

거시경제정책과의 상호연관성을 고려한 국가채무관리방향에 관한 연구

- 2022. 12. -

이 연구는 국회예산정책처의 연구용역사업으로 수행된 것으로서,
보고서의 내용은 연구용역사업을 수행한 연구자의 개인 의견이며,
국회예산정책처의 공식 견해가 아님을 알려드립니다.

연구책임자

서강대학교 허준영

거시경제정책과의 상호연관성을 고려한 국가채무관리방향에 관한 연구

2022년 12월

연구책임자 허준영 (서강대학교 경제학부)

공동연구자 김윤정 (서강대학교 경제학부)

이 연구는 국회예산정책처의 연구 용역사업으로
수행된 것으로서, 본 연구에서 제시된 의견이나 대안 등은
국회예산정책서의 공식의견이 아니라 본 연구진의 개인
의견임



국회예산정책처
National Assembly Budget Office

요 약

1. 분석배경

- 거시경제정책과의 상호연관성을 고려한 국가채무관리방향에 대한 연구 필요성
 - 전세계적으로 코로나19 확산 대응과정에서 확장적 재정정책에 따른 GDP대비 국가채무수준이 증가한 상황이다.
 - 한국도 예외는 아니어서 최근 국가채무비율이 가파르게 상승하고 있다.
 - 한편 최근 급격한 글로벌 인플레이션 발생으로 인해 미국 및 한국 정책금리 인상 본격화되고 있다.
 - 2022년 들어 미국의 인플레이션율은 7%를 상회하는 수준에 머물러 있으며, 이러한 고인플레이션에 대한 대응으로 미국 연방준비위원회는 2022년 6월 이후 4차례 연속 75bp 금리인상 기조를 이어가고 있는 상황이다.
 - 우리나라 인플레이션의 경우 최근 6% 수준을 나타내고 있어 그 수준에 있어서는 미국보다 낮으나 여전히 중앙은행의 인플레이션 목표치(inflation target)인 2%를 훨씬 상회하는 상황이며, 최근에는 인플레이션뿐만 아니라 한·미간 금리차이 등으로 인한 외화유출로 달러 대비 원화의 절하가 상당히 빠르게 나타나고 있다.
 - 한국은행은 미국 연준보다 앞선 2021년 중반부터 금리를 본격적으로 올리기 시작했으며, 최근 들어서는 물가와 환율 모두에 대응하는 측면에서 50bp 금리 인상을 하는 등 정책금리를 빠르게 인상하고 있는 현실이다.

- 국가채무수준이 증가하면서 재정건전성 악화 및 경제성장을 둔화, 물가 상승 등 변화된 경제 및 사회 환경 속에서 상충하는 정책 목표 간 관계 및 거시경제정책과의 상호연관성 증대를 고려하여 국가채무관리방향을 분석하는 것이 필요한 실정이다.
- － 일반적으로 국가채무관리계획은 거시경제정책을 수행한 결과로 인식되어 왔으며, 구체적으로 국가채무의 수량과 가격을 결정하는 경로는 다음과 같이 요약할 수 있다.
 - 중기 재정정책의 결과가 국가채무 수준을 결정하고, 통화정책의 금리 결정이 국가채무에 대한 이자 부담을 결정하는 구조이다.
- － 국가채무 수준이 증가하면서 국가채무 수준에 따라 거시경제정책이 영향을 받을 가능성 높아지는 것이 사실이다.
 - 예를 들어 국가 채무 수준이 높은 상황에서 물가 안정을 위한 금리 인상 시 국고채 이자 부담이 급격히 증가할 수 있다.
 - 우리나라의 경우 2000년대 낮은 수준의 국고채 잔액에도 불구하고 높은 국고채 평균 조달금리로 인해 국고채 이자지출액이 급격히 상승한 바 있으며, 최근의 국고채 잔액 규모가 급격히 증가하였음에도 낮은 수준의 금리로 인해 이자지출은 완만히 증가하고 있다.
 - 나아가 향후 금리 상승으로 인한 국고채 이자지출액이 급격히 상승할 가능성이 상존한다.

□ 연구내용 및 방법

- 본 연구는 이와 같은 가능성에 대한 데이터로부터의 해답을 찾고자 한다.
 - － 분석은 두 가지 수준에서 이루어지는데, 먼저 우리나라 데이터를 포함한 국제 패널 데이터를 분석한 이후 우리나라 데이터만을 사용한 분석을 시행한다.
 - － 이러한 데이터를 계량모형인 벡터자기회귀(Vector Autoregressive, VAR) 모형 및 경제이론에 근거한 동태확률 일반균형(Dynamic Stochastic General Equilibrium,

DSGE) 모형 등 다양한 접근을 통해 강건한 결론을 도출하고자 한다.

- 먼저 재정정책의 거시경제 효과가 국가 특성별로 어떻게 달라지는가를 시산하기 위해 국제 데이터를 패널 벡터자기회귀(Panel VAR) 모형을 이용하여 분석한다.
- 한국을 포함한 46개 국가(30 advanced, 16 developing)를 대상으로 선진국과 개발도상국, 소득수준, GDP 대비 국가채무비율 수준, 무역개방도, 자본시장개방도, 환율제도, 기축통화국 여부 등의 기준으로 표본을 분류하고 정부지출 증가의 경기부양효과가 각 그룹별로 어떻게 달라지는지를 시산한다.
- 국제거시자료를 이용하여 국가채무비율 수준에 따라 재정정책의 효과가 달라지는지 분석한 선행연구들은 다음과 같이 상반되는 결론을 내린 바 있다.
 - Nickel and Tudyka(2014)은 유로존 국가에서, Ilzetzki et al.(2013)과 Huidrom et al.(2020)은 선진국과 신흥국을 대상으로 국가채무비율이 높을수록 재정승수가 감소한다는 결과를 보였다.
 - 반대의 결과를 얻은 선행연구들도 있는데, Corsetti et al.(2012)과 Auerbach and Gorodnichenko(2017)은 OECD국가에서, Jackson et al.(2018)은 유로존 국가에서 높은 국가채무비율 수준이 재정정책의 효과를 유의하게 감소시키지는 않는다는 것을 보였다.
- 본고에서는 패널 VAR모형에 개방경제의 특성을 고려하여 변수를 설정하고, Blanchard and Perotti(2002)의 축차적 구조(recursive structure)에 바탕을 둔 단기제약을 부과하여 외생적 재정정책 충격을 식별한다.
 - 이러한 과정을 통해 구한 정부지출 증가 충격에 대한 GDP의 반응, 즉 재정지출 승수를 계산하여 재정정책의 유효성을 측정한다.
 - 재정지출 증가가 GDP에 미치는 영향뿐 아니라 경상수지와 환율, 민간소비, CDS 스프레드 등에 미치는 영향도 함께 분석한다.
 - 본 연구의 주 관심사인 국가채무비율 수준에 따라 국가별 표본을 나누고, 국가 그룹별 재정승수를 비교한다.

- 또한 비슷한 수준의 정부부채를 보유하고 있더라도 소득수준이나 여타 특성에 따라 영향이 달라질 수 있다는 점을 고려하여, 국가채무비율과 다른 특성을 함께 고려하여 표본을 구성한다.
 - 특히 국가채무비율 수준 외에도 각 국가의 특성에 따라 재정정책의 유효성이 상이하게 나타날 수 있는데, 예를 들어 국가의 개방도에 따라 재정정책이 경상수지나 환율에 미치는 영향이 상이할 수 있고 재정정책의 유효성도 영향을 받을 것이며 이 외에도 국가의 소득수준, 환율제도, 기축통화국인지 여부 등에 따라 재정정책의 유효성이 달라질 수 있음을 고려한다.
 - 이와 같은 본 연구의 의의 가운데 하나는 기존 연구들의 주요 분석 대상이었던 선진국뿐 아니라 개발도상국의 자료까지도 포함하여 광범위하게 분석하였다는 점이며, 해당 분석시 1990년대부터 2022년 1분기까지의 자료를 포함하여 시의성 있는 결과를 도출하고자 한다.
- 추가적으로 Nickel and Tudyka(2014), Huidrom et al.(2020) 등에서 사용한 교차패널 자기회귀(Interacted Panel Vector Autoregressive, IPVAR) 모형을 이용하여 다양한 정부부채 수준에 따른 재정승수의 비선형성을 추정한다.
- 전체 표본에서 정부부채 수준에 따른 재정승수의 비선형성뿐 아니라, 국가채무를 제외한 다른 특성에 따라 표본을 나눈 후 각 표본에 대해 IPVAR을 적용하여 표본간에 재정지출승수의 비선형성이 어떻게 다르게 나타나는지도 분석한다.
 - 최근에는 과거와 다른 패턴을 보일 가능성도 고려하여 기간에 따른 변화에도 초점을 맞추어 분석을 진행한다.
- 다음으로 우리나라 데이터를 이용하여 VAR 모형을 추정함으로써, 계량모형에 기반한 우리나라 정부지출 및 조세 승수를 추정한다.
- 이를 위해 조세수입 변동에 대한 식별제약의 불확실성을 고려한 구조적 VAR을 사용하여 재정승수를 추정한다.
- 실증분석시 분석의 일관성을 위해 축약형 VAR(reduced-form VAR) 모수의 불확

실성을 고려한 베이지안(Bayesian) 추정법을 이용한다.

■ 분석기간은 2000년 1/4분기부터 2022년 1/4분기까지이다.

– 재정지출과 감세 승수의 비교와 더불어 지출과 조세수입의 세부항목에 대한 승수를 시산하여, 정부지출과 감세 가운데 경기부양에 더 효과적인 정책이 무엇인지를 식별한다.

■ 조세수입은 직접세와 간접세로 구분하며, 지출은 정부지출과 이전지출로 나누어 분석한다.

– 또한 재정지출 승수가 시간에 따라 어떻게 변화하여왔는지를 살펴보기 위해 rolling window 방식으로 정부지출승수를 추정함으로써 2008년 1/4분기부터 2020년 1/4분기까지의 재정지출 시변(time-varying) 패턴을 시산한다.

○ 다음으로 소규모개방경제(small open economy) DSGE 모형을 설정하고 우리나라 시계열을 이용하여 모형의 모수를 추정함으로써 본 연구의 핵심 주제인 다음과 같은 질문에 답하고자 한다.

– 재정건전성을 심각하게 훼손하지 않으면서 경기를 부양할 수 있는 재정정책은 무엇인가?

■ 세입과 세출 항목 가운데 재정건전성의 프록시(proxy) 변수로 생각되어지는 GDP 대비 국가채무비율을 가장 적게 증가시키면서 경기부양을 할 수 있는 항목은 어떤 것인지를 분석한다.

■ 본 연구의 우리나라 데이터를 이용한 VAR 분석을 통해 재정정책의 경기부양에 대한 역할에 대해서는 평가할 수 있으나, 동 모형에 국가채무비율을 포함하는 것이 어렵기 때문에 이러한 분석을 DSGE 모형을 통해 시도하고자 한다.

– 국내·외 긴축적 통화정책으로 인한 국채 이자부담 증가분은 얼마나 되는가?

■ 국내 및 해외(미국) 통화정책 긴축 충격 발생시 국채 이자율의 변화를 시산하고, 각각의 통화정책 충격이 국채 이자율에 미치는 탄력성을 추정한다.

- 이를 통해 국가채무관리와 거시경제정책 간 상호연관성 및 통화정책과 재정정책 사이의 상호작용에 대한 경제이론에 근거한 분석을 실행한다.

2. 본문 요약

□ 실증분석 방법론 및 결과 요약: 패널 VAR 모형 분석

- 먼저 패널 벡터자기회귀모형(Panel VAR)을 이용하여 국가의 특성에 따른 재정 정책 효과의 차이를 분석하였다.
 - 46개 국가(30 advanced, 16 developing)를 대상으로 선진국과 개발도상국, 소득수준, 정부부채 수준, 무역개방도, 자본시장개방도, 환율제도, 기축통화국 여부 등의 기준으로 표본을 분류한다.
- 분석 결과는 다음과 같다.
 - 국가 전체표본에 대해서 양(+)의 재정지출 충격은 실질환율의 절상과 경상수지의 악화를 초래하고, GDP를 유의하게 증가시켰다. 또한 CDS 스프레드를 상승시키지만 소비에 부정적인 영향을 미치지 않는 않았다.
 - 누적재정승수는 단기 0.5, 장기에는 0.4~1.6 으로 추정되었다.
 - 국가를 소득별로 세 그룹으로 나뉘보면 재정정책의 효과가 소득에 따라 다르게 나타나는 것을 확인하였다.
 - 중위 소득그룹 국가들에서 재정승수가 가장 크게 나타나며, 그 다음으로는 상위 소득그룹 국가들이었다.
 - 하위 소득그룹 국가들에서는 재정정책의 경기부양 효과가 가장 작게 추정되었다.
 - 국가채무/GDP비율을 기준으로 표본을 나누는 경우 국가채무가 높은 그룹에서 오히려 재정승수가 크게 추정되나, 선진국일수록 높은 정부부채를 보유하고 있다는 점에 유의할 필요가 있다.

- 소득수준을 같이 고려하는 경우 고소득국가에서는 부채가 높을수록 재정승수가 크지만, 저소득국가에서는 부채가 높은 경우 재정승수가 감소하는 경향성을 발견하였다.
- 개방도에 따라 국가별로 분류하고 분석한 결과 기존 연구와 달리 무역으로 인한 누출효과(leakage)에도 불구하고 무역개방도가 높은 국가에서 재정승수가 더 높게 나타나는 반면, 자본개방도가 높은 국가에서 재정승수가 낮게 추정되었다.
- 재정지출 증가 충격에 대해 자본개방도가 높은 국가의 CDS 스프레드가 강하게 반응하며, 자본개방도가 높은 국가에서 재정지출증가 충격이 소비에 미치는 영향이 작았다.
- 고정환율제도를 채택하고 있는 국가와 변동환율제를 채택하고 있는 국가로 표본을 나누는 경우, 고정환율제 하의 국가들에서 재정승수가 더 높게 추정되었다.
- 기축통화국과 비기축통화국으로 국가를 나누면 재정지출증가충격에 대한 GDP 증가폭은 기축통화국에서 더 크고, 경상수지 악화는 비기축통화국에서 크게 나타났다.
- 충격반응함수와 재정승수가 정부부채비율 수준에 따라 달라지는 것을 허용하는 교차패널 자기회귀모형(IPVAR)을 이용한 분석결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.
- 전체 표본에서는 부채수준이 높은 경우 재정지출증가의 GDP확장효과가 크고, 부채가 낮은 경우 GDP가 감소하는 것으로 나타났다.
- 소득이 낮은 국가에만 한정하면 부채수준이 높은 경우 재정정책 효과가 미미한 것으로 추정되었다.
- 글로벌 금융위기 이전기간만 포함하면 부채가 높은 경우 단기에만 GDP가 증가하였다가 장기에는 감소하는 현상이 발견되었다.
- 반면 부채가 낮은 경우 재정확대가 GDP에 미치는 긍정적인 영향이 장기간 지속되었다.

□ 실증분석 방법론 및 결과 요약: 우리나라 데이터를 이용한 VAR 모형 분석

- 다음과 같은 한국 재정승수에 관련된 질문들에 대한 실증적 해답을 찾고자 조세수입, 정부지출, GDP, 명목이자율 및 실질환율을 포함하는 5변수 VAR 모형을 구축하고 2000년 1/4분기부터 2022년 1/4분기까지의 우리나라 데이터를 이용하여 동모형을 추정하였다.
 - 감세와 정부지출 증가 가운데 경기부양에 더 효과적인 항목은?
 - 조세와 정부지출 항목별 승수는?
 - 정부지출 승수는 시간에 따라 어떻게 변화하여 왔는가?
- 재정충격의 식별을 위해 조세수입 및 정부지출의 GDP에 대한 탄력성을 충격식별 조건으로 부여하는 Blanchard and Perotti(2002)의 방식을 사용하였다.
- 분석결과 다음과 같은 실증분석 결과를 도출하였다.
 - 감세와 정부지출 증가 가운데 경기부양에 더 효과적인 항목은?
 - 단기 및 중기적으로 정부지출 승수가 감세승수보다 컸으며, 이는 정부지출 증가의 경기부양효과가 감세보다 강할 가능성을 시사한다.
 - 다만 충격 3년후 승수가 정부지출의 경우 0.35, 감세의 경우 0.24로 추정되어 전체적인 승수의 크기는 기존 문헌보다 작게 도출되었다.
 - 조세와 정부지출 항목별 승수는?
 - 조세 항목 가운데에서는 직접세(소득세 및 재산세)에 대한 감세승수보다 간접세 감세 승수가 상당히 크게 추정되었다.
 - 지출 항목 중에서는 정부소비지출 승수가 민간경상이전 승수보다 큰 것으로 분석되었다.

- 정부지출 승수는 시간에 따라 어떻게 변화하여 왔는가?

- 정부지출 증가 1~2년 이후 승수는 2008년 이후 큰 변화가 없으나, 3~4년 승수는 2020년 코로나19 이후 기간에 대해 증가하는 모습을 보였다.

□ 실증분석 방법론 및 결과 요약: 우리나라 데이터를 이용한 DSGE 모형 분석

○ 해외부문이 고려된 소규모개방경제 DSGE 모형을 설정하고, 모형 모수를 2000년 1/4분기부터 2019년 4/4분기까지의 한국 시계열을 이용하여 추정하였다.

- 모형에서 통화정책은 일반적인 테일러 준칙(Taylor rule)을 따른다고 가정한다.

- 한편 재정정책은 소비세, 노동세, 자본세, 정부지출 및 이전지출의 5개 변수로 이루어지며, 각 변수는 현기의 산출에 반응하는 부분(자동안정화 장치) 및 전년의 국가채무비율에 반응하는 부분(재정건전성) 포함하고 있다.

○ 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

- 모형에 기반한 승수의 경우 정부지출 승수가 다른 재정 항목 승수보다 큰 것으로 추정 되었으며, 이러한 결과는 위의 VAR 분석 결과와 일치하였다.

- 동시에 정부지출 증가가 다른 조세항목의 감소나 이전지출 증가보다 국가채무비율을 적게 늘리는 것으로 나타나, 정부지출 증가를 통한 경기부양이 재정건전성을 가장 적게 훼손하는 재정정책인 것으로 분석되었다.

- 국내 및 미국 긴축적 통화정책 충격은 국내 장기 실질금리를 상승시키는 것으로 나타났다으며, 그 탄력성은 미국 통화정책보다 한국 통화정책 충격에 대해 큰 것으로 추정되었다.

차 례

I. 서론

- 1. 연구의 배경과 필요성 1
- 2. 연구내용 및 방법 5

II. 국제거시자료를 이용한 패널 분석

- 1. 연구배경 9
- 2. 분석대상 국가 및 데이터 11
- 3. 패널 VAR 분석 14
 - 3.1. 모형 14
 - 3.2. 추정결과 15
- 4. 교차 패널 VAR 분석 24
 - 4.1. 모형 24
 - 4.2. 추정결과 25

III. 우리나라 데이터를 이용한 VAR 모형 분석

- 1. 연구배경 30
- 2. 추정방법 33
- 3. 추정결과 35

IV. 우리나라 데이터를 이용한 DSGE 모형 분석

- 1. 연구배경 46
- 2. 분석모형 47
- 3. 모형의 추정 54
- 4. 모형의 실증분석 결과 61

V. 맺음말

- 1. 거시경제정책과의 상호연관성을 고려한 국가채무관리방향에 대한 연구 68
- 2. 실증분석 결과의 의의 71
- 3. 향후 연구과제 72

표 차례

[표 1] 표본 국가와 분석대상 기간	12
[표 2] 주요 변수의 평균값	13
[표 3] 재정승수 관련 기존 실증연구 결과 요약	31
[표 4] VAR 지출승수 관련 Ramey(2019)의 기존 실증연구 결과 요약	31
[표 5] VAR 감세승수 관련 Ramey(2019)의 기존 실증연구 결과 요약	32
[표 6] 베이지안 VAR 재정승수의 중간값	37
[표 7] 베이지안 VAR 누적 재정승수의 확률분포	38
[표 8] VAR 재정승수의 지역별 비교	38
[표 9] 조세 세부항목별 베이지안 VAR 재정승수의 중간값	40
[표 10] 조세 세부항목별 베이지안 VAR 누적 재정승수의 확률분포	41
[표 11] 정부지출 세부항목별 베이지안 VAR 재정승수의 중간값	42
[표 12] 정부지출 세부항목별 베이지안 VAR 누적 재정승수의 확률분포	43
[표 13] 재정지출 항목별 재정승수의 비교	43
[표 14] 세입 항목별 재정승수의 비교	44
[표 15] 모형의 캘리브레이션된 모수	57
[표 16] 모형 모수의 사전분포 및 사후분포	59
[표 17] 모형 모수의 사전분포 및 사후분포(계속)	60
[표 18] 재정변수별 present-value DSGE 재정승수의 중간값	63
[표 19] DSGE 지출승수 관련 Ramey(2019)의 기존 실증연구 결과 요약	64
[표 20] DSGE 감세승수 관련 Ramey(2019)의 기존 실증연구 결과 요약	64

그림 차례

[그림 1] 국가채무 추이 및 전망	1
[그림 2] 2019년 이후 미국 인플레이션 및 기준금리	2
[그림 3] 2019년 이후 우리나라 인플레이션, 기준금리 및 명목환율	3
[그림 4] 한국의 국고채 잔액, 이자 지출 및 국고채 조달 금리 추이	4
[그림 5] 국가별 일반정부 부채 비교	9
[그림 6] 소득그룹별 평균 정부부채/GDP의 분포	14
[그림 7] 정부소비지출 증가에 대한 충격반응함수 (전체 표본국가 대상)	16
[그림 8] 정부소비지출 증가에 대한 충격반응함수: 민간소비와 CDS 스프레드	17
[그림 9] 누적재정승수 (전체 표본국가)	17
[그림 10] 기간에 따른 누적재정승수	18
[그림 11] 정부소비지출 증가에 대한 충격반응함수 (소득그룹별 비교)	19
[그림 12] 누적재정승수 (소득그룹별 비교)	19
[그림 13] 누적재정승수 (부채수준에 따른 표본 분류)	20
[그림 14] 누적재정승수 (소득과 부채수준에 따른 표본 분류)	20
[그림 15] 누적재정승수 (개방도에 따른 표본 분류)	21
[그림 16] 정부소비지출 증가에 대한 충격반응함수 (개방도에 따른 표본 분류)	22
[그림 17] 정부소비지출 증가에 대한 충격반응함수 (환율제도에 따른 표본 분류)	22
[그림 18] 정부소비지출 증가에 대한 충격반응함수 (非기축통화국 대 기축통화국)	23
[그림 19] 누적재정승수 (非기축통화국 대 기축통화국)	23
[그림 20] 정부소비지출 증가에 대한 충격반응함수 (전체국가, 전체기간)	26
[그림 21] 정부부채/GDP 비율에 따른 누적재정승수 비교 (전체국가, 전체기간)	26
[그림 22] 정부소비지출 증가에 대한 충격반응함수 (低소득국가군, 전체기간)	27
[그림 23] 정부부채/GDP 비율에 따른 누적재정승수 비교 (低소득국가, 전체기간)	28
[그림 24] 정부소비지출 증가에 대한 충격반응함수 (글로벌 금융위기 이전)	29
[그림 25] 정부부채/GDP 비율에 따른 누적재정승수 비교 (글로벌 금융위기 이전)	29
[그림 26] 1원 감세에 대한 시기별 실질 GDP 충격반응	32
[그림 27] 감세충격 및 정부지출 증가 충격에 대한 충격반응함수	36
[그림 28] 감세충격 및 정부지출 증가 충격에 대한 충격반응함수 분포	37
[그림 29] 간접세 감세충격 및 소득세·재산세 감소 충격에 대한 충격반응함수	40
[그림 30] 정부소비·투자지출 증가 충격 및 이전지출 증가 충격에 대한 충격반응함수	42
[그림 31] 시변(time-varying) present-value 정부지출승수	45
[그림 32] Present-value 재정승수 및 국가채무비율의 충격반응함수	62
[그림 33] 국내 정책금리 상승 충격에 대한 충격반응함수	66
[그림 34] 미국 정책금리 상승 충격에 대한 충격반응함수	66

I. 서론

1. 연구의 배경과 필요성

□ 연구배경

- 전세계적으로 코로나19 확산 대응과정에서 확장적 재정정책에 따른 GDP대비 국가채무수준이 증가한 상황이다.
- 한국도 예외는 아니어서, <그림 1>에 제시된 바와 같이 최근 국가채무비율이 가파르게 상승하고 있다.

