 세계는 역사상 유례없는 수준의 부채를 마주하게 되었다. 이에 본 보고서에서는 팬데믹 이후 고부채 문제의 구조를 재검토하고 각 경제권의 취약성을 면밀히 분석하여 선제적인 정책 대응의 근거를 마련하고자 하였다.



ISBN 978-89-322-1941-7
978-89-322-1072-8(세트)

정가 10,000원

KIEP 대외경제정책연구원
Korea Institute for International Economic Policy

30147 세종특별자치시 시청대로 370 세종국책연구단지 경제정책동
T.044-414-1114 F.044-414-1001 · www.kiep.go.kr