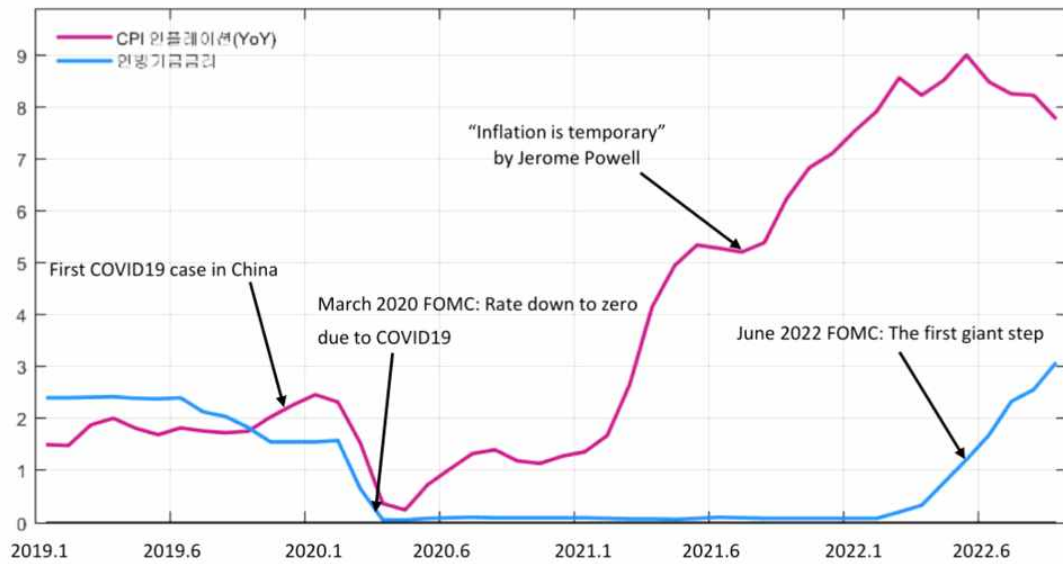
<그림 1> 국가채무 추이 및 전망



자료: 기획재정부

- 한편 최근 급격한 글로벌 인플레이션 발생으로 인해 미국 및 한국 정책금리 인상 본격화되고 있다.
- <그림 2>에 나타난 것처럼 2022년 들어 미국의 인플레이션율은 7%를 상회하는 수준에 머물러 있으며, 이러한 고인플레이션에 대한 대응으로 미국 연방준비위원회는 2022년 6월 이후 4차례 연속 75bp 금리인상 기조를 이어가고 있는 상황이다.

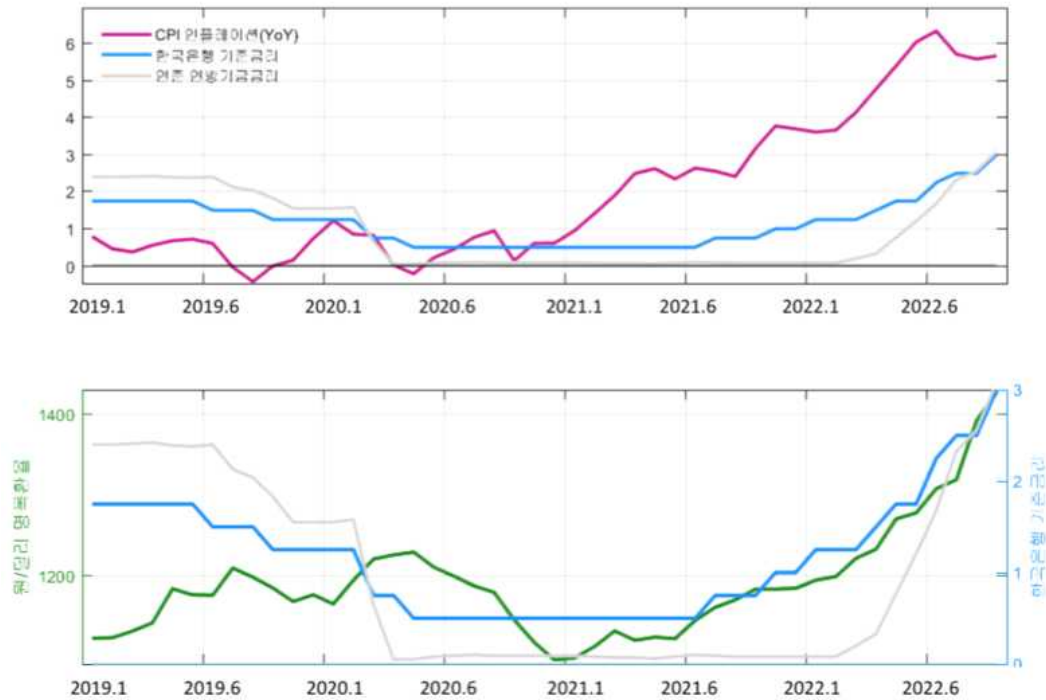
<그림 2> 2019년 이후 미국 인플레이션 및 기준금리



자료: FRED

- <그림 3> 첫 번째 그림에 제시된 우리나라 인플레이션율의 경우 최근 6% 수준을 나타내고 있어 그 수준에 있어서는 미국보다 낮으나 여전히 중앙은행의 인플레이션 목표치(inflation target)인 2%를 훨씬 상회하는 상황이다.
- 또한 <그림 3> 두 번째 그림에서와 같이 최근에는 인플레이션뿐만 아니라 한·미간 금리차이 등으로 인한 외화유출로 달러 대비 원화의 절하가 상당히 빠르게 나타나고 있다.
- 한국은행은 미국 연준보다 앞선 2021년 중반부터 금리를 본격적으로 올리기 시작했으며, 최근 들어서는 물가와 환율 모두에 대응하는 측면에서 50bp 금리 인상을 하는 등 정책금리를 빠르게 인상하고 있는 현실이다.

<그림 3> 2019년 이후 우리나라 인플레이션, 기준금리 및 명목환율



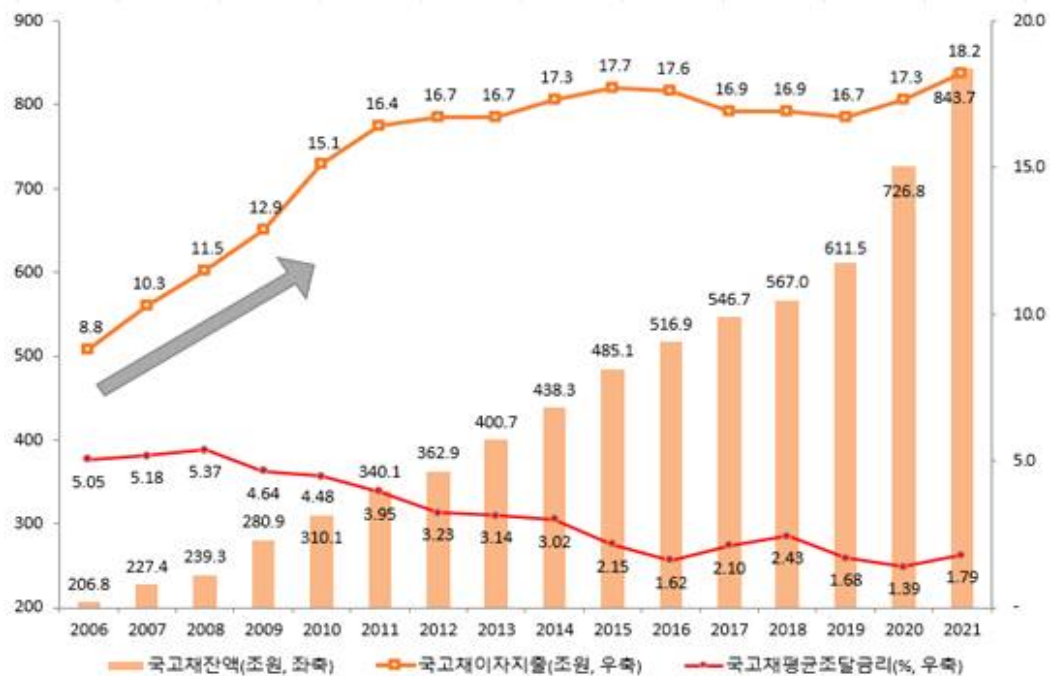
주: 각 그림에서 회색 실선은 미국의 기준금리(연방기금금리)를 나타냄.

자료: FRED, 한국은행 경제통계시스템(BOK-ECOS)

- 국가채무수준이 증가하면서 재정건전성 악화 및 경제성장률 둔화, 물가 상승 등 변화된 경제 및 사회 환경 속에서 상충하는 정책 목표 간 관계 및 거시경제정책과의 상호연관성 증대를 고려하여 국가채무관리방향을 분석하는 것이 필요한 실정이다.
- － 일반적으로 국가채무관리계획은 거시경제정책을 수행한 결과로 인식되어 왔으며, 구체적으로 국가채무의 수량과 가격을 결정하는 경로는 다음과 같이 요약할 수 있다.
 - 중기 재정정책의 결과가 국가채무 수준을 결정하고, 통화정책의 금리 결정이 국가채무에 대한 이자 부담을 결정하는 구조이다.
- － 국가채무 수준이 증가하면서 국가채무 수준에 따라 거시경제정책이 영향을 받을 가능성 높아지는 것이 사실이다.
 - 예를 들어 국가 채무 수준이 높은 상황에서 물가 안정을 위한 금리 인상 시 국고채 이자 부담이 급격히 증가할 수 있다.

- 일본의 경우 글로벌 긴축 통화정책의 추세와 달리 지난 3월 장기 금리 상승에 대응하여 지정한 금리 수준에서 국채를 무제한으로 매입하는 정책을 실시하여 시장에서 일본은행이 금융완화정책 기조 유지에 대한 강한 의지를 표명한 것으로 받아들이는 가운데, 일본의 막대한 국가부채 규모(2021년 4분기 기준 GDP 대비 243.7%, 2022년 3월 말 기준 국가 장기부채 잔액이 1000조엔을 처음으로 초과)로 인한 국채금리 상승 및 이자지출 급증을 고려한 결과라는 해석이 있다.
- <그림 4>와 같이 한국의 경우에도 2000년대 낮은 수준의 국고채 잔액에도 불구하고 높은 국고채 평균 조달금리로 인해 국고채 이자지출액이 급격히 상승한 바 있으며, 최근의 국고채 잔액 규모가 급격히 증가하였음에도 낮은 수준의 금리로 인해 이자지출은 완만히 증가하고 있다.
- 나아가 향후 금리 상승으로 인한 국고채 이자지출액이 급격히 상승할 가능성이 상존한다.

<그림 4> 한국의 국고채 잔액, 이자 지출 및 국고채 조달 금리 추이



2. 연구내용 및 방법

- 본 연구는 이와 같은 가능성에 대해 데이터로부터의 해답을 찾고자 한다.
 - 분석은 두 가지 수준에서 이루어지는데, 먼저 우리나라 데이터를 포함한 국제 패널 데이터를 분석한 이후 우리나라 데이터만을 사용한 분석을 시행한다.
 - 이러한 데이터를 계량모형인 벡터자기회귀(Vector Autoregressive, VAR) 모형 및 경제이론에 근거한 동태확률 일반균형(Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE) 모형 등 다양한 접근을 통해 강건한 결론을 도출하고자 한다.
- 먼저 재정정책의 거시경제 효과가 국가 특성별로 어떻게 달라지는가를 시산하기 위해 국제 데이터를 패널 벡터자기회귀(Panel VAR) 모형을 이용하여 분석한다.
 - 한국을 포함한 46개 국가(30 advanced, 16 developing)를 대상으로 선진국과 개발도상국, 소득수준, GDP 대비 국가채무비율 수준, 무역개방도, 자본시장개방도, 환율제도, 기축통화국 여부 등의 기준으로 표본을 분류하고 정부지출 증가의 경기부양효과가 각 그룹별로 어떻게 달라지는지를 시산한다.
 - 국제거시자료를 이용하여 국가채무비율 수준에 따라 재정정책의 효과가 달라지는지 분석한 선행연구들은 다음과 같이 상반되는 결론을 내린 바 있다.
 - Nickel and Tudyka(2014)은 유로존 국가에서, Ilzetzki et al.(2013)과 Huidrom et al.(2020)은 선진국과 신흥국을 대상으로 국가채무비율이 높을수록 재정증수가 감소한다는 결과를 보였다.
 - 반대의 결과를 얻은 선행연구들도 있는데, Corsetti et al.(2012)과 Auerbach and Gorodnichenko(2017)은 OECD국가에서, Jackson et al.(2018)은 유로존 국가에서 높은 국가채무비율 수준이 재정정책의 효과를 유의하게 감소시키지는 않는다는 것을 보였다.
 - 본고에서는 패널 VAR모형에 개방경제의 특성을 고려하여 변수를 설정하고, Blanchard and Perotti(2002)의 축차적 구조(recursive structure)에 바탕을 둔 단기제약을 부과하여 외생적 재정정책 충격을 식별한다.

- 이러한 과정을 통해 구한 정부지출 증가 충격에 대한 GDP의 반응, 즉 재정지출 승수를 계산하여 재정정책의 유효성을 측정한다.
 - 본 연구의 주 관심사인 국가채무비율 수준에 따라 국가별 표본을 나누고, 국가 그룹별 재정승수를 비교한다.
 - 또한 비슷한 수준의 정부부채를 보유하고 있더라도 소득수준이나 여타 특성에 따라 영향이 달라질 수 있다는 점을 고려하여, 국가채무비율과 다른 특성을 함께 고려하여 표본을 구성한다.
 - 특히 국가채무비율 수준 외에도 각 국가의 특성에 따라 재정정책의 유효성이 상이하게 나타날 수 있는데, 예를 들어 국가의 개방도에 따라 재정정책이 경상수지나 환율에 미치는 영향이 상이할 수 있고 재정정책의 유효성도 영향을 받을 것이며 이 외에도 국가의 소득수준, 환율제도, 기축통화국인지 여부 등에 따라 재정정책의 유효성이 달라질 수 있음을 고려한다.
 - 이와 같은 본 연구의 의의 가운데 하나는 기존 연구들의 주요 분석 대상이었던 선진국뿐 아니라 개발도상국의 자료까지도 포함하여 광범위하게 분석하였다는 점이며, 해당 분석시 1990년대부터 2022년 1분기까지의 자료를 포함하여 시의성 있는 결과를 도출하고자 한다.
- 추가적으로 Nickel and Tudyka(2014), Huidrom et al.(2020) 등에서 사용한 교차패널 자기회귀(Interacted Panel Vector Autoregressive, IPVAR) 모형을 이용하여 다양한 정부부채 수준에 따른 재정승수의 비선형성을 추정한다.
- 전체 표본에서 정부부채 수준에 따른 재정승수의 비선형성뿐 아니라, 국가채무를 제외한 다른 특성에 따라 표본을 나눈 후 각 표본에 대해 IPVAR을 적용하여 표본간에 재정지출승수의 비선형성이 어떻게 다르게 나타나는지도 분석한다.
 - 최근에는 과거와 다른 패턴을 보일 가능성도 고려하여 기간에 따른 변화에도 초점을 맞추어 분석을 진행한다.

○ 다음으로 우리나라 데이터를 이용하여 VAR 모형을 추정함으로써, 계량모형에 기반한

우리나라 정부지출 및 조세 승수를 추정한다.

- 이를 위해 조세수입 변동에 대한 식별제약의 불확실성을 고려한 구조적 VAR을 사용하여 재정승수를 추정한다.
 - 실증분석시 분석의 일관성을 위해 축약형 VAR(reduced-form VAR) 모수의 불확실성을 고려한 베이지안(Bayesian) 추정법을 이용한다.
 - 분석기간은 2000년 1/4분기부터 2022년 1/4분기까지이다.
- 재정지출과 감세 승수의 비교와 더불어 지출과 조세수입의 세부항목에 대한 승수를 시산하여, 정부지출과 감세 가운데 경기부양에 더 효과적인 정책이 무엇인지를 식별한다.
 - 조세수입은 직접세와 간접세로 구분하며, 지출은 정부지출과 이전지출로 나누어 분석한다.
- 또한 재정지출 승수가 시간에 따라 어떻게 변화하여왔는지를 살펴보기 위해 rolling window 방식으로 정부지출승수를 추정함으로써 2008년 1/4분기부터 2020년 1/4분기까지의 재정지출 시변(time-varying) 패턴을 시산한다.
- 다음으로 소규모개방경제(small open economy) DSGE 모형을 설정하고 우리나라 시계열을 이용하여 모형의 모수를 추정함으로써 본 연구의 핵심 주제인 다음과 같은 질문에 답하고자 한다.
 - 재정건전성을 심각하게 훼손하지 않으면서 경기를 부양할 수 있는 재정정책은 무엇인가?
 - 세입과 세출 항목 가운데 재정건전성의 프록시(proxy) 변수로 생각되어지는 GDP 대비 국가채무비율을 가장 적게 증가시키면서 경기부양을 할 수 있는 항목은 어떤 것인지를 분석한다.
 - 본 연구의 우리나라 데이터를 이용한 VAR 분석을 통해 재정정책의 경기부양에 대한 역할에 대해서는 평가할 수 있으나, 동 모형에 국가채무비율을 포함하는

것이 어렵기 때문에 이러한 분석을 DSGE 모형을 통해 시도하고자 한다.

- 국내·외 긴축적 통화정책으로 인한 국채 이자부담 증가분은 얼마나 되는가?
 - 국내 및 해외(미국) 통화정책 긴축 충격 발생시 국채 이자율의 변화를 시산하고, 각각의 통화정책 충격이 국채 이자율에 미치는 탄력성을 추정한다.
- 이를 통해 국가채무관리와 거시경제정책 간 상호연관성 및 통화정책과 재정정책 사이의 상호작용에 대한 경제이론에 근거한 분석을 실행한다.

II. 국제거시자료를 이용한 패널 분석

1. 연구배경

- 코로나19 확산에 대한 대응과정에서 한국을 비롯한 많은 국가에서 확장적 재정정책을 실시하였고, <그림 5>에서 볼 수 있듯이 전세계적으로 GDP대비 정부부채 수준이 크게 증가하였다.

<그림 5> 국가별 일반정부 부채 비교

2020년 국가별 일반정부 부채(D2) 비교



※ 단위: GDP 대비 비중(%)

※ 출처: OECD Economic Outlook No.110(21.12월)

자료: OECD Economic Outlook 자료를 인용한 재정정보원 자료를 재인용

- 일반적으로 거시경제정책을 수행한 결과로 정부부채 수준이 결정되지만, 역으로 정부부채의 수준 자체도 거시경제정책의 효과에 영향을 미칠 것이다.

- 정부부채가 높은 상황에서의 확장적 재정정책을 실시하는 경우 재정건전화를 위한 미래 조세부담의 증가 가능성, 이자율 상승 등의 경로를 통해 민간지출 및 GDP에 미치는 효과가 감소할 수 있다.

- 국제거시자료를 이용하여 국가채무수준에 따라 재정정책의 효과가 달라지는지 분

석한 선행연구들은 상반되는 결론을 내린 바 있다.

- Nickel and Tudyka(2014)은 유로존 국가에서, Ilzetzki et al.(2013)과 Huidrom et al.(2020)은 선진국과 신흥국을 대상으로 정부부채수준이 높을수록 재정승수가 감소한다는 결과를 보였다.
- 반대의 결과를 얻은 선행연구들도 있는데, Corsetti et al.(2012)과 Auerbach and Gorodnichenko(2017)은 OECD국가에서, Jackson et al.(2018)은 유로존 국가에서 정부부채가 재정정책의 효과를 유의하게 감소시키지는 않는다는 것을 보였다.

□ 본 연구에서는 국제 거시 패널데이터를 이용하여 각 국가의 정부부채 수준에 따른 재정정책 효과의 차이를 패널자기회귀모형(Panel Vector Autoregressive Model, PVAR)을 이용하여 분석한다.

- 패널 VAR모형에 개방경제의 특성을 고려하여 변수를 설정하고, Blanchard and Perotti(2002)의 축차적 구조(recursive structure)에 바탕을 둔 단기제약을 부과하여 재정정책 충격을 식별한다. 정부지출 증가 충격에 대한 누적재정승수를 계산하여 재정정책의 유효성을 측정한다.
- 정부부채의 수준에 따라 표본을 나누고 누적재정승수를 비교한다. 비슷한 수준의 정부부채를 보유하고 있더라도 소득수준이나 여타 특성에 따라 영향이 달라질 수 있다는 점을 고려하여, 정부부채와 다른 특성을 함께 고려하여 표본을 구성한다.
- 기존 연구들의 주요 분석 대상이었던 선진국뿐 아니라 개발도상국의 자료까지도 포함하여 광범위하게 분석하며, 1990년대부터 2022년 1분기까지의 자료를 분석에 포함하여 시의성 있는 결과를 도출하고자 한다.

□ 정부부채의 수준 외에도 각 국가의 특성에 따라 재정정책의 유효성이 상이하게 나타날 수 있다. 예를 들어 국가의 개방도에 따라 재정정책이 경상수지나 환율에 미치는 영향이 상이할 수 있고 재정정책의 유효성도 영향을 받을 것이다. 이 외에도 국가의 소득수준, 환율제도, 기축통화국 여부 등에 따라 재정정책의 유효성이 달라질 수 있다.

- 따라서 정부부채 수준 뿐 아니라 국가의 소득수준, 무역 또는 자본시장 개방도, 환율제

도, 기축통화국 여부 등을 이용하여 표본을 분류하고 재정정책의 효과를 표본간 비교한다.

- 추가적으로 Nickel and Tudyka(2014), Huidrom et al.(2020) 등에서 사용한 교차패널자기회귀모형(Interacted Panel Vector Autoregressive Model, IPVAR)을 이용하여 다양한 정부부채 수준에 따른 재정승수의 비선형성을 추정한다.
 - 전체 표본에서 정부부채 수준에 따른 재정승수의 비선형성뿐 아니라, 국가채무를 제외한 다른 특성에 따라 표본을 나눈 후 각 표본에 대해 IPVAR을 적용하여 표본간에 재정지출승수의 비선형성이 어떻게 다르게 나타나는지도 분석한다.
 - 최근에는 과거와 다른 패턴을 보일 가능성도 고려하여 기간에 따른 변화에도 초점을 맞추어 분석한다.
 - 김원기(2021)는 OECD국가들에 IPVAR을 적용하여 재정승수의 비선형성에 대해 연구하여, 정부부채/GDP비율은 재정승수에 부정적인 영향을 미치며, 이러한 부정적인 영향은 장기로 갈수록 커진다는 것을 보였다.
 - 본 연구의 표본은 OECD국가뿐 아니라 개발도상국까지 포함하고 있으며, IPVAR과 PVAR을 함께 사용하여 분석을 진행한다.

2. 분석대상 국가 및 데이터

- 본 연구의 국가 표본은 46개 국가(30개 선진국, 16개 개발도상국)으로 구성되어 있다. 대부분의 국가는 1990년대부터 데이터가 존재하고, 일부 국가는 1980년대부터 존재하며, 2000년 이후의 데이터만 포함되어 있는 국가도 있다. 국가별로 이용가능한 분기별 자료를 포함하여 불균형 패널로 구성하였다. <표 1>은 표본에 포함된 국가와 각 국가의 분석 기간을 보여준다.

<표 1> 표본 국가와 분석대상 기간

국가	기간	국가	기간
선진국			
Australia	1980Q1-2022Q1	Ireland	2002Q1-2022Q1
Austria	1995Q1-2022Q2	Israel	1995Q1-2022Q1
Belgium	1995Q1-2022Q1	Italy	1996Q1-2022Q1
Canada	1979Q1-2022Q1	Japan	1994Q1-2022Q2
Switzerland	1985Q1-2022Q1	Korea, Rep.	1994Q1-2022Q2
Czech Republic	1996Q1-2022Q1	Lithuania	2004Q1-2022Q1
Germany	1991Q1-2022Q1	Latvia	2000Q1-2022Q1
Denmark	1995Q1-2022Q1	Netherlands	2003Q2-2022Q1
Spain	1995Q1-2022Q2	Norway	1981Q1-2022Q1
Estonia	1995Q1-2022Q1	New Zealand	1987Q2-2022Q1
Finland	1990Q1-2022Q1	Portugal	1996Q1-2022Q1
France	1989Q1-2022Q2	Slovak Republic	2004Q1-2022Q1
United Kingdom	1979Q1-2022Q1	Slovenia	1995Q1-2022Q1
Greece	2002Q1-2022Q1	Sweden	1993Q1-2022Q1
Hong Kong SAR, China	1999Q1-2022Q1	United States	1980Q1-2022Q1
개발도상국			
Argentina	2004Q1-2022Q1	India	1996Q2-2022Q1
Bulgaria	1995Q1-2022Q1	Mexico	1993Q1-2022Q1
Brazil	1996Q1-2022Q1	Poland	2000Q1-2022Q1
Chile	1996Q1-2021Q3	Romania	1995Q1-2022Q1
Colombia	2005Q1-2022Q1	Russian Federation	2003Q1-2021Q3
Croatia	1995Q1-2022Q1	Thailand	2003Q1-2021Q4
Hungary	1995Q1-2022Q1	Turkiye	1998Q1-2022Q1
Indonesia	2004Q1-2022Q2	South Africa	1993Q1-2022Q1

- 본 연구에서 사용한 데이터는 BIS에서 제공하는 일반정부부채/GDP비율과 실질실
효환율, IMF에서 제공하는 실질 GDP, 일반정부 실질 소비지출, 민간 실질 소비지
출, 경상수지/GDP, Bloomberg에서 수집한 5년 만기 국채의 신용부도스와프 스프
레드(CDS 스프레드)이다. 이 외에도 표본을 분류하기 위해 무역시장 개방도를 (수

출+수입)/GDP로 측정하고, 자본시장 개방도는 Chinn-Ito 지수를 이용하여 측정하였다.

- 표본국가의 특성을 파악하기 위해 아래 <표 2>에서 주요 변수의 기술통계량을 살펴보았다.

<표 2> 주요 변수의 평균값

	정부지출/GDP	정부부채/GDP	무역개방도	자본개방도	CDS스프레드
전체 표본	0.185	0.561	77.283	0.779	69.419
선진국	0.193	0.619	81.602	0.942	40.500
개발도상국	0.166	0.438	67.650	0.379	156.000
소득그룹1	0.199	0.573	79.231	0.963	25.650
소득그룹2	0.184	0.704	78.207	0.859	70.200
소득그룹3	0.167	0.402	73.931	0.437	137.250

주1) 소득그룹1~3은 2010년 1인당 실질GDP(PPP)기준. 한국은 소득그룹2에 해당.

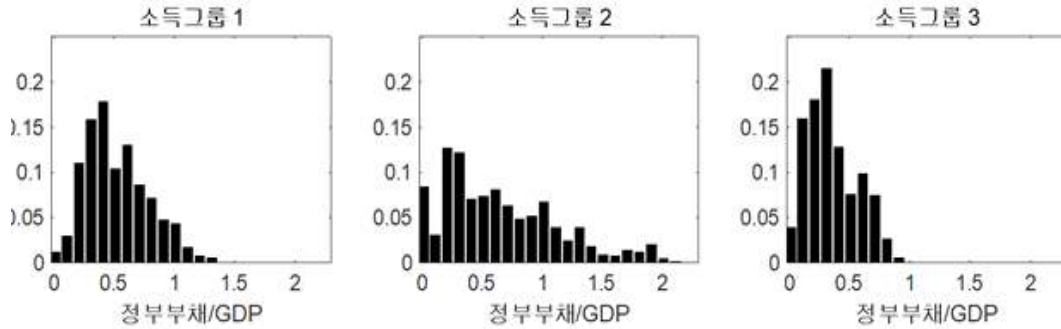
주2) 무역개방도: (수출+ 수입)/GDP, 자본개방도: Chinn-Ito index (0~1).

주3) CDS스프레드는 중간값.

- GDP 대비 정부지출 비중은 국가 간에 큰 차이를 보이지는 않으나 소득이 높은 선진국일수록 약간 더 커지는 경향이 관찰된다. 소득이 높을수록 무역과 자본시장 모두 개방도가 높은 것으로 나타났고, CDS 스프레드는 소득이 낮을수록 높아지는 모습을 보인다.
- GDP대비 정부부채 비율은 소득수준에 따라 큰 차이를 보이는데, 선진국과 개발도상국으로 나눌 경우 선진국에서 부채비율이 더 높았다. 표본 국가를 소득 기준으로 삼등분하는 경우 중간소득그룹(소득그룹 2)에서 평균 정부부채/GDP 비율이 가장 높았다.
- 소득그룹별 정부부채/GDP의 분포는 아래 <그림 6>과 같다. 가장 고소득 국가군인 소득그룹1의 정부부채는 GDP의 50% 주변에서 분포하고 있으며, 소득그룹2는 다양한 수

준의 부채를 보유하고 있어 분포의 범위가 가장 넓다. 가장 저소득인 소득그룹3의 부채는 50% 미만에 많은 관측치가 몰려 있어 상대적으로 낮은 부채비율을 가지고 있음을 알 수 있다.

<그림 6> 소득그룹별 평균 정부부채/GDP의 분포



- 좀 더 자세한 정부부채/GDP에 대한 국가별 통계는 부록 A에 수록되어 있다.

3. 패널 VAR 분석

3.1. 모형

- 본 연구에서는 개방경제의 특성을 고려한 Ilzetzi et al.(2013)과 Huidrom et al.(2020)의 구조적 패널 VAR을 사용하여 재정승수를 추정한다. 구체적으로 다음과 같은 모형을 설정한다.

$$AX_{i,t} = \sum_{l=1}^L C_l X_{i,t-l} + BU_{i,t} \quad (1)$$

- X 는 크기가 $N \times 1$ 인 내생변수 벡터이며 여기서 l 은 시차를 의미한다. A , B , C 는 각각 크기가 $N \times N$ 인 계수행렬이며, U 는 크기 $N \times 1$ 구조충격 벡터이다.
- $X_{i,t}$ 는 i 국의 t 분기의 자료를 의미하며, 기본모형에는 $(G_{i,t}, Y_{i,t}, CA_{i,t}, REER_{i,t})'$, 확장 모형에는 $(G_{i,t}, C_{i,t}, Y_{i,t}, CA_{i,t}, REER_{i,t}, CDS_{i,t})'$ 이 포함되었다. 여기서 $G_{i,t}$ 는 정부의 실질소비지출, $Y_{i,t}$ 는 실질 GDP, $C_{i,t}$ 는 민간 실질소비지출로 로그를 취하여 사용하였다. $CA_{i,t}$ 는 경상수지/GDP의 비율이며, $REER_{i,t}$ 과 $CDS_{i,t}$ 는 각각 실질실효환율과 CDS 스프레드의 전년 동기 대비 로그차분값이다. 참고로 실질실효환율은 2010년을

100으로 표준화한 지수형태로 되어 있으며, 지수값의 증가는 환율절상으로 해석된다. 모형에 포함되는 데이터들은 계절조정 후 국가별로 2차 추세(quadratic trend)를 제거하였다.

- 구조 충격은 축차적 방법(recursive short-run zero restriction)의 부과하여 식별되었다. Blanchard and Perotti(2002)의 가정을 준용하여 거시경제 상황에 정부지출이 반응하는 데는 1분기 이상이 소요된다는 가정하에 정부지출을 첫 번째에 배열하였다.
- 이는 경기변동에 대응하기 위해 재정정책을 실시하는 경우 입법 및 시행 시차가 존재한다는 가정인데, 분기별 데이터 사용이 필요한 가정이라 할 수 있다. Ilzetzki et al.(2013), Nickel and Tudyka(2014) 등 다수의 선행연구에서 연도별 데이터를 사용한 데 반해 본 연구에서는 분기별 데이터를 사용하여 구조적 충격 식별을 위한 가정의 적합성을 높였다.
- 모형의 추정방법은 최소자승법(OLS)을 사용하였으며 국가별 고정효과를 포함하여 추정하였다. 시차는 3기로 설정하였다. 모형추정 후 재정지출증가 충격에 대한 충격반응함수를 도출하였으며, 신뢰구간은 bias-corrected bootstrap을 사용하여 구축되었다.
- 본 연구에서는 재정충격 이후 여러 기간에 걸친 GDP의 반응을 분석하기에 가장 용이한 현재가치 누적재정승수를 이용하는데, 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\text{현재가치 누적재정승수} = \frac{\sum_{t=0}^T (1+i)^{-t} \Delta Y_t}{\sum_{t=0}^T (1+i)^{-t} \Delta G_t} \quad (2)$$

3.2. 추정결과

□ 전체 표본국가에 대한 패널 VAR 추정 결과 정부소비지출 증가 충격은 GDP를 유의하게 증가시키고, 경상수지를 악화시키는 것으로 나타났다.

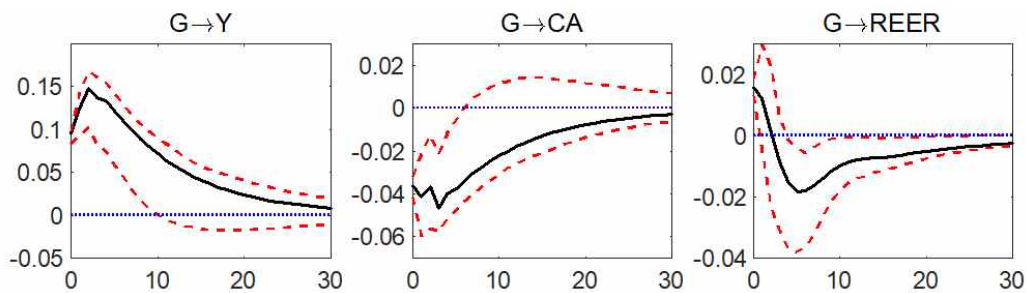
- <그림 7>은 식별된 정부지출 증가 충격에 대한 GDP, 경상수지, 실질실효환율의 충격반응함수를 보여준다.

— 분석 결과 정부소비지출 증가 충격은 GDP를 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다

다. GDP 확장 효과는 거의 10분기 정도 지속되는 것으로 관찰되었다.

- 정부소비지출 증가 충격 이후 실질환율은 절상되고 경상수지는 악화되는 것으로 나타났다. 경상수지의 악화에도 불구하고 GDP 증가효과는 유의한 것으로 나타난다. 이는 개방경제에서 재정지출증가는 소득을 증가시키지만 환율을 절상시켜 경상수지를 구축하는 효과가 있다는 이론적인 예측과 일치하는 결과이다.

<그림 7> 정부소비지출 증가에 대한 충격반응함수 (전체 표본국가 대상)



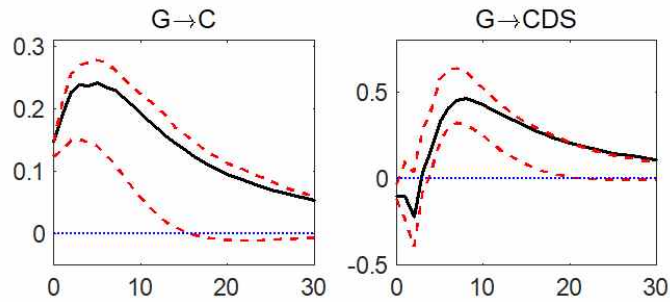
주1) 그림에서 실선은 정부소비지출 증가 충격에 대한 GDP, 경상수지/GDP, 실질실효환율의 충격반응함수 추정치를 나타내며, 점선은 68% 신뢰구간 추정치를 나타냄.

주2) 수평축은 초기 외생적 충격 이후 분기별 시간적 흐름을 의미.

- 재정지출 증가 충격의 전파경로를 좀 더 자세히 파악하기 위해 <그림 8>에서처럼 정부지출 증가 충격에 대한 민간소비지출과 CDS 스프레드의 충격반응함수를 살펴보았다.

- 정부소비지출 증가 충격은 CDS 스프레드를 유의하게 상승시키는데, 이는 정부지출 증가에 따른 정부부채의 상환부담 증가를 반영한 결과로 해석된다. CDS 스프레드의 상승에도 불구하고 민간소비는 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다.

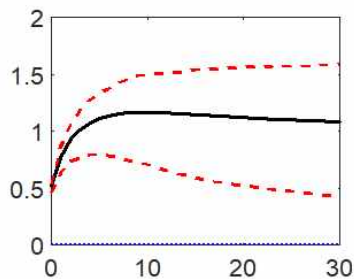
<그림 8> 정부소비지출 증가에 대한 충격반응함수: 민간소비와 CDS 스프레드



- 주1) 그림에서 실선은 정부소비지출 증가 충격에 대한 민간소비지출, CDS 스프레드의 충격반응함수 추정치를 나타내며, 점선은 68% 신뢰구간 추정치를 나타냄.
주2) 수평축은 초기 외생적 충격 이후 분기별 시간적 흐름을 의미.

◦ <그림 9>는 식(2)의 방법으로 구한 현재가치 누적재정승수를 보여준다.

<그림 9> 누적재정승수 (전체 표본국가)

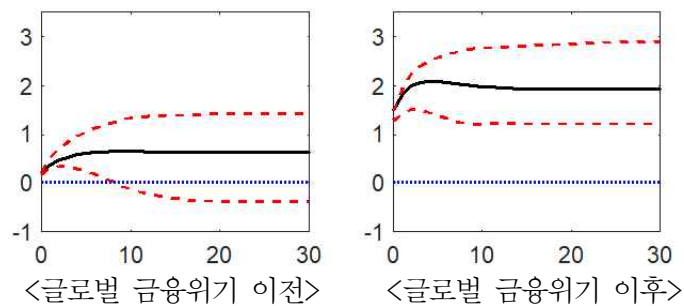


- 주1) 그림에서 실선은 현재가치 누적재정승수 추정치를 나타내며, 점선은 68% 신뢰구간 추정치를 나타냄.
주2) 수평축은 초기 외생적 충격 이후 분기별 시간적 흐름을 의미.

- 누적재정승수는 단기 0.5, 장기(30분기)에는 1.1 정도로 추정되었고, 장기에 68% 신뢰구간의 범위는 0.43에서 1.58로 추정되었다.
- 이러한 재정승수는 Ilzetski et al.(2013)이나 Huidrom et al.(2020)에 비해서는 높은 수준인데, 본 연구가 최근의 데이터를 포함하고 있다는 점에서 그 원인을 찾아볼 수 있다. Ilzetski et al.(2013)은 2007년까지, Huidrom et al.(2020)은 2014년까지의 데이터를 포함하고 있는데, 본 연구는 2022년 1분기까지의 자료를 포함하고 있다.
- 아래 <그림10>에서는 글로벌 금융위기 직전까지의 기간(2006년까지)과 금융위기

이후 기간(2009년 이후)의 기간으로 나누어 구한 재정승수를 보여주는데, 금융위기 이전기간에서는 장기 재정승수가 0.6 수준이어서 기존 연구들과 비슷한 수준이라고 할 수 있으나, 금융위기 이후 기간에는 훨씬 높은 재정승수가 관찰된다. 이는 유허 경제력(economic slack) 있는 기간에는 재정승수가 커질 수 있음을 보인 Auerbach and Gorodnichenko(2012)의 연구결과와 일치한다.

<그림 10> 기간에 따른 누적재정승수



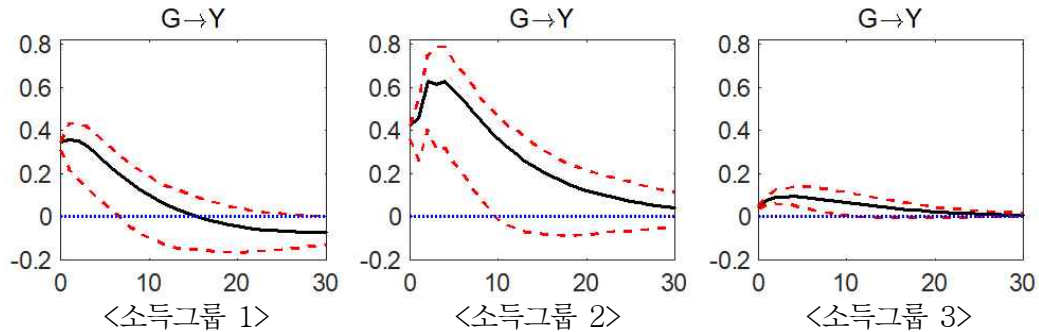
주1) 그림에서 실선은 현재가치 누적재정승수 추정치를 나타내며, 점선은 68% 신뢰구간 추정치를 나타냄.

주2) 수평축은 초기 외생적 충격 이후 분기별 시간적 흐름을 의미.

□ 소득수준에 따라 재정정책의 유효성이 다르게 나타날 가능성을 점검하기 위해 표본국가를 3개의 소득그룹으로 나누어 재정지출증가 충격의 영향을 살펴보았다.

- 표본국가를 2010년의 일인당 실질 GDP를 기준으로 3개 그룹으로 구분하였다. 소득그룹1의 소득이 가장 높으며, 한국은 소득그룹2에 해당한다.
- <그림 11>에서는 정부소비지출 증가 충격에 대한 GDP의 반응함수를 소득그룹별로 구해 비교한다. 재정지출이 증가했을 때 GDP확장효과는 중간소득그룹인 소득그룹2에서 가장 강하게 나타나고, 상대적 저소득그룹인 소득그룹3에서 재정지출증가의 효과가 가장 작은 것으로 추정되었다.
- Ilzetki et al.(2013)과 Huidrom et al.(2020)은 선진국에 비해 신흥국에서 재정승수가 더 작은 것을 보였는데, 이는 본 연구의 결과와 일치하는 결과이다.

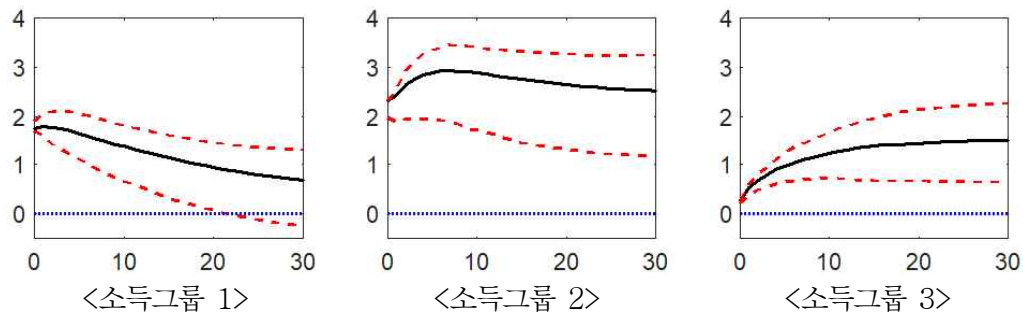
<그림 11> 정부소비지출 증가에 대한 충격반응함수 (소득그룹별 비교)



- 주1) 그림에서 실선은 정부소비지출 증가 충격에 대한 GDP의 충격반응함수 추정치를 나타내며, 점선은 68% 신뢰구간 추정치를 나타냄.
 주2) 수평축은 초기 외생적 충격 이후 분기별 시간적 흐름을 의미.

- 아래 <그림 12>에서 보듯이 재정승수도 마찬가지로 중간소득그룹에서 가장 큰 반면, 저소득그룹에서 가장 작은 재정승수를 보이는 것으로 나타났다.

<그림 12> 누적재정승수 (소득그룹별 비교)



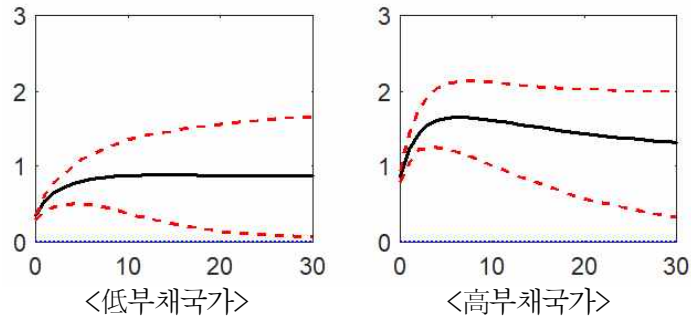
- 주1) 그림에서 실선은 현재가치 누적재정승수 추정치를 나타내며, 점선은 68% 신뢰구간 추정치를 나타냄.
 주2) 수평축은 초기 외생적 충격 이후 분기별 시간적 흐름을 의미.

- 정부부채의 수준에 따라 재정정책의 효과가 다르게 나타날 수 있어 정부부채/GDP의 중간값을 기준으로 표본을 低부채국가와 高부채국가로 나누어 재정승수를 추정해 보았다.

- <그림 13>에서 볼 수 있듯이 일반적인 예상과는 달리 정부부채가 높은 국가들에서 재정승수가 더 큰 것으로 추정되었다. 그러나 기술적 통계에서 본 바와 같이 소득이 높을수록 더 높은 수준의 정부부채를 보유하고 있어, 부채의 수준으로만 표본을 나누는 경

우 고부채그룹에 일반적으로 재정승수가 높은 고소득국가가 다수 포함되어 있을 가능성이 높다.

<그림 13> 누적재정승수 (부채수준에 따른 표본 분류)

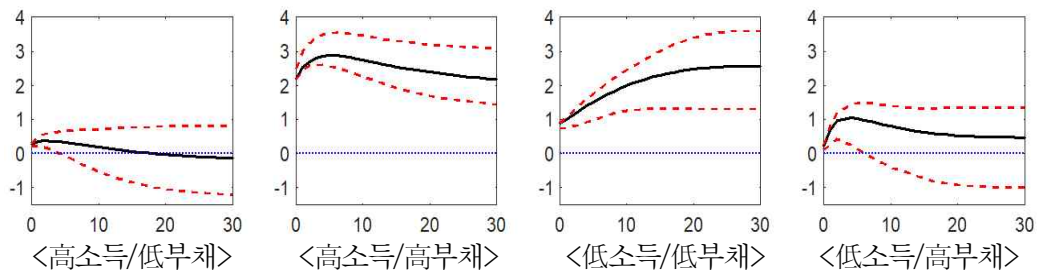


주1) 그림에서 실선은 현재가치 누적재정승수 추정치를 나타내며, 점선은 68% 신뢰구간 추정치를 나타냄.

주2) 수평축은 초기 외생적 충격 이후 분기별 시간적 흐름을 의미.

- 따라서 아래 <그림 14>에서는 먼저 고소득/저소득 그룹으로 표본을 나눈 후 각 소득 그룹에서 고부채/저부채 그룹으로 표본을 나누어 네 개의 표본을 구성하였다. 소득과 부채수준으로 표본을 나누어 재정승수를 추정하는 경우, 고소득의 경우 부채가 높은 국가들에서 재정승수가 더 높았지만, 저소득그룹의 경우 정부부채 수준이 높은 국가들에서 재정승수가 더 낮게 측정되었다.

<그림 14> 누적재정승수 (소득과 부채수준에 따른 표본 분류)



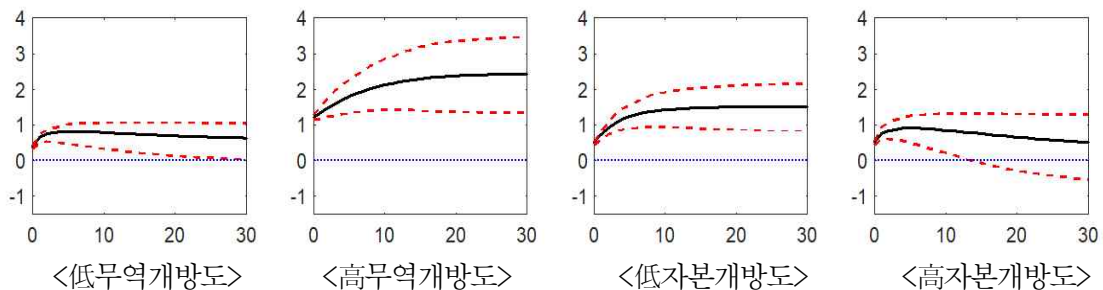
주1) 그림에서 실선은 현재가치 누적재정승수 추정치를 나타내며, 점선은 68% 신뢰구간 추정치를 나타냄.

주2) 수평축은 초기 외생적 충격 이후 분기별 시간적 흐름을 의미.

- 경제의 개방도에 따라서도 재정정책의 효과가 달라질 수 있다. 따라서 무역 및 자본시장 개방도에 따라 재정승수가 어떻게 영향 받는지를 분석하였다.

- 따라서 아래 <그림 15>에서는 무역 개방도와 자본시장 개방도에 따라 각각 표본을 두 개로 나눈 후 각 그룹에 대해 재정승수를 추정해 보았다. 무역 개방도는 평균 무역/GDP비율을 기준으로, 자본시장 개방도는 [0,1]으로 표준화 된 Chinn-Ito지수를 기준으로 적용하였다.
- 왼쪽의 두 그림에서는 무역시장 개방도에 따라 표본을 나눈 경우 재정승수를 비교하고 있는데, 일반적인 예상과는 달리 무역으로 인한 누출효과(leakage)에도 불구하고 무역 개방도가 높은 국가에서 재정승수가 더 높게 나타났다. 이는 부채수준으로 표본을 나눌 때와 마찬가지로 무역 개방도가 높은 국가일수록 고소득국가일 가능성이 높다는 점을 반영하는 것이라 해석된다.
- 한편, 자본시장 개방도에 따라 표본을 나눈 경우에는(오른쪽 두 그림), 자본시장 개방도가 높은 국가일수록 재정승수가 낮은 것으로 나타났다.

<그림 15> 누적재정승수 (개방도에 따른 표본 분류)

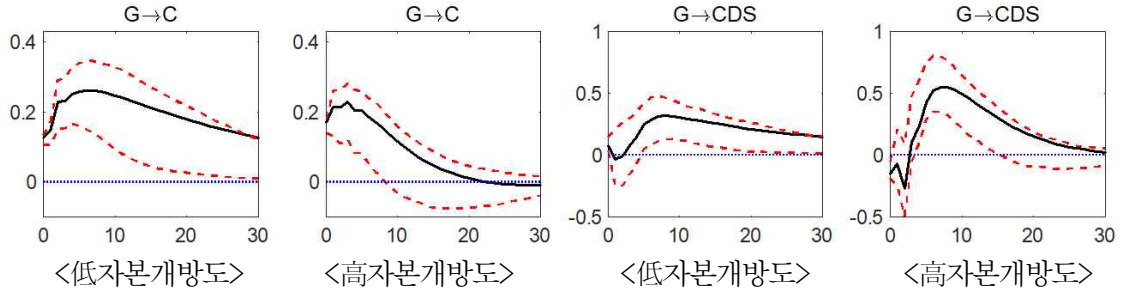


주1) 그림에서 실선은 현재가치 누적재정승수 추정치를 나타내며, 점선은 68% 신뢰구간 추정치를 나타냄.

주2) 수평축은 초기 외생적 충격 이후 분기별 시간적 흐름을 의미.

- 자본시장 개방도에 따라 다른 결과가 나타나는 이유를 알아보기 위해 아래 <그림 16>에서는 정부지출 증가 충격이후 민간소비와 CDS 스프레드의 반응을 살펴보았다. 자본 개방도가 낮은 국가군에 비해 자본개방도가 높은 국가군에서 정부지출 증가 이후 CDS 스프레드의 상승폭이 크고 소비는 더 적게 증가하는 것으로 나타났다.

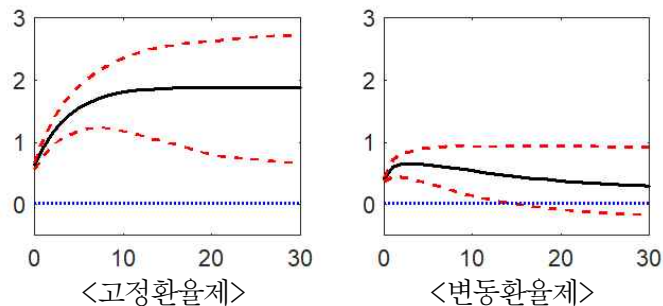
<그림 16> 정부소비지출 증가에 대한 충격반응함수 (개방도에 따른 표본 분류)



- 주1) 그림에서 실선은 정부소비지출 증가 충격에 대한 민간소비와 CDS 스프레드의 충격반응함수 추정치를 나타내며, 점선은 68% 신뢰구간 추정치를 나타냄.
주2) 수평축은 초기 외생적 충격 이후 분기별 시간적 흐름을 의미.

- 환율제도도 재정정책의 효과에 영향을 미칠 수 있다. 고정환율제도를 채택하고 있는 국가와 변동환율제를 채택하고 있는 국가로 표본을 나누는 경우, 고정환율제 하의 국가들에서 재정승수가 더 높게 추정되었다. 이는 Ilzetski et al.(2013)의 결과와 일치하는 것이다.

<그림 17> 정부소비지출 증가에 대한 충격반응함수 (환율제도에 따른 표본 분류)

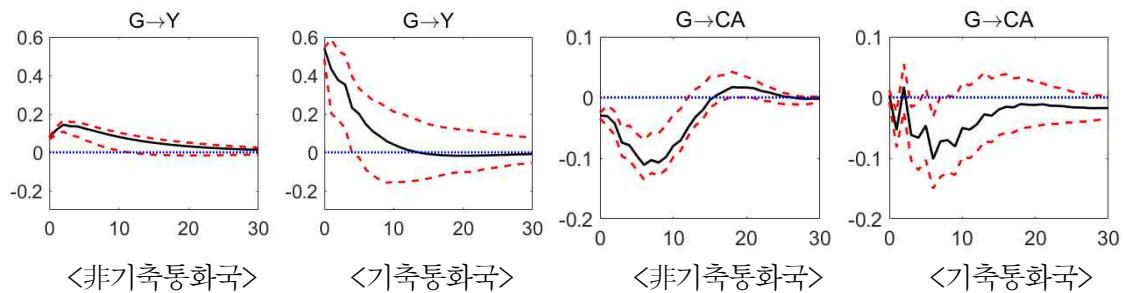


- 주1) 그림에서 실선은 현재가치 누적재정승수 추정치를 나타내며, 점선은 68% 신뢰구간 추정치를 나타냄.
주2) 수평축은 초기 외생적 충격 이후 분기별 시간적 흐름을 의미.

- 기축통화국에서는 재정적자로 인해 국채를 발행하더라도 신용등급 하락과 차입이자율의 상승이 비기축통화국에 비해 크지 않을 수 있다. 기축통화국과 비기축통화국 간에 재정정책의 효과가 다른지를 분석하기 위해 표본을 기축통화국 여부에 따라 구분하여 재정승수를 추정하였다.

- 기축통화국은 미국, 영국, 일본과 유로존의 독일과 프랑스로 정의하였다. 나머지 표본 국가들은 비기축통화국 표본에 포함되었다. 기축통화국 표본에는 5개 국가만 포함되었기 때문에 68% 신뢰구간 밴드가 다소 넓게 추정되었다.
- 아래 <그림 18>에서 보듯이 기축통화국에서 재정지출 증가 충격의 GDP확장 효과가 훨씬 큰 것으로 추정되었다. 또한 재정확장 이후 경상수지 악화는 비기축통화국에서 훨씬 크게 나타났다.

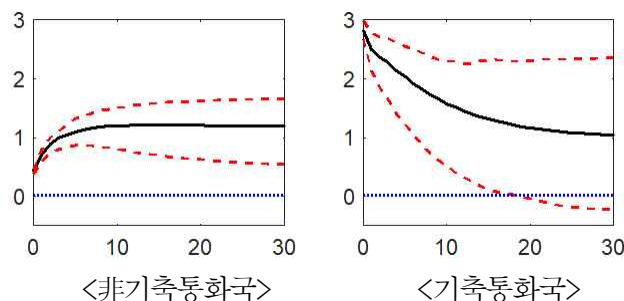
<그림 18> 정부소비지출 증가에 대한 충격반응함수 (非기축통화국 대 기축통화국)



- 주1) 그림에서 실선은 정부소비지출 증가 충격에 대한 GDP와 경상수지의 충격반응함수 추정치를 나타내며, 점선은 68% 신뢰구간 추정치를 나타냄.
- 주2) 수평축은 초기 외생적 충격 이후 분기별 시간적 흐름을 의미.

- <그림 19>에서 재정승수를 시산해보면 기축통화국의 승수가 비기축통화국에 비해 큰 것으로 나타났으며, 그 차이가 특히 단기에 크게 나타나는 것으로 보인다.

<그림 19> 누적재정승수 (非기축통화국 대 기축통화국)



- 주1) 그림에서 실선은 현재가치 누적재정승수 추정치를 나타내며, 점선은 68% 신뢰구간 추정치를 나타냄.
- 주2) 수평축은 초기 외생적 충격 이후 분기별 시간적 흐름을 의미.

4. 교차 패널 VAR 분석

4.1. 모형

- 교차패널자기회귀모형(Interacted Panel Vector Autoregressive Model, IPVAR)은 Towbin and Weber(2013)에 의하여 개발된 모형으로, VAR모형의 계수가 경제 상태변수(state variable)의 값에 따라 변화할 수 있도록 설계된 모형이다.
- 이러한 IPVAR모형은 재정정책에 관련된 연구인 Nickel and Tudyka(2014), Huidrom et al.(2020), 김원기(2021) 등에서 사용된 바 있다.
- 본 연구에서는 정부부채/GDP 비율을 상태변수로 설정한 IPVAR모형을 사용하여 다양한 정부부채 수준에 따른 재정승수의 비선형성을 추정한다. 모형은 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{0,it}^{21} & 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{0,it}^{31} & \alpha_{0,it}^{32} & 1 & 0 \\ \alpha_{0,it}^{41} & \alpha_{0,it}^{42} & \alpha_{0,it}^{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} G_{it} \\ Y_{it} \\ CA_{it} \\ REER_{it} \end{bmatrix} = \sum_{l=1}^L \begin{bmatrix} \alpha_{l,it}^{11} & \alpha_{l,it}^{12} & \alpha_{l,it}^{13} & \alpha_{l,it}^{14} \\ \alpha_{l,it}^{21} & \alpha_{l,it}^{22} & \alpha_{l,it}^{23} & \alpha_{l,it}^{24} \\ \alpha_{l,it}^{31} & \alpha_{l,it}^{32} & \alpha_{l,it}^{33} & \alpha_{l,it}^{34} \\ \alpha_{l,it}^{41} & \alpha_{l,it}^{42} & \alpha_{l,it}^{43} & \alpha_{l,it}^{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} G_{it-l} \\ Y_{it-l} \\ CA_{it-l} \\ REER_{it-l} \end{bmatrix} + U \quad (3)$$

- $G_{i,t}$ 는 실질정부소비지출, $Y_{i,t}$ 는 실질GDP, $C_{i,t}$ 는 실질민간소비지출로 로그를 취하였다. $CA_{i,t}$ 는 경상수지/GDP 비율이며, $REER_{i,t}$ 과 $CDS_{i,t}$ 는 각각 실질실효환율과 CDS 스프레드의 전년 동기대비 로그차분값이다. 참고로 실질실효환율 값의 증가는 환율절상으로 해석된다. 모형에 포함되는 데이터들은 계절조정 후 국가별로 2차추세(quadratic trend)를 제거하였다. i 는 국가, t 는 시간, l 은 시차를 나타내는 첨자이다.

- 여기서 계수항인 $\alpha_{l,it}^{jk}$ 는 정부부채와의 교차항(interaction term)을 포함하고 있다. 즉, $\alpha_{l,it}^{jk} = \beta_{1l}^{jk} + \beta_{2l}^{jk} DEBT_{i,t-1}$ 으로 나타낼 수 있다. $DEBT_{i,t-1}$ 은 정부부채/GDP 비율로서 정부지출과 정부부채와의 당기 상관관계가 있을 수 있으므로 1분기 전의 정부부채/GDP비율을 사용하였다. VAR모형의 계수값이 정부부채의 수준에 따라 달라지므로 충격반응함수도 정부부채수준에 따라 달라지게 된다. 따라서 다양한 정부부채 수준을 대입하여 재정승수의 비선형성을 추정할 수 있다.

- 모형의 추정방법은 OLS를 사용하였으며 국가별 고정효과를 포함하여 추정하였다. 모형 추정 후 재정지출증가 충격에 대한 충격반응함수를 도출하였으며, 신뢰구간은 bootstrap을 사용하여 구축되었다.
- 재정승수는 PVAR모형에서와 마찬가지로 다음과 같은 현재가치 누적재정승수를 이용한다.

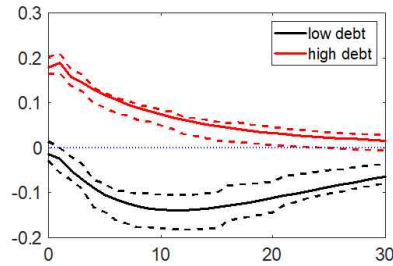
$$\text{현재가치 누적재정승수} = \frac{\sum_{t=0}^T (1+i)^{-t} \Delta Y_t}{\sum_{t=0}^T (1+i)^{-t} \Delta G_t} \quad (4)$$

4.2. 추정결과

□ <그림 20>은 서로 다른 정부부채 수준하에서 GDP의 정부지출 증가 충격에 대한 반응함수를 비교해서 보여준다.

- IPVAR모형을 사용하는 경우, 상태변수인 정부부채/GDP의 값을 대입하면 상태변수의 수준에 따라 각기 다른 충격반응함수를 얻을 수 있다. 여기서는 정부부채/GDP 값이 낮은 경우(low debt)와 높은 경우(high debt)를 가정하였는데, low debt는 정부부채/GDP 비율을 20%로 가정하였고, high debt는 정부부채/GDP 비율 80%를 대입하였다.
- 아래 <그림 20>는 low debt, high debt일 때 정부소비지출 증가 충격에 대한 GDP의 반응함수를 각각 나타내고 있다. 전체 표본에서는 부채수준이 높은 경우 재정지출증가의 GDP 확장효과가 크고, 부채가 낮은 경우 재정지출 증가 충격 이후 GDP가 오히려 감소하는 것으로 나타났다.

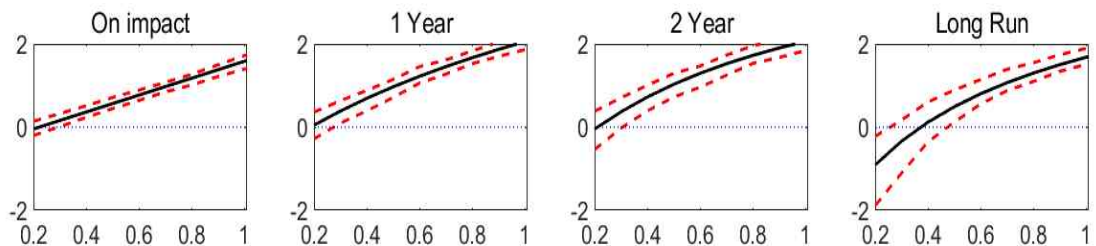
<그림 20> 정부소비지출 증가에 대한 충격반응함수 (전체국가, 전체기간)



- 주1) 그림에서 실선은 정부소비지출 증가 충격에 대한 GDP의 충격반응함수 추정치를 나타내며, 점선은 68% 신뢰구간 추정치를 나타냄.
- 주2) 수평축은 초기 외생적 충격 이후 분기별 시간적 흐름을 의미.
- 주3) Low debt는 정부부채/GDP 비율 20%를 가정하였고, high debt는 정부부채/GDP비율 80%를 가정함.

- 위 그림에서 적용한 20%와 80% 외에도 다양한 정부부채비율을 가정하여 각각 GDP의 충격반응함수를 구하고 그에 재정승수를 구해보았다. 아래 <그림 21>은 다양한 정부부채 수준에 따른 재정승수를 재정지출 증가 충격이 발생한 당기 (on impact), 1년 후, 2년 후, 장기(30분기 후)로 나누어 보여주는데, 단기 재정승수와 장기 재정승수 모두 정부부채가 증가할수록 높아지는 것을 알 수 있다.

<그림 21> 정부부채/GDP 비율에 따른 누적재정승수 비교 (전체국가, 전체기간)



- 주1) 그림에서 실선은 현재가치 누적재정승수 추정치를 나타내며, 점선은 68% 신뢰구간 추정치를 나타냄.
- 주2) 수평축은 정부부채/GDP 비율을 의미.

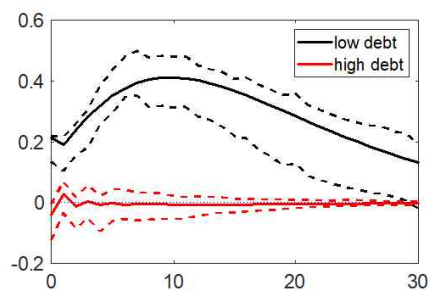
□ 소득수준에 따라 다른 결과가 나타나는지 보기 위해 소득수준에 따라 표본을 둘로 나누어 각각 IPVAR을 적용해 보았다.

- 앞서 PVAR분석에서는 소득이 높은 국가들에서는 고부채일 때 재정승수가 더 크게 나

타나지만, 소득이 낮은 국가에만 한정하면 고부채국에서 재정승수가 더 낮게 추정됨을 보인바 있다.

- IPVAR 분석에서도 고소득국가군에서는 전체 표본에서의 결과와 마찬가지로 부채수준이 높을수록 재정승수가 크다는 결과가 관찰되었다. 그러나 소득이 상대적으로 낮은 국가들만 포함하는 경우, PVAR의 결과와 마찬가지로 부채수준이 높은 경우 재정정책의 GDP확장효과가 떨어진다는 결과를 얻을 수 있었다.
- <그림 22>는 소득이 표본의 중간값 이하인 국가만 포함했을 때의 충격반응함수를 보여준다. 정부부채/GDP 비율이 20%인 경우 재정지출 증가 충격의 GDP확장효과가 관찰되지만 부채가 GDP의 80%인 경우 재정정책의 효과가 미미한 것으로 나타났다.
- 고소득 국가군의 경우 전체표본과 결과가 비슷하여 생략하였다.

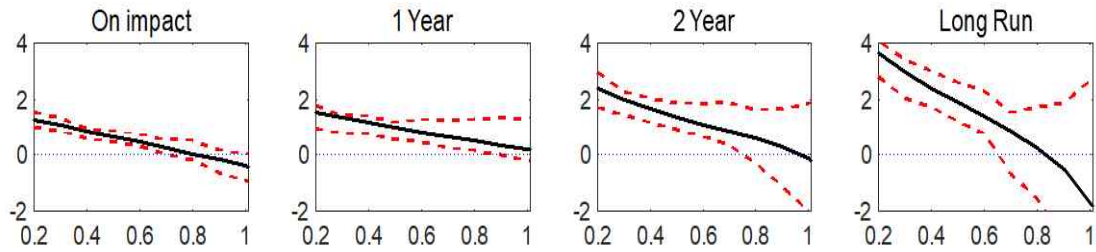
<그림 22> 정부소비지출 증가에 대한 충격반응함수 (저소득국가군, 전체기간)



- 주1) 그림에서 실선은 정부소비지출 증가 충격에 대한 GDP의 충격반응함수 추정치를 나타내며, 점선은 68% 신뢰구간 추정치를 나타냄.
- 주2) 수평축은 초기 외생적 충격 이후 분기별 시간적 흐름을 의미.
- 주3) Low debt는 정부부채/GDP 비율 20%를 가정하였고, high debt는 정부부채/GDP비율 80%를 가정함.

- <그림 23>은 표본을 상대적 저소득국가군에만 한정하였을 때의 재정승수의 비선형성을 보여준다. 전체 표본국가를 포함했을 때와는 달리, 단기와 장기에서 모두 부채수준이 높아짐에 따라 재정승수가 낮아지는 것을 볼 수 있다.

<그림 23> 정부부채/GDP 비율에 따른 누적재정승수 비교 (低소득국가, 전체기간)



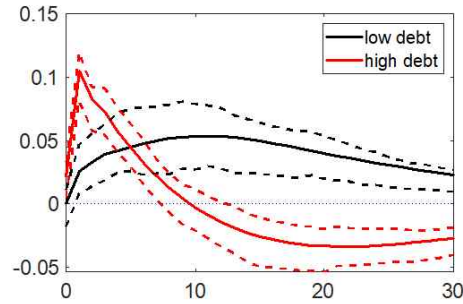
주1) 그림에서 실선은 현재가치 누적재정승수 추정치를 나타내며, 점선은 68% 신뢰구간 추정치를 나타냄.

주2) 수평축은 정부부채/GDP 비율을 의미.

□ 기간에 따라 재정승수 비선형성의 패턴에 변화가 있는지 보기 위해 글로벌 금융위기 직전까지의 기간(2006년까지)과 금융위기 이후 기간(2009년 이후)의 기간으로 나누어 IPVAR모형을 추정하였다.

- PVAR분석에서는 글로벌 금융위기 이후 기간의 재정승수가 금융위기 이전에 비해 높아졌다는 것을 보인바 있다.
- 아래 <그림 24>에서 글로벌 금융위기 이전 기간의 충격반응함수를 보여준다. 이 기간에는 부채가 GDP대비 80%로 높은 경우 재정지출 증가 충격 이후 단기에만 GDP가 비교적 크게 증가하였다가 장기에는 GDP가 오히려 감소하는 것을 관찰할 수 있다. 반면 부채가 GDP의 20%로 낮은 경우 재정지출 증가가 GDP에 미치는 긍정적인 영향이 장기간 지속되는 것을 볼 수 있다.
- 글로벌 금융위기 이후기간에는 전체기간의 충격반응함수와 비슷한 결과가 나와 본문에서는 생략하였다.

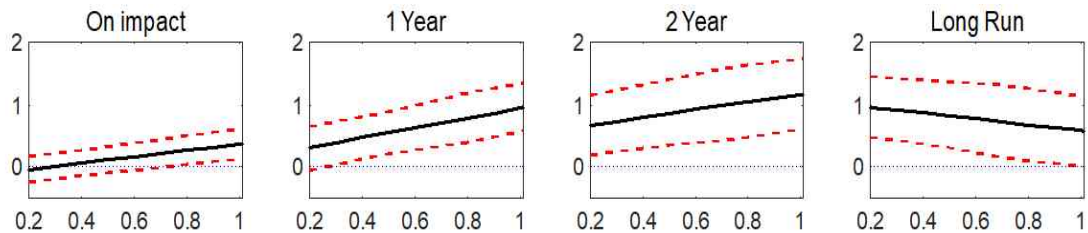
<그림 24> 정부소비지출 증가에 대한 충격반응함수 (글로벌 금융위기 이전)



- 주1) 그림에서 실선은 정부소비지출 증가 충격에 대한 GDP의 충격반응함수 추정치를 나타내며, 점선은 68% 신뢰구간 추정치를 나타냄.
- 주2) 수평축은 초기 외생적 충격 이후 분기별 시간적 흐름을 의미.
- 주3) Low debt는 정부부채/GDP 비율 20%를 가정하였고, high debt는 정부부채/GDP비율 80%를 가정함.

- <그림 25>에서는 다양한 정부부채 비율을 가정했을 때의 단기, 장기 재정승수를 비교한다. 글로벌 금융위기 이전 기간만을 분석에 포함하였다. 위의 충격반응함수에서와 마찬가지로 단기에는 정부부채가 높을수록 재정승수가 크게 나타났고, 이러한 현상은 충격 후 1년, 2년까지도 이어졌다. 반면 장기에는 정부부채가 높을수록 재정승수가 줄어드는 것으로 나타났다.

<그림 25> 정부부채/GDP 비율에 따른 누적재정승수 비교 (글로벌 금융위기 이전)



- 주1) 그림에서 실선은 현재가치 누적재정승수 추정치를 나타내며, 점선은 68% 신뢰구간 추정치를 나타냄.
- 주2) 수평축은 정부부채/GDP 비율을 의미.

- 이는 정부부채/GDP비율은 재정승수에 부정적인 영향을 미치며, 이러한 부정적인 영향은 장기로 갈수록 커진다는 것을 보인 김원기(2021)의 연구와 일치하는 결과이다.

Ⅲ. 우리나라 데이터를 이용한 VAR 모형 분석

1. 연구배경

□ 코로나19 사태 이후 고착된 저성장 기조와 함께 최근 국가채무비율이 50%대에 진입하면서 재정건전성을 훼손하지 않는 범위에서 재정정책의 경기대응 역할에 대한 관심이 증대되는 상황이다.

○ 기존의 지출확대 및 감세의 상대적 효과에 대한 논의와 함께, 재정지출과 세입의 구성 항목을 변화시킴으로써 재정정책의 효율성을 제고하는 방안에 관한 연구가 필요한 실정이다.

○ 또한 최근 정부의 긴축재정 및 재정건전성예의 강조 기조에 따라 이와 같은 재정의 효율적 집행에 대한 논의는 더욱 중요해지고 있다.

□ 우리나라의 재정승수에 관한 선행연구*는 Blanchard and Perotti(2002)의 방법론#에 기반한 구조적 벡터자기회귀모형(structural VAR, SVAR)을 활용한 연구가 대다수이다.

* 허석균(2007), 백웅기·서은숙(2009), 김성준(2010), 김배근(2011) 등.

외생적 재정정책 충격의 식별을 위해 재정지출 및 조세수입 변동 중에서 GDP의 변화에 따라 자동적으로 반응하는 부분에 대한 제약을 부여하는 방식.

○ 그러나 분석기간 및 식별 제약에 따라 재정정책의 유효성에 대해 엇갈린 결과를 도출하고 있는 실정이다.

－ 예를 들어 허석균(2007)은 1980~90년대 자료를 이용하여 1% GDP의 증가가 약 1% 조세수입의 증가를 촉발한다는 가정 하에 재정지출 확대와 감세 모두 GDP 효과가 통계적으로 의미 있게 추정되지 않는다고 보고한 반면, 김배근(2011)은 2000년대를 대상으로 상대적 더 큰 탄력성을 부여하여 지출확대의 효과가 상당히 크게 나타나고 감세의 효과는 기존 연구보다 작게 추정된다고 결론짓고 있다.

○ 해외 연구의 경우, 구조적 VAR 접근법을 원용한 실증연구 관련 IMF 서베이(2012) 결

과에 따르면 지출증수는 미국과 유럽이 비슷하나 감세증수는 큰 차이를 보이고 있다.

<표 3> 재정증수¹⁾ 관련 기존 실증연구 결과 요약

	지출증수			감세증수		
	표본전체	미국	유럽	표본전체	미국	유럽
평균	0.9	1.0	0.8	0.2	0.7	-0.3 [#]
최대	2.1	2.0	1.5	1.4	1.7	0.4
최소	0.4	0.4	0.5	-1.5	-0.7	-1.5

주: 1) 2002~12년중 34개 주요 연구결과(일부 outlier 제외)를 요약한 것으로
재정지출 증가 또는 감세 후 최초 1년간 누적증수 기준

자료: IMF Fiscal Monitor(2012.4월)

경기안정을 위한 조세감면정책이 재정건전성에 부정적 영향을 미칠 경우 감세증수가 음의 값을 보일 수도 있음.

- 보다 최근의 연구인 Ramey(2019)에는 본고와 같은 VAR 모형 등 계량모형을 사용하여 도출한 각국의 재정증수 결과가 요약되어 있다.

<표 4> VAR 지출증수 관련 Ramey(2019)의 기존 실증연구 결과 요약

시산방식	구체적 방식 및 데이터 기간	지출증수
Blanchard and Perotti(2002)	Structural VAR, 미국	
	• 1939:Q1-2015:Q4	0.6~0.8
	• 1947:Q1-2015:Q4	0.6~0.7
Ramey and Zubairy(2018)	국방비지출에 대한 News, 미국	
	• 1889:Q1-2015:Q4	0.6~0.8
	• 1939:Q1-2015:Q4	0.7~0.8
	• 1947:Q1-2015:Q4	0.5~0.7
Ben Zeev and Pappa(2017)	일반 정부지출에 대한 News, 미국	
	• 1947:Q1-2007:Q4	1.1~2
Hall(2019), Barro and Redlick(2011)	국방비지출, 미국	0.6~0.7
Mountford and Uhlig(2009)	Sign restricted SVAR, 미국	0.65
Iltetzki et al.(2013)	Panel VAR, 선진 44개국	0.3~0.7
Corsetti et al.(2012)		0.7
Leigh et al.(2010),	OECD 17개국	
Guajardo et al.(2014)	• 1978-2009	0.3
Alesina et al.(2020)	OECD 16개국	
	• 1978-2014	0.3

자료: Ramey(2019)

<표 5> VAR 감세승수 관련 Ramey(2019)의 기존 실증연구 결과 요약

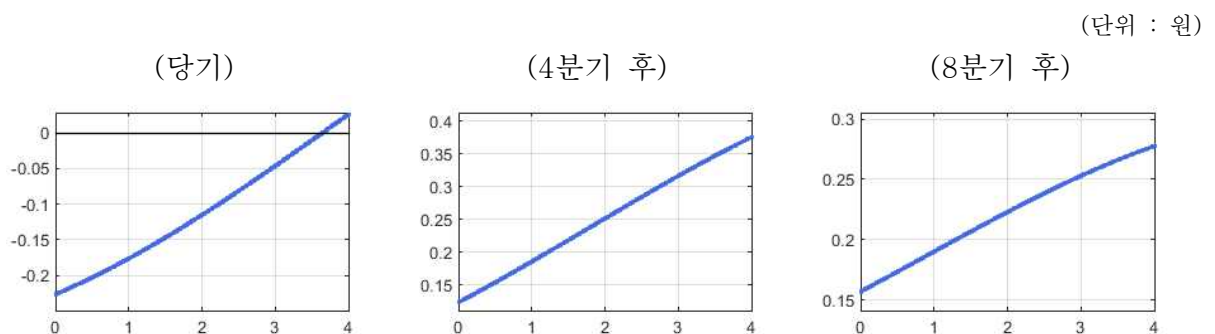
시산방식	구체적 방식 및 데이터 기간	감세승수
Mountford and Uhlig(2009)	Sign restricted SVAR, 미국	5
Romer and Romer(2010)	내러티브(narrative) 방식, 미국 • 1950-2007	2.5~3
Barro and Redlick(2011)	자체시산한 세율 시리즈 분석, 미국	1.1
Mertens and Ravn(2012, 2014)	Proxy SVAR, 미국	2.5~3
Cloyne (2013)	내러티브 방식, 영국	2.5
Hayo and Uhl(2013)	내러티브 방식, 독일	2.4
Guajardo et al.(2014)	OECD 17개국 • 1978-2009	3
Riera-Crichton et al.(2016)	내러티브 방식, 선진 15개국 • 1980-2009	3.5
Alesina et al.(2018)	OECD 16개국 • 1978-2014	1~3.7

자료: Ramey(2019)

□ 한편 미국자료를 이용한 Caldara and Kamps(2017)에 따르면 구조적 VAR의 재정 승수는 식별 제약에 따라 민감하게 반응하는 것으로 분석되었다.

○ 이러한 경향은 한국의 조세승수 추정에서도 나타난다.

<그림 26> 1원 감세에 대한 시기별 실질 GDP 충격반응¹⁾



주: 1) 2000년 1분기부터 2022년 1분기까지의 한국자료를 바탕으로 한 2변수 VAR 모형의 결과이며 가로축은 식별 제약인 조세수입 변동의 실질GDP에 대한 탄력성을 의미

○ 또한 우리나라의 경우 조세수입 변동에 대한 식별제약의 추정치가 유의하지 않는 것으로 드러났다(김배근, 2011).

2. 추정방법

- 본 연구에서는 조세수입 변동에 대한 식별제약의 불확실성을 고려한 이강구·허준영(2017)의 구조적 VAR을 사용하여 재정승수를 추정한다.
 - 분석의 일관성을 위해 축약형 VAR(reduced-form VAR) 모수의 불확실성을 고려한 베이지안(Bayesian) 추정법을 이용한다.
 - 베이지안 추정 기법의 도입을 통해 모수에 대한 사전분포(prior distribution)를 부과함으로써 짧은 재정 시계열 문제를 우회할 수 있다는 장점 또한 지닌다.
- 구체적으로 정부 재정정책의 성장효과를 분석하기 위해 축약형(reduced-form) VAR 모형을 다음과 같이 설정한다.

$$X_t = \mu_0 + \mu_1 t + B_1 X_{t-1} + \dots + B_k X_{t-k} + u_t, \quad E(u_t u_t') = \Sigma \quad (5)$$

- 단, X_t 는 조세수입(T_t), 재정지출(G_t), GDP(Y_t), 콜금리(R_t), 실질환율(RER_t)로 구성된 내생변수 벡터, μ_0 는 상수 벡터, t 는 선형추세 벡터, B_j 는 계수 행렬($1 \leq j \leq k$), u_t 와 Σ 는 잔차항 벡터 및 분산-공분산 행렬을 나타낸다.
- Uhlig(2005)과 Mountford and Uhlig(2009) 등 선행연구를 참조하여 식 (5)에 주어진 축약형 VAR의 계수행렬과 분산-공분산 행렬의 사전분포는 무한(infinite) 분산을 가지는 노말-위샤트(Normal-Wishart) 분포를 따른다고 가정한다.
 - 이러한 사전분포는 한국의 재정정책 실효성 평가에도 이용된 바 있다(최진호·손민규, 2012).
 - 무한 분산을 가지는 노말-위샤트 분포 가정은 계수행렬과 분산-공분산 행렬의 추정치가 기존의 OLS 추정치와 가장 비슷하게 함으로써, 기존의 연구와 추정방법의 차이에서 오는 결과의 상이성을 최소화하기 위한 것이다.
 - 실제로 추정된 매기 충격반응함수의 중간값은 OLS 추정방법을 사용한 VAR 모형의 충격반응함수와 매우 유사한 것으로 판명되었다.

- 추정된 축약형 모형의 계수행렬과 분산-공분산 행렬의 사후분포에서 2만개의 표본을 추출한 후, 각 표본에 대해서 아래에서 서술할 외생적 재정충격의 식별 방법을 적용하여 최종적으로 2만개의 재정지출 및 감세 충격을 도출하였다.

□ 위와 같은 방법론을 바탕으로 다음의 세 가지 질문에 대한 실증적 해답을 찾고자 한다.

- 감세와 정부지출 증가 가운데 경기부양에 더 효과적인 항목은 무엇인가?
- 조세와 정부지출 항목별 승수는 어떻게 도출되는가?
- 정부지출 승수는 시간에 따라 어떻게 변화하여 왔는가?

□ 이를 위해 조세수입, 재정지출, GDP, 콜금리, 실질환율을 포함하는 5변수 VAR을 구축*하고 2000.1/4~2022.1/4분기를 대상기간으로 추정하였다.

* 시차구조는 각종 시차선택기준을 고려하여 3기로 설정하였다.

- 콜금리와 환율의 고려는 재정정책의 효율성은 통화정책기조(김배근, 2011)와 해외부문과의 상호작용(허석균, 2007)에 따라 달라진다는 기존의 문헌에 근거하였다.
- 데이터로는 1인당 실질기준 재정변수 및 GDP, 명목기준 콜금리, 실질환율을 이용하며, 시계열의 안정성(stationarity)을 확보하기 위해 식 (5)에서와 같이 선형추세를 제거한 변수를 사용한다.

□ 외생적 감세충격의 식별을 위해 GDP 변동에 대한 조세수입 변동의 탄력성은 1~3에서 균등분포(uniform distribution)를 가진다고 가정한다.

- 이와 같은 가정은 기존의 한국 문헌에서 원용되던 박기백·박형수(2002)의 추정치 1.09와 김배근(2011)의 추정치 2.067을 포함하기 위함이다.
- 세입의 세부항목별 GDP 변동에 대한 탄력성은 박기백·박형수(2002)의 항목별 탄력성 추정치를 바탕으로 균등분포를 가정한다.

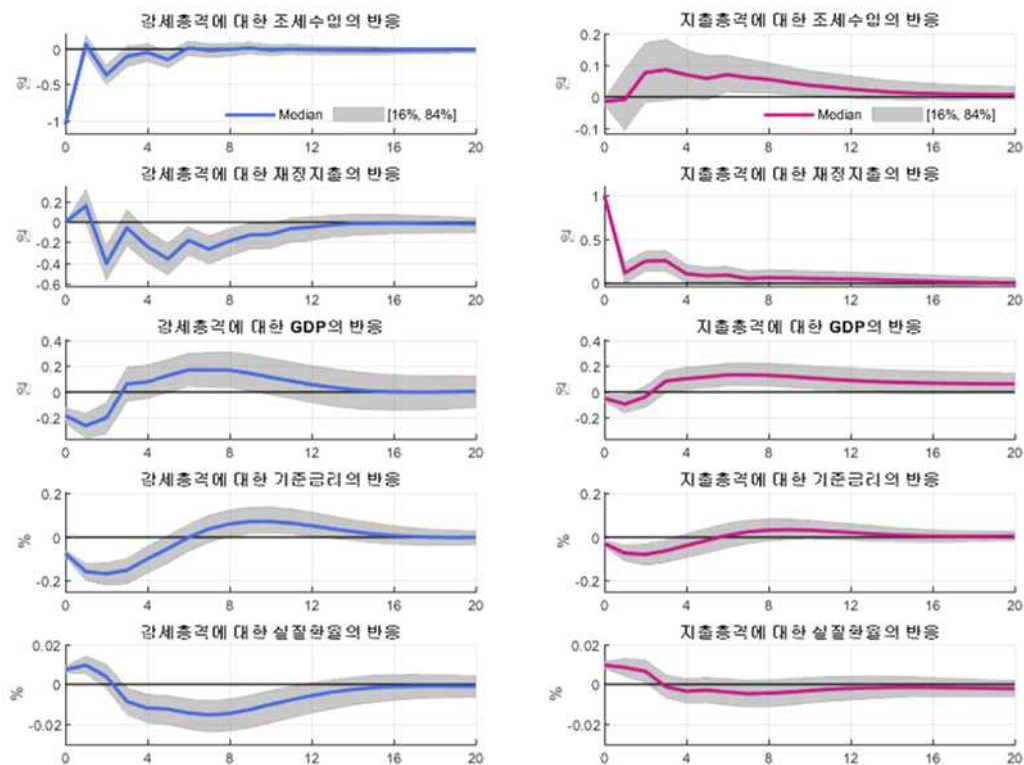
- 한편 재정지출 및 재정지출의 세부항목별 GDP 변동에 대한 탄력성은 0으로 가정하였다.
- 분석 결과 지출승수는 탄력성 가정에 감세승수보다 상대적으로 덜 민감한 것으로 도출되었다.
- 이와 같은 가정에 더하여 재정변수들의 명목 이자율과 실질환율에 대한 탄력성은 0으로 상정하여 분석하였다.
- 이러한 탄력성 가정을 바탕으로 2만개의 재정지출 및 감세 충격을 식별하였다.
- 이를 통해 매기 지출승수와 감세승수의 사후분포를 도출 후 분석하였다.

3. 추정결과

- 베이저안 VAR의 추정결과 재정지출의 증가가 감세정책보다 더 큰 GDP 증가효과를 나타내는 것으로 분석되었다.
- <그림 27>에는 식별된 감세충격 및 정부지출 증가 충격에 대한 충격반응함수가 나타나 있다.
- 해당 그림의 총 10개 충격반응함수 중 위 6개의 수직축은 원화 표시 변동을, 아래 4개의 수직축은 퍼센트 변동을 의미한다.
- 분석 결과 감세 및 재정지출 증가의 GDP 증대효과는 초기에는 다소 미미한 반면 1년 이후 2년까지의 효과는 유의한 것으로 나타났는데, 특히 이와 같은 효과는 감세충격보다 지출증가 충격의 경우 더욱 뚜렷하게 관찰되었다.
- 감세충격에 대해 재정지출은 충격이후 2년여간 동안 감소하는 것으로 분석되었고, 지출증가 충격에 대해서도 조세수입도 2년 정도 증가하는 반응을 보이는 것으로 나타나 조세나 정부지출을 통해 확장적 재정정책 시행시 재정당국이 나머지 재정변수를 통해 재정건전성 관리를 하는 양상을 보이고 있다.

- 콜금리는 지출증가충격과 감세충격에 대해 모두 초기 2년 동안에는 감소하다가 이후 증가하는 모습을 나타내는 것으로 판명되었다.
- 마지막으로 실질환율도 두 재정충격에 대해 초기에는 증가(환율 절하)하였다가 2~3분기 이후부터 감소(환율 절상)하는 비슷한 충격반응함수를 보였는데, 그 정도에 있어 감세충격이 더욱 큰 반응을 나타내었다.

<그림 27> 감세충격(좌) 및 정부지출 증가 충격(우)에 대한 충격반응함수¹⁾



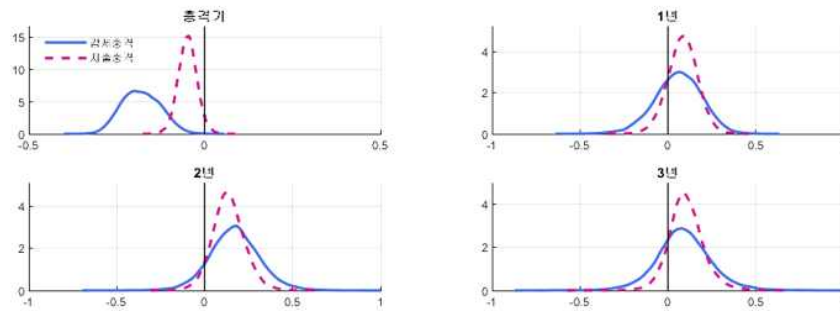
주: 1) 각 그림에서 실선은 중위수(median) 추정치를 나타내며, 음영으로 된 영역은 68% 밴드 추정치를 나타냄.

2) 각 그림에서 수평축은 모두 초기 외생적 충격 이후 분기별 시간적 흐름을 의미.

- <그림 28>은 위의 그림에 제시된 감세 및 재정지출 증가 충격에 대한 GDP 충격반응함수의 분포를 충격기 및 충격 1·2·3년 이후에 대해 비교하고 있다.

- 정부지출 증가 충격은 감세충격에 비해 충격기를 포함 충격 1~3년 후 모두 더욱 오른쪽에 위치하는 분포를 가지며, 이는 재정지출증가의 GDP 증대효과가 감세보다 더 큰 것을 의미한다.

<그림 28> 감세충격 및 정부지출 증가 충격에 대한 충격반응함수 분포¹⁾



주: 1) 각 그림에서 수평축은 원화로 표시된 감세 및 정부지출에 대한 승수를 나타냄.

○ 위 결과는 <표 6>에 나타난 감세승수 및 지출승수의 중간값(median) 추정치 비교에서도 알 수 있다.

- 해당 표에 나타난 것처럼 지출승수가 감세승수보다 중간값 기준 더 큰 누적 승수를 나타내고 있다.

- 한편, 감세 및 지출승수 모두 2년 누적승수의 중간값이 음(-)으로 추정되는데 이는 충격에 대한 초기 약 1년간의 GDP의 반응이 대부분 음(-)인 것에서 기인한다.

<표 6> 베이지안 VAR 재정승수의 중간값

	당기 승수				누적 승수 ¹⁾		
	충격기	1년	2년	3년	1년	2년	3년
감 세	-0.17	0.06	0.17	0.09	-0.17	-0.40	0.24
지 출	-0.05	0.09	0.13	0.10	-0.05	-0.06	0.35

주: 1) 정의상 충격기의 누적 승수는 충격기의 당기 승수와 동일.

○ 누적 승수 기준 지출승수가 감세승수보다 클 확률은 충격 3년 이후까지의 모든 기간에 걸쳐 50%를 상회하는 것으로 나타났다.

- 한편 재정정책 효율성 평가의 척도중 하나인 누적 승수가 1보다 클 확률을 시산한 결과, 초기 3년 동안 감세승수가 더 높은 확률을 보였다.

<표 7> 베이저안 VAR 누적 재정승수의 확률분포

	지출승수가 감세승수보다 클 확률 ¹⁾				승수가 1보다 클 확률			
	충격기	1년	2년	3년	충격기	1년	2년	3년
감 세					0.0	0.0	0.02	0.15
지 출	0.98	0.92	0.68	0.56	0.0	0.0	0.0	0.05

주: 1) 지출승수가 감세승수보다 클 확률은 식별된 충격반응함수들 간의 무작위(random) 복원추출에 의해 시산되었음.

- 본고에서 추정된 재정승수를 IMF 서베이(2012)의 미국과 유럽에 대한 추정치와 비교한 결과 우리나라의 지출승수와 감세승수 모두 이 지역들보다 낮은 것으로 나타났다.

<표 8> VAR 재정승수¹⁾의 지역별 비교

지출승수			감세승수		
미국	유럽	한국	미국	유럽	한국
1.00	0.80	-0.06	0.70	-0.30	-0.40

주: 1) 재정지출 증가 또는 감세 후 최초 1년간 누적승수 평균값(미국, 유럽) 또는 중간값(한국) 기준.

- 선행연구에 따르면 재정승수를 결정하는 요인으로 정부지출 및 세입의 구조, 수입의존도, 경제발전 정도, 재정건전성 등을 들 수 있으며, 이를 감안하여 우리나라 재정승수 추정치를 해석 가능하다.
 - (정부지출구조) 다른 선진국에 비해 경직적인 복지 및 일반행정 지출 비중이 낮고 생산적 지출인 경제관련 예산비중이 높아 성장친화적이며, 지출승수도 클 가능성(Leeper et al., 2010b).
 - (세입구조) 세입의 경우 비왜곡적인 간접세의 비중이 상대적으로 높아 성장친화적이지만, 간접세 위주의 감세정책의 경제적 효과는 작을 가능성(Leeper et al., 2010a).
 - (수입의존도) 수입의존도가 높은 경제구조일수록 재정지출을 통해 유발된 유효수요가 상당부분 수입을 통해 누출(leakage)되면서 재정승수가 낮아질 가능성(Perotti, 2005; Beetsma et al., 2008).

- (경제발전 정도) 경제발전 정도가 낮아 재정정책이 비효율적으로 집행되어 재정승수가 작을 가능성(Miller and Russek, 1997).
- (재정건전성) 국가채무가 임계치를 넘을 경우 국채금리가 급상승하고 경제주체들로 하여금 미래의 조세부담 확대를 예상토록 함으로써 재정승수가 작아질 가능성(Deak and Lenarcic, 2012).

□ 항목별 재정정책의 효과 분석을 위해 조세수입과 재정지출을 각각 두 개의 세분화된 항목으로 나누어 분석

- 조세수입은 ‘소득세 및 재산세’ 항목과 ‘간접세’ 항목으로 구분하였으며, 재정지출의 경우 ‘정부소비 · 투자지출’과 ‘이전지출’로 나누어 분석하였는데 각 항목에 대한 자세한 설명은 다음과 같다.

- 소득세 및 재산세 = 소득세 및 이익세 + 재산세 + 사회보장기여금

- 간접세 = 재화 및 용역에 대한 세금 + 관세 + 기타 세금

- 정부소비 및 투자지출 = 재화 및 용역에 대한 지출 + 자본지출

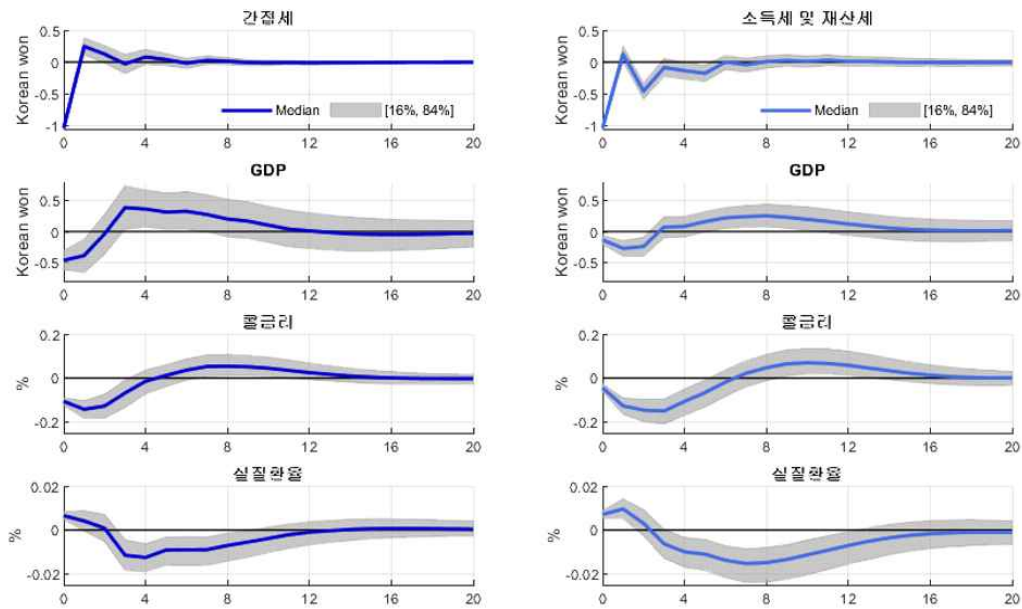
- 이전지출 = 보조금 및 경상이전

- 각 세부 항목별 재정충격 식별 방식은 이강구·허준영(2017)의 방식을 원용하였다.
- 분석결과 세입항목별로는 간접세에 대한 감세효과가 소득세 및 재산세보다 큰 것으로 나타났다.
 - <그림 29>에 보고된 것처럼 간접세의 감세충격 초기에는 음(-)의 GDP 반응을 나타내나 약 3분기 이후부터 양(+)의 효과로 전환되며, 특히 충격 이후 3분기부터 5분기까지 유의한 GDP 증대 효과를 보였다.
 - 소득세 및 재산세의 경우에도 5분기 이후 유의미한 양(+)의 GDP 반응을 보이거나

그 효과는 간접세에 비해 상당히 약하게 관측되었다.

- 콜금리와 실질환율의 반응은 소득세·재산세의 경우가 간접세에 비해 더욱 큰 것으로 관명되었다.

<그림 29> 간접세 감세충격(좌) 및 소득세·재산세 감소 충격(우)에 대한 충격반응함수¹⁾



주: 1) 각 그림에서 실선은 중위수(median) 추정치를 나타내며, 음영으로 된 영역은 68% 밴드 추정치를 나타냄.

2) 각 그림에서 수평축은 모두 초기 외생적 충격 이후 분기별 시간적 흐름을 의미.

- 이와 같은 결과는 <표 9>에 요약되어 있는 조세 세부항목별 재정승수의 중간값에도 나타난다.

<표 9> 조세 세부항목별 베이지안 VAR 재정승수의 중간값

	당기 승수				누적 승수 ¹⁾		
	충격기	1년	2년	3년	1년	2년	3년
간접세	-0.45	0.36	0.20	0.01	-0.29	1.46	1.75
소득세·재산세	-0.13	0.08	0.25	0.12	-0.32	0.17	0.55

주: 1) 정의상 충격기의 누적 승수는 충격기의 당기 승수와 동일.

- 한편 조세 항목별 누적 승수가 1보다 클 확률을 시산해 보면 초기 3년 동안 간접세가 더 높은 확률을 보였다.

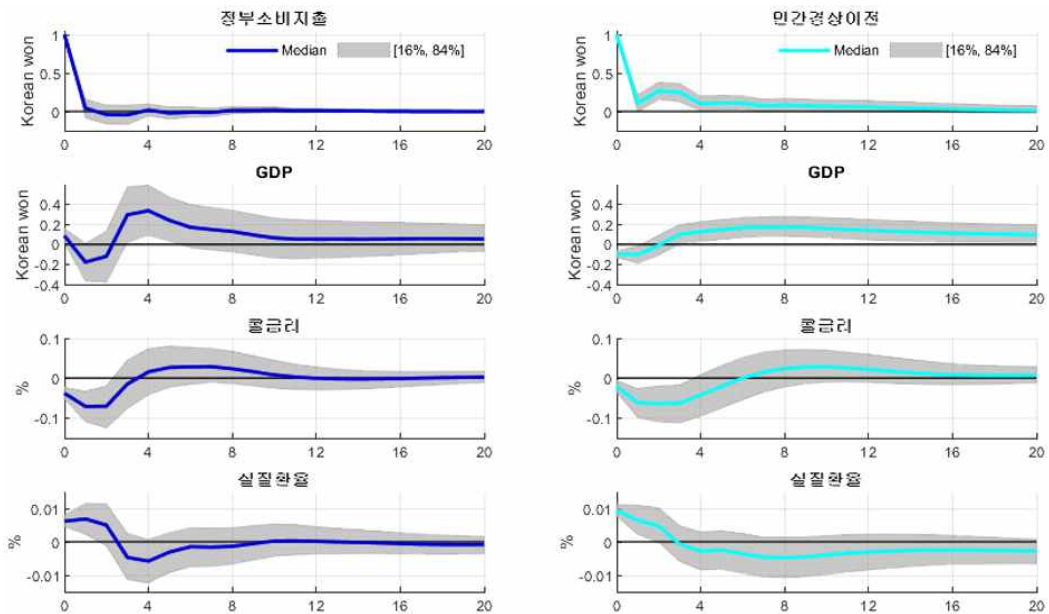
<표 10> 조세 세부항목별 베이지안 VAR 누적 재정승수의 확률분포

	승수가 1보다 클 확률			
	충격기	1년	2년	3년
간접세	0.0	0.25	0.55	0.57
소득세·재산세	0.0	0.0	0.10	0.32

주: 1) 지출승수가 감세승수보다 클 확률은 식별된 충격반응함수들 간의 무작위(random) 복원추출에 의해 시산되었음.

- 정부지출 항목별로는 정부소비·투자지출 증가의 GDP 증대효과가 이전지출에 비해 큰 것으로 분석되었다.
 - <그림 30>에 나타난 바와 같이 정부소비·투자지출 증가의 GDP 증대 효과가 이전 지출에 비해 충격후 8분기 이전까지는 더욱 큰 것으로 분석되었다.
 - 다만, 이전지출의 경우 GDP 반응이 충격이후 16분기 정도 동안 유의한 양(+)의 반응을 보이며, 이는 이전지출의 경기부양 효과가 정부소비·투자지출에 비해 약할 가능성이 있으나 그 지속성에 있어서는 더욱 길 수 있음을 시사한다.
 - 콜금리와 실질환율의 반응은 두 항목에 대해 큰 차이를 보이지는 않았다.

<그림 30> 정부소비·투자지출 증가 충격(좌) 및 이전지출 증가 충격(우)에 대한 충격반응함수¹⁾



주: 1) 각 그림에서 실선은 중위수(median) 추정치를 나타내며, 음영으로 된 영역은 68% 밴드 추정치를 나타냄.

2) 각 그림에서 수평축은 모두 초기 외생적 충격 이후 분기별 시간적 흐름을 의미.

- 위의 결과는 <표 11>에 요약되어 있는 조세 세부항목별 재정승수의 중간값을 통해서도 확인할 수 있다.

<표 11> 정부지출 세부항목별 베이지안 VAR 재정승수의 중간값

	당기 승수				누적 승수 ¹⁾		
	충격기	1년	2년	3년	1년	2년	3년
정부소비·투자지출	0.09	0.30	0.15	0.05	0.08	0.96	1.19
이전지출	-0.10	0.10	0.17	0.15	-0.07	0.23	0.46

주: 1) 정의상 충격기의 누적 승수는 충격기의 당기 승수와 동일.

- 마지막으로 정부지출 항목별 누적 승수가 1보다 클 확률을 시산한 결과 초기 3년 동안 정부소비 및 투자지출 항목의 경우가 더 높은 확률을 보였으며, 3년 기준 확률적으로 50%를 상회하는 것으로 나타났다.

<표 12> 정부지출 세부항목별 베이지안 VAR 누적 재정승수의 확률분포

	승수가 1보다 클 확률			
	충격기	1년	2년	3년
정부소비·투자지출	0.0	0.08	0.49	0.55
이전지출	0.0	0.0	0.01	0.11

주: 1) 지출승수가 감세승수보다 클 확률은 식별된 충격반응함수들 간의 무작위(random) 복원추출에 의해 시산되었음.

- 추정된 항목별 재정승수는 기존연구의 결과와 유사성도 있으나, 방법론에 따라 상이성 또한 나타내었다.
- 재정지출항목의 경우 정부소비 및 투자지출의 GDP 증대효과가 경상이전지출보다 크다는 점에서 기존의 연구와 유사하나, 그 크기는 기존 연구보다 작게 추정되었다.

<표 13> 재정지출 항목별 재정승수¹⁾의 비교

	본고	BOK12 재정모형 ²⁾	김배근(2011) ³⁾	조세연구원(2013) ⁴⁾
정부소비·투자지출	0.08	0.98	1.64	1.11
이전지출	-0.07	0.26	0.46	0.21

주: 1) 재정지출 증가 후 최초 1년간 누적승수 기준.

2) 일반균형에 근거한 중규모 연립방정식 모형.

3) 국민계정의 정부소비 및 정부투자를 각각 재정지출상의 재화·용역, 자본지출의 대용지표로 구조 VAR 추정.

4) 한국조세연구원 ‘거시-재정모형’에 근거.

- 세입항목의 승수는 소득세 및 재산세를 포함한 직접세에 대한 승수가 간접세보다 작다는 면에서 특이성을 가진다.

<표 14> 세입 항목별 재정승수¹⁾의 비교

	본고	BOK12 재정모형	조세연구원(2013)
간접세	-0.29	0.27(부가가치세)	0.13 ²⁾
소득세·재산세	-0.32	0.27(소득세), 0.39(법인세)	

주: 1) 감세 후 최초 1년간 누적승수 기준.

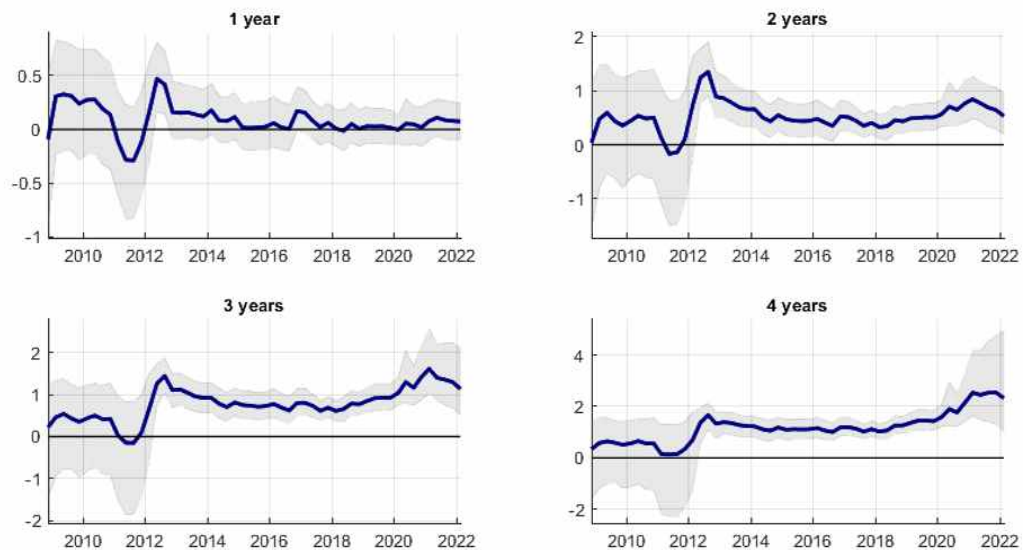
2) 세입항목중 직접세와 사회보장기여금을 제외한 항목에 대한 승수.

□ 우리나라 데이터를 이용한 VAR 모형 분석의 마지막으로 재정지출 승수가 시간에 따라 어떻게 변화하여왔는지를 시산하였다.

- 위 결과에도 나타나 있듯이 정부지출 승수는 감세승수보다 크게 추정되었으며, 따라서 본 연구에서는 경기부양에 보다 효율적이라고 생각되어지는 정부지출승수의 시변가능성에 대해 분석한다.
- 분석을 위해 1994년 1분기부터의 데이터를 사용하여 60분기(15년) rolling window 방식으로 정부지출승수를 추정한다.
 - 이 때 정부지출 충격의 식별은 위에서 설명한 5변수 VAR모형을 기반으로 한 방식을 이용한다.
- <그림 31>에는 이와 같은 방식으로 시산한 충격 1~4년 이후의 present-value 정부지출 승수의 시변 패턴이 2008년 4분기부터 2022년 1분기까지 나타나 있다.
 - 먼저 전반적으로 지출승수의 에러 밴드(error band)는 2012년 이전 상당히 넓은데 비해 이후 그 폭이 줄어드는 모습을 보이는데, 이는 2012년 이전 샘플이 아시아 외환위기(Asian currency crisis) 이전 데이터를 포함하는 데서 발생하는 통계적 현상이라고 판단된다.
 - 충격 이후 1년 승수를 보면 68% 밴드 추정치가 모든 시기에 걸쳐 0으로 포함하고 있으며, 2012년 초반부를 제외하고는 통계적 유의성이 떨어지는 것으로 분석되었다.
 - 반면 2년 이후 승수는 2012년 이후 통계적으로 유의하며, 2012~2020년 기간 동안 완만한 시변패턴을 보이다가 이후 시기에 대해 증가하는 모습을 나타낸다.

- 특히 코로나19 발생 이후인 2020년 이후 승수는 이전 기간에 비해 커지는 패턴이 관측되며, 이러한 패턴은 3~4년의 중·장기 승수에서 더욱 뚜렷하게 나타난다.
- 이와 같은 현상의 발생 원인중 하나로 코로나19발 경기침체로 인한 노동시장의 유허 경제력(economic slack)이 있을 수 있으며, 이와 같은 결과는 유허 경제력 발생 시 재정승수가 커질 수 있다는 Auerbach and Gorodnichenko(2012)의 주장과 일맥상통한다.

<그림 31> 시변(time-varying) present-value 정부지출승수¹⁾



주: 1) 각 그림에서 실선은 중위수(median) 추정치를 나타내며, 음영으로 된 영역은 68% 밴드 추정치를 나타냄.

IV. 우리나라 데이터를 이용한 DSGE 모형 분석

1. 연구배경

□ 2020년 코로나19 발생 이후 경제환경이 다음과 같은 큰 두 가지 측면에서 변화하고 있다.

- 먼저 코로나19 확산 대응과정에서 한국을 비롯하여 전세계적으로 확장적 재정정책에 따른 GDP대비 국가채무수준이 증가한 상황이다.

- 이와 함께 2021년 중반 이후 인플레이션 상승이 전세계적으로 관측되고 있다.

- 이에 대한 대응으로 우리나라의 경우 2021년 중반부터, 미국은 2022년 6월부터 정책금리를 인상하고 있는 실정이다.

□ 이와 같이 변화하는 경제환경에서 재정과 관련된 다음의 두 가지 이슈가 중요 의제로 대두되고 있다.

- 재정건전성을 심각하게 훼손하지 않으면서 경기를 부양할 수 있는 재정정책은 무엇인가?

- 세입과 세출 항목 가운데 재정건전성의 프록시 변수로 생각되어지는 GDP 대비 국가채무비율을 가장 적게 증가시키면서 경기부양을 할 수 있는 항목은 어떤 것인지에 대한 연구가 필요하다.

- 국내·외 긴축적 통화정책으로 인한 국채 이자부담 증가분은 얼마나 되는가?

- 국가 채무 수준이 높아지는 상황에서 물가 안정 또는 외환시장 안정을 위한 금리 인상 시 국고채 이자 부담이 급격히 증가할 가능성이 있으며, 이와 같은 상황에서 통화정책 변화가 국채금리에 미치는 영향을 시산하는 것이 중요하다.

□ 본 장에서는 해외부문이 명시적으로 고려된 DSGE 모형을 설정하고, 모형의 모수를 우리나라 거시경제 데이터를 이용하여 식별함으로써 위와 같은 연구주제에 대한 실증적 해답을 찾고자 한다.

- 이를 통해 국가채무관리와 거시경제정책 간 상호연관성 및 통화정책과 재정정책 사이의 상호작용에 대한 경제이론에 근거한 분석을 실행한다.

2. 분석모형

- 본 연구에서 원용하는 DSGE 모형은 Hur and Lee(2022)에 근거한 소규모개방 경제모형으로써, 국내부문과 해외부문으로 구성된다.
 - 국내부문은 가계, 국내 소비재 기업부문, 수입재 기업부문, 통화정책 수행 기관인 중앙은행 및 재정정책을 담당하는 정부부문으로 이루어져 있다.
 - 모형 내에서 가계는 주어진 예산제약 하에서 효용을 극대화하는 경제주체로 상정하며, 기업은 비용극소화를 통해 생산요소 수요를 도출한 후 확률적으로 주어지는 최적가격의 재설정 환경에서 이윤을 극대화할 수 있는 가격을 설정한다고 가정한다.
 - 해당 모형의 모수를 우리나라 과거 시계열을 이용하여 식별하는데, 이 때 모형의 데이터 설명력을 향상시켜주는 소비습관(consumption habit formation), 투자조정비용(investment adjustment costs) 및 가변자본가동률(variable capital utilization) 등의 실질경직성(real friction)을 고려한다.

가. 가계부문

- 모형 내의 대표적(representative) 가계는 영속적(infinitely-lived)이라고 가정하며, 아래의 식 (6)과 같이 주어진 예산제약 하에서 소비, 노동공급, 국내 및 해외 정부부채의 보유량을 선택하여 자신의 일생 효용함수를 극대화하는 경제주체라고 상정한다.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u_t^b \left[\frac{(c_t(j) - \theta C_{t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{l_t(j)^{1+\xi}}{1+\xi} \right] \quad (6)$$

- $\beta \in (0, 1)$ 은 가계의 주관적 시간할인인자를 나타내며, σ^{-1} 및 ξ 는 각각 기간간 대체탄력성(intertemporal elasticity of substitution) 및 프리시 노동공급 탄력성(Frisch elasticity)

of labor supply)을 의미한다.

- E_t 는 t 기까지 가용한 모든 정보를 이용하여 형성하는 기대(expectation)를 의미하는 기대연산자이다.
- 그리고 $c_t(j)$ 와 $l_t(j)$ 는 각각 가게 j 의 t 기 소비와 노동공급을 의미하며, C_t 는 경제 내 t 기의 총소비(aggregate consumption)를 나타낸다.
 - $\theta \in (0, 1)$ 은 가게의 소비습관 정도를 반영하는 모수이다.
- u_t^b 는 소비자의 선호충격(preference shock)을 나타내는데, 다음과 같이 AR(1) 과정을 따른다고 가정한다.

$$\log(u_t^b) = \rho_b \log(u_{t-1}^b) + \sigma_b \epsilon_t^b, \quad \epsilon_t^b \sim i.i.d. N(0, 1) \quad (7)$$

- 이 때, 가게 j 의 예산제약은 다음과 같이 주어진다.

$$\begin{aligned} P_t^C(1 + \tau_t^C)c_t(j) + P_t^I i_t(j) + B_t(j) + S_t F_t(j) = R_{t-1} B_{t-1}(j) + R_{t-1}^* S_t [1 - \Gamma_f(\cdot)] F_{t-1}(j) \\ + (1 - \tau_t^L) \int_0^1 W_t(l) l_t(j, l) dl + (1 - \tau_t^K) R_t^K v_t(j) \overline{k_{t-1}}(j) - \Psi(j) P_t^I \overline{k_{t-1}}(j) + P_t^C Z_t(j) + D_t(j) \end{aligned} \quad (8)$$

- 위 식에서 τ_t^K , τ_t^L 및 τ_t^C 는 자본, 노동 및 소비에 부과되는 세율을 의미하며, $Z_t(j)$ 는 정부의 이전지출(transfers)이다.
- $W_t(l)$ 은 노동 l 에 대한 명목임금을 의미하며, P_t^C 와 P_t^I 는 각각 소비재와 투자재의 가격을 나타낸다.
- t 기에 가게 j 는 $B_t(j)$ 와 $F_t(j)$ 단위의 무위험(risk-free) 1기 만기 국내 및 해외채권을 구매하며, 각각의 채권은 R_t 와 R_t^* 만큼의 총명목이자율(gross nominal interest rate)을 지급한다.

- $D_t(j)$ 는 t 기에 가게 j 가 기업으로부터 배분받는 명목이윤이다.
- 위 식에서 S_t 는 명목환율을 의미하며, $\overline{k_{t-1}}$ 및 $v_t(j)$ 는 각각 물적자본 및 가변자본 가동률을 나타낸다.
- R_t^K 는 자본을 통해 얻는 총수익(gross return)을 나타내고, $i_t(j)$ 는 가게 j 의 총투자이며 $\Psi(v_t)$ 는 자본 한 단위당 자본가동비용을 나타낸다.
- 본고의 모형에서는 우리나라가 가지는 소규모 개방경제 특성 반영을 위해 해외채권 보유에 대한 위험 프리미엄을 가정한다.
 - 구체적으로 Adolfson et al.(2007)을 원용하여 위험 프리미엄은 해외 순자산 포지션 (net foreign asset position)인 $s_t F_t / Y_t$ 와 AR(1) 과정으로 주어지는 외생적 위험 프리미엄 충격에 의해 결정된다고 가정한다.

$$\Gamma_f\left(\frac{s_t F_t}{Y_t}, \phi_t\right) = \gamma_f \left[\exp\left(\frac{s_t F_t}{Y_t}, \phi_t\right) - 1 \right], \quad \Gamma_f(0, 0) = 0 \quad (9)$$

$$\log(u_t^\phi) = \rho_\phi \log(u_{t-1}^\phi) + \sigma_\phi \epsilon_t^\phi, \quad \epsilon_t^\phi \sim i.i.d. N(0, 1) \quad (10)$$

- 위의 첫번째 식에서 s_t 는 $s_t = S_t P_t^C / P_t^C$ 로 정의되는 실질환율을 나타내며, P_t^C 는 해외에서의 물가를 의미한다.
- 모형에서 자본은 가게에 의해 소유된다고 가정하며, 가게 j 의 유효자본(effective capital)인 $k_t(j) = v_t(j) \overline{k_{t-1}}(j)$ 는 기업에게 R_t^K 만큼의 대여료를 받고 기업에게 대여된다.
- 한편 자본가동률은 자본 한 단위당 $\Psi(v_t)$ 만큼의 비용이 요구된다고 가정한 Smets and Wouters(2007)를 원용하며, 이러한 상황에서 물적자본의 law of motion은 다음과 같이 나타내어진다.

$$\overline{k_t}(j) = (1 - \delta) \overline{k_{t-1}}(j) + \left[1 - \Gamma_i\left(\frac{u_t^i i_t(j)}{i_{t-1}(j)}\right) \right] i_t(j) \quad (11)$$

- 위 식에서 $\Gamma_i\left(\frac{u_t^i(j)}{i_{t-1}(j)}\right)i_t(j)$ 는 자본조정비용을 나타내며, Christiano et al.(2005)을 따라 $\Gamma_i(1) = \Gamma_i'(1) = 0$ 과 $\Gamma_i''(1) > 0$ 을 가정한다.

- 위 식의 u_t^i 는 외생적으로 주어지는 투자충격(investment-specific shock)을 의미하며, 다음과 같은 AR(1) 과정을 따른다고 가정한다.

$$\log(u_t^i) = \rho_i \log(u_{t-1}^i) + \sigma_i \epsilon_t^i, \quad \epsilon_t^i \sim i.i.d. N(0,1) \quad (12)$$

- 동 모형 내 노동시장에서의 명목임금 설정은 명목임금은 Calvo(1983)의 방식을 따른다고 가정한다.

- 따라서 매기 $1 - \omega_w$ 의 명목임금 재설정 확률이 존재한다.

나. 기업부문

□ 국내 생산부문은 중간재와 최종재 생산 기업으로 구성되어 있다.

- 독점적 경쟁상황 하의 중간재 생산기업은 $i \in [0,1]$ 사이에 무한개 존재한다고 가정하며, 국내 중간재 생산 기업 i 의 생산함수는 다음과 같은 Cobb-Douglas 함수로 주어진다.

$$y_t(i) = u_t^a k_t(i)^{\alpha} l_t(i)^{1-\alpha} \quad (13)$$

- $k_t(i)$ 와 $l_t(i)$ 는 각각 기업 i 가 사용하는 자본과 노동의 양을 나타내며, $\alpha \in [0,1]$ 이다.

- u_t^a 는 AR(1) 기술충격으로 다음과 같은 과정을 따른다고 가정한다.

$$\log(u_t^a) = \rho_a \log(u_{t-1}^a) + \sigma_a \epsilon_t^a, \quad \epsilon_t^a \sim i.i.d. N(0,1) \quad (14)$$

- 노동시장의 명목임금 결정방식과 마찬가지로 재화시장에서의 가격결정 또한

Calvo(1983)의 메커니즘을 따른다고 상정하며, 매기 중간재 생산 기업은 $1 - \omega_p$ 의 확률로 가격을 재설정할 수 있는 신호를 받고 이러한 신호를 받지 못한 기업은 $P_t^H(i) = \pi_{t-1}^H P_{t-1}^H(i)$ 과 같이 $\pi_{t-1}^H = P_{t-1}^H / P_{t-2}^H$ 로 정의되는 과거의 인플레이션에 연동하여 가격을 설정한다고 가정한다.

- 이에 반해 완전경쟁하에 존재하는 최종재 생산기업은 국내와 해외에서 생산된 중간재를 결합하여 최종재를 생산한다.

□ 한편 수출 기업은 국내 최종재를 구매하여 차별화된 수출재화로 변환 후 독점적 경쟁시장 환경 하에서 판매한다.

- 국내 중간재 생산기업과 유사하게 매기 수출 기업은 $1 - \omega_{p,x}$ 의 확률로 재화 가격을 재설정할 수 있는 신호를 받는다는 Calvo(1983)의 방식을 따른다고 가정한다.

□ 기업부문의 마지막으로 국내 수입부문의 가격 설정은 여타의 중간재 생산 부문과 동일하게 Calvo(1983)의 방식을 따른다고 가정한다.

- 해외생산 중간재를 수입하는 기업의 가격 재설정 확률은 매기 $1 - \omega_{p,m}$ 으로 주어지며, 가격을 재설정할 수 없는 해외 생산 중간재 수입 기업은 과거의 수입재 인플레이션에 연동하여 가격을 결정한다.

다. 통화 및 재정정책

□ 통화정책 당국인 중앙은행의 금리결정은 일반적인 테일러(Taylor) 준칙을 따른다고 가정한다.

- 해당 변수의 로그-선형화(log-linearized)된 변수를 위첨자($\hat{\cdot}$)를 통해 나타내면, 명목 정책이자율은 다음과 같이 결정된다.

$$\hat{R}_t = \rho_R \hat{R}_{t-1} + (1 - \rho_R) (\phi_\pi \hat{\pi}_t + \phi_y \hat{Y}_t) + \sigma_m \epsilon_t^m, \quad \epsilon_t^m \sim i.i.d. N(0, 1) \quad (15)$$

- ϵ_t^m 는 이자율이 과거 이자율 수준 및 인플레이션과 GDP에 반응하는 요소와 관계없이 변동하는 부분을 반영하는 재량적 통화정책 충격이다.

○ 이 때 장기 국채금리는 기대가설(expectations hypothesis)를 이용하여 시산한다.

- 장기금리는 현재 단기금리(정책금리) 및 미래 단기금리 기대치의 평균으로 계산하며, 모형의 단순성 확보를 위해 기간 프리미엄(term premium) 등은 포함하지 않는다.

□ 재정정책 당국인 정부는 지출과 수입 측면을 가지는데, 먼저 지출측면은 정부지출(G_t) 및 이전지출(Z_t)로 구성되며 이러한 지출에 대한 재원조달은 소비자에게 부과하는 자본, 노동 및 소비에 대한 세금과 1기 만기의 정부채권(B_t)을 발행을 통해 해결한다고 상정한다.

○ 이러한 정부의 행태를 예산제약식을 사용하여 나타내면 다음과 같다.

$$B_t + \tau_t^K R_t^K v_t K_{t-1} + \tau_t^L W_t L_t + P_t^C \tau_t^C C_t = R_{t-1} B_{t-1} + P_t^G G_t + P_t^C Z_t \quad (16)$$

- 위 식에서 P_t^G 는 단위당 정부 소비재 가격을 나타낸다.

○ 구체적인 각 재정변수의 동학은 다음과 같이 주어진다.

$$\widehat{G}_t = \rho_G \widehat{G}_{t-1} - (1 - \rho_G) (\phi_G \widehat{Y}_t + \gamma_G \widehat{s}_{t-4}^b) + \sigma_G \epsilon_t^G \quad (17)$$

$$\widehat{\tau}_t^K = \rho_K \widehat{\tau}_{t-1}^K + (1 - \rho_K) (\phi_K \widehat{Y}_t + \gamma_K \widehat{s}_{t-4}^b) + \sigma_K \epsilon_t^K \quad (18)$$

$$\widehat{\tau}_t^L = \rho_L \widehat{\tau}_{t-1}^L + (1 - \rho_L) (\phi_L \widehat{Y}_t + \gamma_L \widehat{s}_{t-4}^b) + \sigma_L \epsilon_t^L \quad (19)$$

$$\widehat{\tau}_t^C = \rho_C \widehat{\tau}_{t-1}^C + (1 - \rho_C) (\phi_C \widehat{Y}_t + \gamma_C \widehat{s}_{t-4}^b) + \sigma_C \epsilon_t^C \quad (20)$$

$$\widehat{Z}_t = \rho_Z \widehat{Z}_{t-1} - (1 - \rho_Z) (\phi_Z \widehat{Y}_t + \gamma_Z \widehat{s}_{t-4}^b) + \sigma_Z \epsilon_t^Z \quad (21)$$

- s_t^b 는 $s_t^b = B_t / Y_t$ 로 정의되는 t 기의 GDP 대비 국가채무비율을 나타내며, 따라서

s_{t-4}^b 는 4기 이전의 국가채무비율을 의미한다.

- 위 식 (17)~(21)에 나타난 재정변수들은 각각 자신의 1기 이전 항에 의존하는 부분을 가지며, 이와 함께 현기의 GDP 및 4기 이전의 국가채무비율에 의해 자동적으로 변동하는 항과 재량적 정책을 반영하는 부분인 $\epsilon_t^X (X = \{G, K, L, C, Z\})$ 를 가지고 있다.
- 이 가운데 현기 GDP에 반응하는 부분($\phi_X, X = \{G, K, L, C, Z\}$)은 통상적으로 자동안정화장치라고 불리는 요소를 반영한다.
- 한편 재정당국의 재정건전성 유지를 위한 정책 스탠스는 재정변수가 4기 이전(분기별 모형 기준 1년 이전)의 국가채무비율에 반응하는 부분($\gamma_X, X = \{G, K, L, C, Z\}$)을 통해 반영하며, 이는 이전 해의 국가채무비율이 지나치게 높을 경우 자동적인 지출 감소 및 세율 인상으로 나타난다.

라. 해외부문

□ 모형의 단순성 확보를 위해 해외부문은 다음과 같은 세 가지 외생적 AR(1) 충격으로 모형화된다.

○ 해외 GDP:

$$\log(Y_t^*) = \rho_{y^*} \log(Y_{t-1}^*) + \sigma_{y^*} \epsilon_t^{y^*}, \quad \epsilon_t^{y^*} \sim i.i.d. N(0,1) \quad (22)$$

○ 해외 인플레이션:

$$\log(\pi_t^{C*}) = \rho_{\pi^{C*}} \log(\pi_{t-1}^{C*}) + \sigma_{\pi^{C*}} \epsilon_t^{\pi^{C*}}, \quad \epsilon_t^{\pi^{C*}} \sim i.i.d. N(0,1) \quad (23)$$

○ 해외 명목 정책금리:

$$\log(R_t^*) = \rho_{r^*} \log(R_{t-1}^*) + \sigma_{r^*} \epsilon_t^{r^*}, \quad \epsilon_t^{r^*} \sim i.i.d. N(0,1) \quad (24)$$

3. 모형의 추정

□ 위에서 설명한 모형의 모수를 우리나라 시계열을 이용하여 베이지안 방식으로 추정한다.

○ 본고의 모형에는 총 13개의 외생적 충격이 상정되어 있으며, 따라서 확률적 특이성(stochastic singularity) 문제가 발생하지 않기 위해서는 13개의 관측변수(observable variable)를 이용하여 모형 모수를 추정하여야 한다.

– 이를 위해 2000년 1분기부터 2019년 4분기까지의 분기별 우리나라 및 미국 시계열을 이용하여 분석하는데, 미국 데이터는 해외 경제 부문의 프록시 변수로 사용한다.

○ 구체적으로 모형 추정에 사용되는 13개의 관측변수는 다음과 같이 주어진다.

– 국내변수(10개): 1인당 실질 GDP·소비·투자·노동소득세·자본소득세·소비세·정부지출·이전지출, CPI 인플레이션(YoY), 명목금리(한국은행 기준금리).

– 해외변수(3개): 미국 1인당 실질 GDP, 미국 CPI 인플레이션(YoY), 미국 명목금리(연방기금금리).

– 양국의 인플레이션과 명목금리를 제외한 변수는 정상성(stationarity) 확보를 위해 2차 시간추세를 제거하여 사용하였다.

○ 모형 모수의 추정은 다음과 같은 절차에 의해 이루어진다.

(1) 주어진 모수를 바탕으로 위에서 제시된 모형을 로그-선형화한 후 Sims(2002)의 gensys 알고리즘을 사용하여 모형의 해를 구한다.

(2) 최적화 알고리즘인 Sims의 csminwel을 사용하여 로그-사후우도(log posterior)를 극대화하는 모수의 집합을 구한다.

(3) (2)의 과정에서 찾은 로그-사후우도를 극대화하는 모수로부터 시작하여 임의보행 메트로폴리스-헤스팅스(random walk Metropolis-Hastings) 알고리즘을 통해 모수의 사후분포로부터 표본을 추출하는데, 본 연구에서는 사후분포로부터 100만개의 표본

추출 후 처음 4만개의 표본을 폐기하고(burn-in) 이후 매 20번째 표본만을 선택 (thin)하여 최종 표본 개수 3만개를 생성 후 실증분석을 진행한다.

□ 본고 모형은 베이지안 방식으로 추정하는데, 이를 위해서는 모수에 대한 사전분포 설정이 필요하다.

○ 이 때 데이터로부터 식별이 어려운 모수들은 캘리브레이션을 통해 설정하는데, 해당 모수들은 <표 15>에 정리되어 있다.

- 정상상태에서의 연간 실질이자율이 4%가 되도록 하여 주관적 할인인자인 β 를 0.99로 설정한다.
- 연별 감가상각률이 10%가 되도록 분기별 자본의 감가상각률은 $\delta = 0.025$ 로 가정한다.
- 생산함수에서 자본의 기여도인 α 는 0.4로 설정한다.
- 모형의 해를 구하기 위해서는 정상상태에서의 가격 및 임금 마크업에 대한 정보가 필요한데, 이러한 모수에 대한 합의된 결론이 없는 우리나라의 상황에서 본고는 최근 문헌인 Hur and Rhee(2020)가 사용한 값인 0.143를 부여한다.
- Hur and Rhee(2020)를 원용하여 국내와 해외 소비, 투자 및 정부지출간의 탄력성은 모두 1.5로 설정한다.
- 정상상태에서 GDP 대비 정부지출의 비중은 한국 데이터의 2000~2019년간 평균인 0.064로 하였다.
- 정상상태 국가채무비율은 샘플기간 평균인 28.4%를 사용하였으며, 분기별 변환(=28.4/4%=7.1%) 후 1.071로 설정하였다.
- 샘플기간 동안 우리나라의 자본세, 노동세 및 소비세에 대한 평균실효세율을 직접 시산한 결과 0.19, 0.04 및 0.10가 도출되었으며, 이 값들을 정상상태에서의 해당 세율값으로 정의하였다.

- 정상상태의 GDP 대비 수출 및 수입의 비중 또한 2000~2019년간 데이터의 평균값인 0.397로 설정하였다.

<표 15> 모형의 캘리브레이션된 모수

모수	설명	설정 값
β	주관적 할인인자	0.99
δ	분기별 감가상각률	0.025
α	총산출에서 자본이 차지하는 비율	0.4
η^p	정상상태 가격 마크업	0.143
η^w	정상상태 임금 마크업	0.143
η_C	국내와 해외 소비 사이의 탄력성	1.5
η_I	국내와 해외 투자 사이의 탄력성	1.5
η_G	국내와 해외 정부지출 사이의 탄력성	1.5
G/Y	총산출에서 정부지출이 차지하는 비율	0.064
B/Y	총산출 대비 국가채무 비율	1.071
τ^K	정상상태 자본 소득세율	0.19
τ^L	정상상태 노동 소득세율	0.04
τ^C	정상상태 소비세율	0.10
v_C	소비재 중 수입재의 비율	0.397
v_I	투자재 중 수입재의 비율	0.397
v_G	정부지출재화 중 수입재의 비율	0.397

○ 이 외 나머지 모수들의 사전분포는 <표 16>과 <표 17>의 세 번째 열부터 다섯 번째 열까지에 제시되어 있다.

- 모형 모수에 대한 사전분포의 대부분은 미국 및 우리나라를 대상으로 한 관련 기존 연구들인 Smets and Wouters(2007), Justiniano and Preston(2010), Leeper et al.(2017) 및 Hur and Rhee(2020)로부터 원용하였다.

- 재정변수의 동학과 관련된 모수들에 대한 사전분포는 기존 연구에서 논의된 바가 거의 없으며, 따라서 최근 한국을 대상으로 한 연구인 Hur and Rhee(2020)로부터 차용하였다.
- 외생적 충격 프로세스들의 자기회귀 계수(AR(1)) 및 표준편차는 모두 동일하게 부여하였는데, 외생적 충격의 자기회귀 계수는 Smets and Wouters(2007)의 평균 0.5와 표준편차 0.5를 따르는 Beta 분포를 가정하였으며 외생적 충격의 표준편차는 Justiniano and Preston(2010)이 사용한 평균 0.5와 무한의 표준편차를 가지는 Inverse Gamma 분포로 하였다.

<표 16> 모형 모수의 사전분포 및 사후분포

모수	사전분포			사후분포	
	함수	평균	표준편차	평균	[5%, 95%]
σ 위험회피도	Gamma	2	0.5	2.44	[1.60, 3.50]
ξ 프리시 탄력성의 역수	Gamma	1.5	0.5	1.80	[0.92, 2.92]
θ 소비 습관 정도	Beta	0.7	0.1	0.76	[0.63, 0.86]
ω_w 임금 경직성	Beta	0.5	0.1	0.63	[0.50, 0.76]
ω_p 가격 경직성	Beta	0.5	0.1	0.65	[0.55, 0.73]
ψ 자본가동률	Beta	0.6	0.15	0.86	[0.76, 0.94]
κ_i 투자 조정 비용	Normal	6	1.5	6.87	[4.36, 9.51]
ρ_r 통화준칙 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.97	[0.96, 0.98]
ϕ_π 통화준칙 인플레이션 반응도	Gamma	1.5	0.3	1.01	[0.91, 1.26]
ϕ_y 통화준칙 총산출 반응도	Gamma	0.25	0.13	0.90	[0.52, 1.37]
ϕ_K 자본세율 총산출 반응도	Gamma	0.5	0.3	0.65	[0.13, 1.56]
ϕ_L 노동세율 총산출 반응도	Gamma	0.5	0.3	0.56	[0.12, 1.26]
ϕ_C 소비세율 총산출 반응도	Gamma	0.5	0.3	0.50	[0.10, 1.22]
ϕ_G 정부지출 총산출 반응도	Gamma	0.5	0.3	0.97	[0.21, 2.14]
ϕ_Z 이전지출 총산출 반응도	Gamma	0.5	0.3	0.52	[0.10, 1.25]
γ_K 자본세율 국가채무비율 반응도	Gamma	0.5	0.3	0.27	[0.08, 0.54]
γ_L 노동세율 국가채무비율 반응도	Gamma	0.5	0.3	0.15	[0.04, 0.31]
γ_C 소비세율 국가채무비율 반응도	Gamma	0.5	0.3	0.15	[0.04, 0.31]
γ_G 정부지출 국가채무비율 반응도	Gamma	0.5	0.3	0.15	[0.03, 0.35]
γ_Z 이전지출 국가채무비율 반응도	Gamma	0.5	0.3	0.12	[0.02, 0.33]

<표 17> 모형 모수의 사전분포 및 사후분포(계속)

모수	사전분포			사후분포	
	함수	평균	표준편차	평균	[5%, 95%]
ρ_a 기술충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.91	[0.86, 0.95]
ρ_b 선호충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.33	[0.14, 0.52]
ρ_i 투자충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.26	[0.09, 0.46]
ρ_ϕ 위험 프리미엄 충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.66	[0.15, 0.95]
ρ_K 자본세율 충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.10	[0.02, 0.22]
ρ_L 노동세율 충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.13	[0.03, 0.29]
ρ_C 소비세율 충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.12	[0.03, 0.27]
ρ_G 정부지출 충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.19	[0.05, 0.36]
ρ_Z 이전지출 충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.38	[0.19, 0.57]
ρ_y^* 해외 총산출 충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.92	[0.87, 0.96]
$\rho_{\pi^{C^*}}$ 해외 인플레이션 충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.65	[0.53, 0.76]
ρ_r^* 해외 이자율 충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.96	[0.92, 0.99]
σ_m 통화정책 충격 표준편차	IG	0.5	∞	0.08	[0.07, 0.09]
σ_a 기술충격 표준편차	IG	0.5	∞	0.84	[0.57, 1.16]
σ_b 선호충격 표준편차	IG	0.5	∞	9.36	[5.75, 15.23]
σ_i 투자충격 표준편차	IG	0.5	∞	14.99	[9.22, 21.95]
σ_ϕ 위험 프리미엄 충격 표준편차	IG	0.5	∞	2.53	[1.01, 7.32]
σ_K 자본세율 충격 표준편차	IG	0.5	∞	14.69	[12.57, 17.15]
σ_L 노동세율 충격 표준편차	IG	0.5	∞	7.38	[6.31, 8.71]
σ_C 소비세율 충격 표준편차	IG	0.5	∞	6.53	[5.58, 7.69]
σ_G 정부지출 충격 표준편차	IG	0.5	∞	8.87	[7.61, 10.36]
σ_Z 이전지출 충격 표준편차	IG	0.5	∞	8.56	[7.34, 10.00]
σ_y^* 해외 총산출 충격 표준편차	IG	0.5	∞	0.58	[0.50, 0.69]
$\sigma_{\pi^{C^*}}$ 해외 인플레이션 충격 표준편차	IG	0.5	∞	0.75	[0.64, 0.89]
σ_r^* 해외 이자율 충격 표준편차	IG	0.5	∞	0.11	[0.09, 0.13]
$\omega_{p,m}$ 수입부문 가격 경직성	Beta	0.5	0.1	0.69	[0.59, 0.78]
$\omega_{p,x}$ 수출부문 가격 경직성	Beta	0.5	0.1	0.50	[0.32, 0.67]
ε_x 수출의 해외 총산출 탄력성	Gamma	1.5	0.75	2.65	[1.21, 4.83]
ζ UIP 조건 스케일링 상수	Uniform	[Min: 0.0001, Max: 0.4]		0.26	[0.09, 0.39]

□ 이와 같은 방식을 사용하여 추정한 모수들의 사후분포는 <표 16>과 <표 17>의 마지막 두 개 열에 제시되어 있다.

○ 모수 사후분포 추정 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

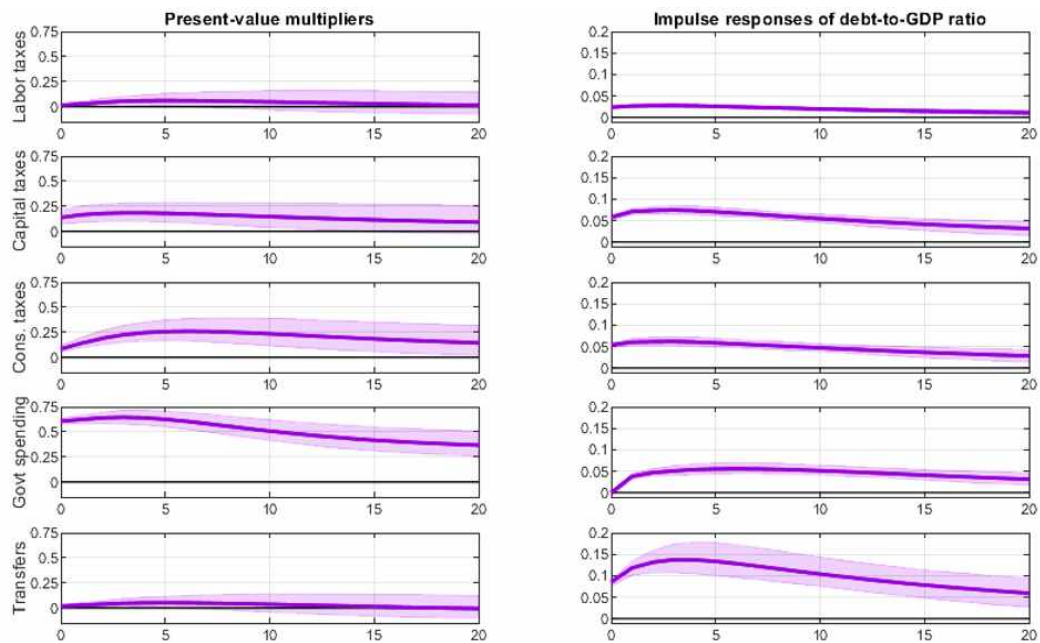
- 가계의 선호와 실질 경직성 관련 모수는 한국을 대상으로 한 IMF의 기존 연구인 Elekdag et al.(2006) 및 최근 논문인 Hur and Rhee(2020) 등과 상당히 유사하게 추정되었다.
- 또한 매기 기업의 가격설정 및 명목임금 설정 업데이트 확률은 0.66 주위에서 추정되어, 미국을 대상으로 한 기존연구와 일치된 결과를 나타내고 있다.
- 통화정책의 인플레이션 반응도는 Choi and Hur(2015)나 Hur and Rhee(2020)가 각각 2000~2013년 및 2000~2016년 샘플기간을 바탕으로 한 중간값 추정치 2.19 및 1.33보다 낮게 추정되었다.
- 이와는 반대로 통화정책의 GDP에 대한 반응도는 Choi and Hur(2015)의 0.02나 Hur and Rhee(2020)의 0.50에 비해 높게 추정되었으며, 이러한 결과는 최근 기간의 데이터가 포함될수록 통화정책이 인플레이션에 대한 반응도는 약화되는 동시에 GDP에 대한 반응도가 강화되는 경향성을 시사한다.
- 재정변수가 이번기 GDP에 반응하는 정도를 반영하는 모수는 모든 재정항목에 대해 사후분포가 사전분포보다 크게 추정되었으며, 이러한 결과는 우리나라에서 자동안정화 장치가 비교적 활발하게 작동하였음을 나타내고 있다.
- 반면 재정변수가 과거의 국가채무비율에 반응하는 정도의 사후분포는 사전분포와 비슷하게 추정되거나, 0에 가까운 방향으로 추정되어 재정건전성 추구 정도가 샘플기간동안 강하지 않았던 것으로 판단된다.

4. 모형의 실증분석 결과

□ 위와 같은 과정을 통해 추정된 모형의 모수를 바탕으로 각 재정 항목별 present-value 승수와 재정건전성의 함의를 살펴보면 다음과 같다.

- <그림 32>의 좌측 패널에는 각 재정변수별 present-value 승수가 제시되어 있다.
- 조세 항목 가운데에서는 소비세에 대한 감세승수가 노동 및 자본세에 대한 승수보다 큰 것으로 도출되었다.
- 이와 같은 결과는 이전 III장에서 시산된 바와 같이 소비세를 포함한 간접세의 감세 승수가 노동 및 자본세를 포함한 직접세에 비해 크다고 하는 VAR 모형의 결과와 일치한다는 점에서 주목할 만하다.
- 지출 항목 중에서는 정부지출의 승수가 이전지출보다 훨씬 큰 것으로 분석되었다.
- 조세 항목 결과와 마찬가지로, 이러한 결과는 정부 소비와 투자를 포함하는 정부지출의 승수가 이전지출보다 큰 III장 계량모형 결과와 일맥상통한다.
- 재정 항목 전체를 비교해 보면, 정부지출의 승수가 가장 큰 것으로 판명되었으며 그 다음으로는 소비세 감세승수가 경기부양에 효과적인 것으로 나타났다.

<그림 32> Present-value 재정승수(좌) 및 국가채무비율의 충격반응함수(우)¹⁾



- 주: 1) 각 그림에서 실선은 중위수(median) 추정치를 나타내며, 음영으로 된 영역은 90% 밴드 추정치를 나타냄.
- 2) 오른쪽 그림의 충격반응함수는 각 재정지출 항목 1% 증가 및 조세수입 항목 1% 감소에 대한 GDP 대비 국가채무비율의 반응을 나타냄.

- <표 18>에는 각 재정변수별 present-value 재정승수의 중간값이 보고되어 있다.
 - 지출 항목 가운데 승수가 큰 정부지출의 경우 1년 승수가 0.64, 3년 승수가 0.46으로 추정되었으며, 이전지출은 1년 승수가 0.05로 GDP 증대 효과가 상대적으로 미약한 것으로 나타났다.
 - 조세 항목 중에서는 충격기에는 자본소득세의 승수가 가장 크나, 1년 이후부터는 소비세 승수가 0.2 이상으로 추정되어 자본소득세보다 큰 것으로 분석되었다.

<표 18> 재정변수별 present-value DSGE 재정승수의 중간값

	충격기	1년	2년	3년
노동소득세	0.01	0.05	0.05	0.03
자본소득세	0.13	0.18	0.15	0.12
소비세	0.08	0.24	0.24	0.20
정부지출	0.61	0.64	0.55	0.46
이전지출	0.02	0.05	0.04	0.02

- 이러한 정부지출 승수 추정치를 <표 19>에 요약된 Ramey(2019)의 서베이 결과와 비교해 보면, DSGE 모형에 기반한 정부지출 승수가 미국 등 선진국에 비해 우리나라의 경우 상대적으로 더 작은 것으로 분석된 것을 알 수 있다.
 - 이러한 결과의 이유 가운데 하나는 <표 19>에 제시된 결과의 바탕이 되는 대부분의 모형이 폐쇄경제 모형인데 반해, 본고에서 고려하고 있는 모형은 개방경제 모형이어서 정부지출 중 일부가 해외로 누출될 가능성이 있다.

<표 19> DSGE 지출승수 관련 Ramey(2019)의 기존 실증연구 결과 요약

시산방식	대상국 및 구체적 방식	지출승수
Cogan et al.(2010)	미국	0.6~0.7
Coenen et al.(2012)	전세계 중앙은행 및 IMF에서 사용하는 대규모 DSGE 모형 기반	0.7~1
Zubairy(2014)	중규모 DSGE 모형, 미국	0.7~1.05
Leeper et al.(2017)	중규모 DSGE 모형, 미국	0.7~1.36
Sims and Wolff(2018a)	미국	1.07

자료: Ramey(2019)

- 한편 <표 20>에 요약된 Ramey(2019)의 서베이 결과와 본고에서 추정된 감세승수를 비교해 보면, 조세 항목별로 승수의 크기가 기존 연구와 비슷한 부분과 그렇지 않은 부분이 존재하는 것을 알 수 있다.

- 소비세 및 자본소득세의 경우 기존 연구와 유사하게 추정되나, 노동소득세는 이전 문헌에 비해 작게 추정되는 특성이 발견된다.

<표 20> DSGE 감세승수 관련 Ramey(2019)의 기존 실증연구 결과 요약

시산방식	대상국 및 구체적 방식	지출승수
Coenen et al.(2012)	전세계 중앙은행 및 IMF에서 사용하는 대규모 DSGE 모형 기반	
	• 소비세	0.2~0.4
	• 노동소득세	0.2~0.4
	• 법인세	0~0.15
Zubairy(2014)	중규모 DSGE 모형, 미국	
	• 노동소득세	0.7~1
	• 자본소득세	0.2
Sims and Wolff(2018b)	미국	
	• 소비세	0.6
	• 노동소득세	1
	• 자본소득세	1.5

자료: Ramey(2019)

- <그림 32>의 우측 패널에는 각 재정변수 1% 확장적 충격에 대한 국가채무비율의 반

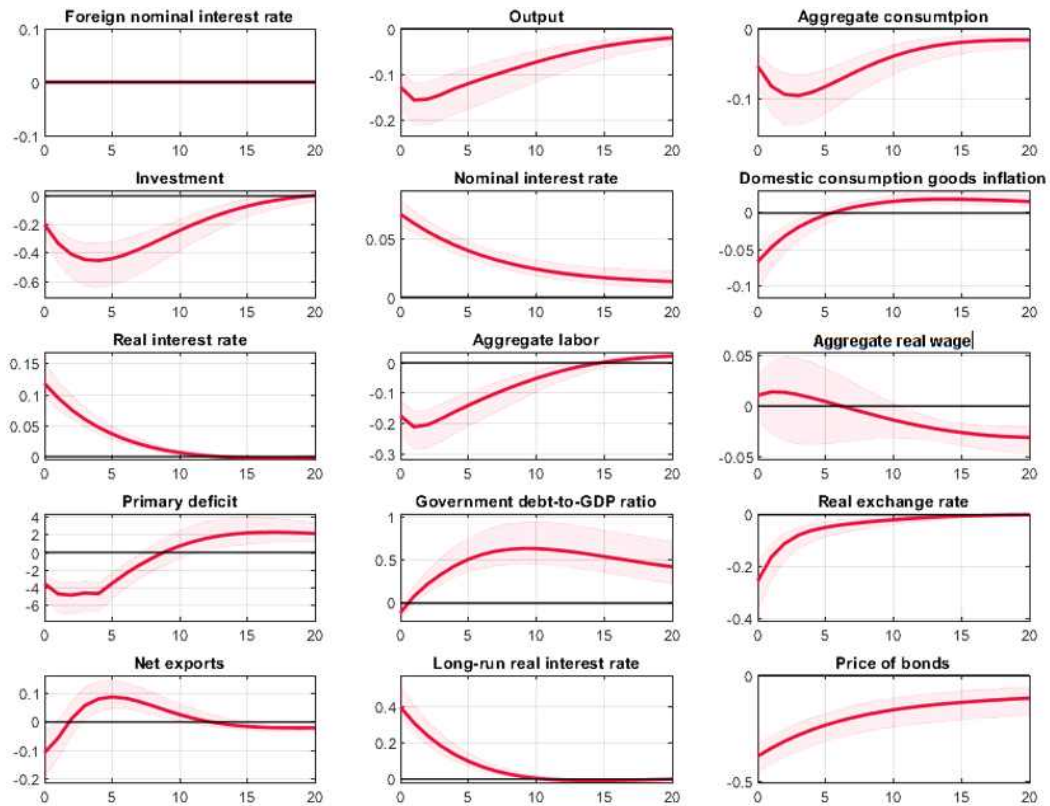
응이 요약되어 있다.

- 조세 항목 가운데에는 노동소득세가 국가채무비율을 가장 덜 증가시키는 변수로 분석된 반면, 자본소득세 1% 감소에 따른 국가채무비율 증가가 가장 도드라지는 것으로 나타났다.
- 한편 지출 항목 중에서는 이전지출로 인한 국가채무비율 증가가 정부지출의 그것보다 훨씬 큰 것으로 나타나, 위에서 보고한 present-value 승수 결과와 종합해 보면 이전지출은 정부지출보다 경기부양 효과는 작으나 국가채무비율을 상대적으로 더 많이 증가시키는 지출항목이라는 결론을 얻을 수 있다.

□ 마지막으로 국내 및 해외 긴축적 통화정책 충격이 국내 국채금리에 미치는 영향을 분석해 보면 다음과 같은 결론을 얻을 수 있다.

- <그림 33>에는 외생적 국내 정책금리 상승 충격에 대한 충격반응함수가 보고되어 있다.
- 국내 정책금리 상승 충격은 산출, 소비 및 투자를 감소시키며 인플레이션을 단기적으로 감소시키는 음(-)의 수요충격으로 식별되어, 일반적인 경제 이론과 부합하는 것으로 드러났다.
- 국내 금리 상승으로 인해 실질환율은 하락(절상)하며, 순수출은 단기적으로 감소하였다가 이후 증가하는 것으로 분석되었다.
- 본 실험의 주요 관심사인 장기 실질금리의 반응을 보면, 통화긴축으로 인해 장기 실질금리 또한 상승하는 것으로 나타났으며 초기 0.06% 정도의 통화정책 충격이 충격기의 장기 실질금리의 0.4% 상승을 도출하는 것으로 분석되어 장기 금리의 국내 통화정책충격 민감도가 상당히 높은 것으로 판명되었다.

<그림 33> 국내 정책금리 상승 충격에 대한 충격반응함수¹⁾



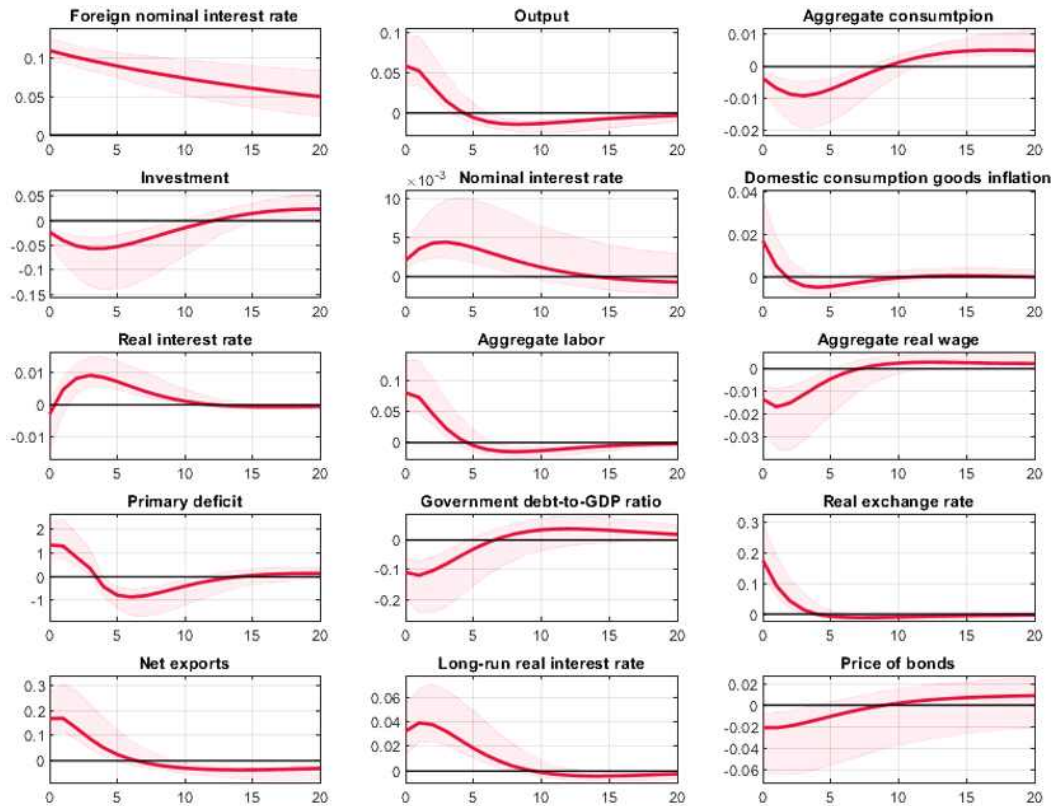
주: 1) 각 그림에서 실선은 중위수(median) 추정치를 나타내며, 음영으로 된 영역은 90% 밴드 추정치를 나타냄.

○ <그림 34>에는 외생적 미국 정책금리 상승 충격에 대한 충격반응함수가 요약되어 있다.

- 미국의 외생적 정책금리 상승으로 인해 실질환율은 상승(절하)하며, 이로 인해 순수출이 충격 이후 1년 정도 동안 증가하는 효과를 나타낸다.
- 환율 절하로 인해 수입재 가격이 상승하며, 이로 인해 국내 소비재 가격 또한 상승한다.
- 인플레이션의 발생에 대응하기 위해 국내 중앙은행은 정책금리를 인상하며, 이로 인해 소비 및 투자가 감소한다.
- 미국 통화긴축으로 인한 국내 순수출 증가가 소비와 투자 감소를 압도하여 단기적으로 산출은 증가하는 경향성을 보인다.

- 미국발 통화긴축으로 인한 국내 정책금리 상승으로 인해 장기 실질금리 또한 상승하는 것으로 나타났으며, 초기 0.1%를 약간 상회하는 미국의 통화정책 충격이 충격기의 국내 장기 실질금리의 0.04% 상승을 도출하는 것으로 분석되어 장기 금리의 미국발 통화정책충격 민감도가 국내 정책금리 상승에 비해 상당히 낮은 것으로 분석되었다.

<그림 34> 미국 정책금리 상승 충격에 대한 충격반응함수¹⁾



주: 1) 각 그림에서 실선은 중위수(median) 추정치를 나타내며, 음영으로 된 영역은 90% 밴드 추정치를 나타냄.

V. 맺음말

1. 거시경제정책과의 상호연관성을 고려한 국가채무관리방향에 대한 연구

□ 실증분석 방법론 및 결과 요약: 패널 VAR 모형 분석

- 패널 벡터자기회귀모형(Panel VAR)을 이용하여 국가의 특성에 따른 재정정책 효과의 차이를 분석
 - － 46개 국가(30 advanced, 16 developing)를 대상으로 선진국과 개발도상국, 소득수준, 정부부채 수준, 무역개방도, 자본시장개방도, 환율제도, 기축통화국 여부 등의 기준으로 표본을 분류
- 분석 결과는 다음과 같음
 - － 국가 전체표본에 대해서 양(+)의 재정지출 충격은 실질환율의 절상과 경상수지의 악화를 초래하고, GDP를 유의하게 증가시킴. CDS 스프레드를 상승시키지만 소비에 부정적인 영향을 미치지 않는
 - 누적재정승수는 단기 0.5, 장기에는 0.4~1.6 으로 추정됨
 - － 국가를 소득별로 세 그룹으로 나뉘보면 재정정책의 효과가 소득에 따라 다르게 나타남
 - 중위 소득그룹 국가들에서 재정승수가 가장 크게 나타나며, 그 다음으로는 상위 소득그룹 국가들임
 - 하위 소득그룹 국가들에서는 재정정책의 경기부양 효과가 가장 작게 추정됨
 - － 국가채무/GDP비율을 기준으로 표본을 나누는 경우 국가채무가 높은 그룹에서 오히려 재정승수가 크게 추정되나, 선진국일수록 높은 정부부채를 보유하고 있다는 점에 유의할 필요
 - 소득수준을 같이 고려하는 경우 고소득국가에서는 부채가 높을수록 재정승수가

크지만, 저소득국가에서는 부채가 높은 경우 재정승수가 감소함

- 개방도에 따라 국가별로 분류하고 분석한 결과 기존 연구와 달리 무역으로 인한 누출효과(leakage)에도 불구하고 무역개방도가 높은 국가에서 재정승수가 더 높게 나타나는 반면, 자본개방도가 높은 국가에서 재정승수가 낮게 추정됨
 - 재정지출 증가 충격에 대해 자본개방도가 높은 국가의 CDS 스프레드가 강하게 반응하며, 자본개방도가 높은 국가에서 재정지출증가 충격이 소비에 미치는 영향이 작음
- 기축통화국과 비기축통화국으로 국가를 나누면 재정지출증가충격에 대한 GDP 증가는 기축통화국에서 더 크고, 경상수지 악화는 비기축통화국에서 크게 나타남
- 충격반응함수와 재정승수가 정부부채비율 수준에 따라 달라지는 것을 허용하는 교차패널 자기회귀모형(IPVAR)을 이용한 분석결과는 다음과 같이 요약할 수 있음
 - 전체 표본에서는 부채수준이 높은 경우 재정지출증가의 GDP확장효과가 크고, 부채가 낮은 경우 GDP가 감소하는 것으로 나타남
 - 소득이 낮은 국가에만 한정하면 부채수준이 높은 경우 재정정책 효과가 미미함
 - 글로벌 금융위기 이전기간만 포함하면 부채가 높은 경우 단기에만 GDP가 증가하였다가 장기에는 감소함
 - 반면 부채가 낮은 경우 재정확대가 GDP에 미치는 긍정적인 영향이 장기간 지속됨

□ 실증분석 방법론 및 결과 요약: 우리나라 데이터를 이용한 VAR 모형 분석

- 다음과 같은 한국 재정승수에 관련된 질문들에 대한 실증적 해답을 찾고자 조세수입, 정부지출, GDP, 명목이자율 및 실질환율을 포함하는 5변수 VAR 모형을 구축하고 2000년 1/4분기부터 2022년 1/4분기까지의 우리나라 데이터를 이용하여 동모형을 추정

- 감세와 정부지출 증가 가운데 경기부양에 더 효과적인 항목은?
- 조세와 정부지출 항목별 승수는?
- 정부지출 승수는 시간에 따라 어떻게 변화하여 왔는가?
- 재정충격의 식별을 위해 조세수입 및 정부지출의 GDP에 대한 탄력성을 충격식별 조건으로 부여하는 Blanchard and Perotti(2002)의 방식을 사용
- 분석결과 다음과 같은 실증분석 결과를 도출
 - 감세와 정부지출 증가 가운데 경기부양에 더 효과적인 항목은?
 - 단기 및 중기적으로 정부지출 승수가 감세승수보다 컸으며, 이는 정부지출 증가의 경기부양효과가 감세보다 강할 가능성을 시사
 - 다만 충격 3년후 승수가 정부지출의 경우 0.35, 감세의 경우 0.24로 추정되어 전체적인 승수의 크기는 기존 문헌보다 작게 도출됨
 - 조세와 정부지출 항목별 승수는?
 - 조세 항목 가운데에서는 직접세(소득세 및 재산세)에 대한 감세승수보다 간접세 감세 승수가 상당히 크게 추정되었음
 - 지출 항목 중에서는 정부소비지출 승수가 민간경상이전 승수보다 큰 것으로 분석됨
 - 정부지출 승수는 시간에 따라 어떻게 변화하여 왔는가?
 - 정부지출 증가 1~2년 이후 승수는 2008년 이후 큰 변화가 없으나, 3~4년 승수는 2020년 코로나19 이후 기간에 대해 증가하는 모습

□ 실증분석 방법론 및 결과 요약: 우리나라 데이터를 이용한 DSGE 모형 분석

- 해외부문이 고려된 소규모개방경제 DSGE 모형을 설정하고, 모형 모수를 2000년 1/4분기부터 2019년 4/4분기까지의 한국 시계열을 이용하여 추정
 - 모형에서 통화정책은 일반적인 테일러 준칙(Taylor rule)을 따른다고 가정
 - 한편 재정정책은 소비세, 노동세, 자본세, 정부지출 및 이전지출의 5개 변수로 이루어지며, 각 변수는 현기의 산출에 반응하는 부분(자동안정화 장치) 및 전년의 국가채무비율에 반응하는 부분(재정건전성) 포함
- 분석결과를 요약하면 다음과 같음
 - 모형에 기반한 승수의 경우 정부지출 승수가 다른 재정 항목 승수보다 큰 것으로 추정 되었으며, 이러한 결과는 위의 VAR 분석 결과와 일치
 - 동시에 정부지출 증가가 다른 조세항목의 감소나 이전지출 증가보다 국가채무비율을 적게 늘리는 것으로 나타나, 정부지출 증가를 통한 경기부양이 재정건전성을 가장 적게 훼손하는 재정정책인 것으로 분석됨
 - 국내 및 미국 긴축적 통화정책 충격은 국내 장기 실질금리를 상승시키는 것으로 나타났다으며, 그 탄력성은 미국 통화정책보다 한국 통화정책 충격에 대해 큰 것으로 추정됨

2. 실증분석 결과의 의의

□ 다양한 거시경제 상황별 재정정책 효과의 상이성 분석

- 국제 패널 데이터 분석을 통해 정부지출 증가의 거시경제적 효과에 영향을 미치는 다양한 요인을 식별
 - 이러한 연구는 일반적으로 선진국을 대상으로 이루어져 왔는데, 본 연구에서는 해당 분석을 저소득 국가에까지 확장하였다는 데 의의가 있음
 - 이를 통해 우리나라가 처한 경제적 현실에서 최적의 재정정책 실행 방안을 수립하는데 있어 시사점을 제공할 수 있을 것임

- 또한 본고의 방법론은 향후 후속 연구의 참고자료가 될 수 있을 것으로 기대함
- 우리나라 데이터를 이용하여 추정한 VAR과 DSGE 모형을 통해 재정정책 효과에 관한 다양한 결론 도출 가능
 - 해당 두 방법론은 최근의 거시정책 효과 분석에 활발하게 원용되는 것들이며, 이러한 모형을 통해 재정정책 항목 가운데 경기부양 및 재정건전성 유지에 가장 효과적인 항목이 무엇인지에 대한 강건한 결론을 얻을 수 있다는 장점
- 설정된 모형을 바탕으로 다양한 정책실험 가능
 - 본고에서 원용한 모형을 확장하여 향후 우리 경제에 중요해질 것으로 생각되는 재정정책 관련 이슈들에 대한 분석 가능
- 예산안 수립시 본고로부터 시사할 수 있는 재정정책 효과에 대한 구체적인 수치를 제공함으로써 향후 재정정책 분석 및 정책 수립의 기초자료로 활용 가능

3. 향후 연구과제

□ 모형의 추가적 확장 필요성

- 본 연구의 패널 VAR 모형에서는 국가채무비율이 높을 경우 재정정책 효과에 미치는 영향에 대한 채널이 일부만 설명되어 있음
 - 현재 current account나 CDS 스프레드를 이용한 채널만 모형화
 - 추가적으로 재정충격에 따른 이자율 변화나 조세의 변화 등을 통한 소비 및 투자 등への 효과가 어느 정도인지 시사하는 것이 의미 있을 것임
 - 이를 위해 기 구축된 모형을 이자율, 투자 및 조세수입 등의 변수 추가를 통해 확장·추정하여 국가채무의 증가가 재정정책 거시경제적 효과에 미치는 영향이 달라지게 하는 채널이 무엇인지 분석할 필요

- 이러한 채널을 우리나라 데이터에 적용할 수 있는 계량모형 및 이론모형 개발 필요
 - 국가채무비율 증가가 재정정책 효과에 미치는 영향에 대해 우리나라 데이터로부터 수량화할 수 있는 계량모형 및 이론모형 개발 필요
 - 이러한 연구를 통해 최근 활발하게 논의되고 있는 재정준칙 등의 새로운 재정정책이 재정건전성 확보를 통해 우리나라 경제에 가져다 줄 수 있는 편익을 계산하는 분석이 요구

참고문헌

- 김배근(2011): “구조적 VAR 모형 및 서울자료를 이용한 재정정책의 효과 분석,” 『경제학연구』, 제59집 제3호.
- 김원기(2021): “정부부채 수준에 따른 정부지출승수 추정: OECD 국가패널 및 교차패널자기회귀모형(IPVAR)을 이용하,” 『시장경제연구』, 제50집 제3호.
- 박기백·박형수(2002): “재정의 경기조절기능 연구,” 한국조세연구원.
- 최진호·손민규(2013): “재정지출의 성장에 대한 영향력 변화와 시사점,” 『한국은행 경제리뷰』, Discussion Paper Series No. 2013-6, 한국은행.
- 허석균(2007): “우리나라 재정정책의 유효성에 관한 연구,” 『한국개발연구』, 제29권 제2호, 한국개발연구원.
- Adolfson, M., S. Laseen, J. Linde, and M. Villani (2007): “Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-through,” *Journal of International Economics*, 72, 481–511.
- Auerbach, A. and Y. Gorodnichenko (2012): “Measuring the Output Responses to Fiscal Policy,” *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 1–27.
- Auerbach, A. and Y. Gorodnichenko (2017): “Fiscal Stimulus and Fiscal Sustainability,” in *Fostering a Dynamic Global Economy, Economic Policy Symposium (Jackson Hole, WY) Proceedings*, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Beetsma, R., M. Giuliodori, and F. Klaassen (2008): “The Effects of Public Spending Shocks on Trade Balances and Budget Deficits in the European Union,” *Journal of the European Economic Association*, 6(2–3), 414–423.

Blanchard, O., and R. Perotti (2002): “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output,” *Quarterly Journal of Economics*, 117, 1329–1368.

Caldara, D., and C. Kamps (2017): “The Analytics of SVARs: A Unified Framework to Measure Fiscal Multipliers,” *Review of Economic Studies*, 84, 1015–1040.

Calvo, G. (1983): “Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12, 383–398.

Choi, J. and J. Hur (2015): “An Examination of Macroeconomic Fluctuations in Korea Exploiting a Markov-switching DSGE Approach,” *Economic Modelling*, 51, 183–199.

Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and C. L. Evans (2005): “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy,” *Journal of Political Economy*, 113, 1–45.

Corsetti, G., A. Meier, and G. J. Müller (2012): “What Determines Government Spending Multipliers?” *Economic Policy*, 27(72), 521–565.

Deak, S., and A. Lenarcic (2012): “The Fiscal Multiplier and the State of Public Finances,” Working Paper, Bocconi University and European University Institute.

Dixit, A. K. and J. E. Stiglitz (1977): “Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity,” *American Economic Review*, 67, 297–308.

Elekdag, S., A. Justiniano, and I. Tchakarov (2006): “An Estimated Small Open Economy Model of the Financial Accelerator,” *IMF Staff Papers*, 53, 219–241.

Erceg, C. J., D. W. Henderson, and A. T. Levin (2000): “Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts,” *Journal of*

Monetary Economics, 46, 281–313.

Fatas, A. and I. Mihov (2003): “The Case for Restricting Fiscal Policy Discretion,” *Quarterly Journal of Economics*, 118, 1419–1447.

——— (2006): “The Macroeconomic Effects of Fiscal Rules in the US States,” *Journal of Public Economics*, 90, 101–117.

Guerron-Quintana, P. (2013): “The Economics of Small Open Economies,” *Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review*, Q4, 9–18.

Huidrom, R., M.A. Kose, J.J. Lim and F.L. Ohnsorge (2020): “Why Do Fiscal Multipliers Depend on Fiscal Positions?” *Journal of Monetary Economics*, 114, 109–125.

Hur, J. and W. Rhee (2020): “Multipliers of Expected vs. Unexpected Fiscal Shocks: The Case of Korea,” *Economic Modelling*, 85, 244–254.

Ilzetzki, E., E.G. Mendoza, and C.A. Végh (2013): “How Big(Small?) are Fiscal Multipliers?” *Journal of Monetary Economics*, 60, 239–254.

Jackson, L.E., M.T. Owyang, and S. Zubairy (2018): “Debt and Stabilization Policy: Evidence from a Euro Area FAVAR,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 93, 67–91.

Justiniano, A. and B. Preston (2010): “Monetary Policy and Uncertainty in an Empirical Small Open-Economy Model,” *Journal of Applied Econometrics*, 25, 93–128.

Lepper, E. M. (1991): “Equilibria Under Active and Passive Monetary and Fiscal Policies,” *Journal of Monetary Economics*, 27, 129–147.

Leeper, E. M., M. Plante, and N. Traum (2010): “Dynamics of Fiscal Financing in the United States,” *Journal of Econometrics*, 156, 304–321.

- Leeper, E. M., N. Traum, and T. B. Walker (2017): “Clearing Up the Fiscal Multiplier Morass,” *American Economic Review*, 107, 2409–2454.
- Mountford, A., and H. Uhlig (2009): “What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?” *Journal of Applied Econometrics*, 24, 960–992.
- Nickel, C., and A. Tudyka (2014): “Fiscal Stimulus in Times of High Debt: Reconsidering Multipliers and Twin Deficits,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(7), 1313–1344.
- Obstfeld, M. and K. S. Rogoff (1996): “Foundations of International Macroeconomics,” Cambridge, MA: MIT press.
- Perotti, R. (2005): “Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries,” In Proceedings. Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Ramey, V. A. 2019): “Ten Years after the Financial Crisis: What Have We Learned from the Renaissance in Fiscal Research?” *Journal of Economic Perspectives*, 33(2), 89–114.
- Sims, C. A. (2002): “Solving Linear Rational Expectations Models,” *Journal of Computational Economics*, 20, 1–20.
- Smets, F. and R. Wouters (2007): “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach,” *American Economic Review*, 97, 586–606.
- Towbin, P. and S. Weber (2013): “Limits of Floating Exchange Rates: The Role of Foreign Currency Debt and Import Structure,” *Journal of Development Economics*, 101, 179–194.
- Uhlig, H. (2005): “What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure,” *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 381–419.

Zubairy, S. (2014): “On Fiscal Multipliers: Estimates from a Medium Scale DSGE Model,” *International Economic Review*, 55, 169–195.

부록 A. 국제거시자료를 이용한 패널 분석에 사용된 데이터

□ 부록의 본 장에서는 본 연구의 국제거시자료를 이용한 패널 분석에서 사용된 국제 거시 데이터에 대해 설명한다.

- 패널 국가 표본은 46개 국가 (30개 선진국, 16개 개발도상국)으로 구성되어 있다.
- 대부분의 국가는 1990년대부터 데이터가 존재하고, 일부 국가는 1980년대부터 존재하며, 2000년 이후의 데이터만 포함되어 있는 국가도 있다. 국가별로 이용가능한 분기별 자료를 포함하여 불균형 패널로 구성하였다.
- 표본 국가와 국가별 포함 기간은 본문의 <표 1>에 요약되어 있다.
- 본 연구에서 사용된 데이터는 다음과 같다.
 - Debt: 일반정부부채(D2)/GDP의 비율
 - Y: 실질 국내총생산, $\log(\text{계절조정 후 2차 추세 제거된 실질 GDP})$
 - G: $\log(\text{계절조정 후 2차 추세 제거된 일반정부 실질 소비지출})$
 - CA: 경상수지/GDP의 비율
 - REER: $\log(\text{실질실효환율지수})$ 의 전년 동기대비 차분
 - C: $\log(\text{계절조정 후 2차 추세 제거된 민간 실질 소비지출})$
 - CDS: $\log(5\text{년 만기 국채의 신용부도스와프 스프레드})$ 의 전년 동기대비 차분
 - 이 외에도 표본을 분류하기 위해 무역시장 개방도를 $(\text{수출}+\text{수입})/\text{GDP}$ 로 측정하고, 자본시장 개방도는 Chinn-Ito 지수를 이용하여 측정하였다.
 - 분기별 변수의 계절조정은 STL 분해 방법 (Seasonal-Trend decomposition procedure based on Loess)을 이용하였다.

- 본 연구에서 사용된 데이터의 출처는 다음과 같다.
 - 일반정부부채(D2)/GDP의 비율: Bank of International Settlement (BIS), Eurostat, World Bank
 - 실질 GDP: International Monetary Fund (IMF)
 - 일반정부 실질 소비지출: Federal Reserve Bank at St. Louis Economic Data (FRED), IMF
 - 경상수지/GDP: FRED, IMF, OECD
 - 실질실효환율: BIS의 60개국을 상대로 계산한 광의의 실질실효환율 지수 (Broad index), 2010년=100.
 - 민간 실질 소비지출: IMF
 - CDS 스프레드: 블룸버그 (Bloomberg)
 - (수출+수입)/GDP: IMF
 - Chinn-Ito 지수: https://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm
- <부록 표 1>은 표본 국가들의 일반정부부채/GDP에 대한 기술통계량을 보여준다.
 - 본문에서 기술한 바와 같이 선진국들의 정부부채/GDP 비율이 더 높고, 표준편차도 더 큰 것을 관찰할 수 있다.

<부록 표 1> 표본 국가들의 일반정부부채 (D2)/GDP

국가명	Mean	Std	25th	Median	75th
선진국					
Australia	24.97	11.41	15.30	24.44	33.04
Austria	76.37	6.44	69.70	74.76	82.56
Belgium	108.68	11.05	102.32	107.13	112.08
Canada	80.08	12.29	73.45	79.68	88.54
Switzerland	35.52	7.79	28.42	32.23	43.73
Czech Republic	32.37	8.34	27.40	32.26	38.99
Germany	67.79	6.92	61.75	66.82	72.55
Denmark	41.37	7.13	35.73	42.35	45.76
Spain	71.85	26.26	51.09	62.74	101.67
Estonia	8.01	4.07	5.08	6.72	9.66
Finland	53.16	12.71	42.37	49.04	65.44
France	83.15	17.92	65.80	86.43	98.10
United Kingdom	52.41	21.27	38.65	43.09	75.14
Greece	148.44	36.79	104.59	161.18	179.99
Hong Kong SAR, China	47.52	23.40	22.60	58.90	66.98
Ireland	63.68	31.47	30.78	60.88	81.19
Israel	77.61	13.01	67.26	73.42	90.58
Italy	122.48	14.29	109.49	118.75	135.52
Japan	162.53	38.52	138.54	164.43	197.47
Korea, Rep.	23.03	13.62	9.55	22.04	36.42
Lithuania	31.86	10.40	20.14	36.47	39.66
Latvia	28.93	14.26	13.27	36.78	41.30
Netherlands	56.09	7.30	50.50	55.28	61.82
Norway	37.50	6.75	31.40	37.56	42.51
New Zealand	29.41	6.28	26.37	29.60	33.38
Portugal	98.34	30.94	68.94	102.4	131.01
Slovak Republic	46.01	10.31	36.32	49.19	53.71
Slovenia	48.79	23.49	26.65	41.45	75.47
Sweden	45.67	9.87	37.94	42.22	49.52
United States	67.17	21.78	52.66	59.54	88.29
개발도상국					
Argentina	69.79	22.79	49.14	61.77	89.44
Bulgaria	28.94	17.08	16.53	23.85	29.49
Brazil	68.68	11.91	60.67	64.96	75.11
Chile	17.82	8.16	11.30	15.43	22.76
Colombia	42.63	11.01	34.39	38.48	49.32
Croatia	53.14	21.87	36.64	41.56	74.91
Hungary	69.02	9.28	61.15	69.04	77.22
Indonesia	32.00	8.70	25.22	29.52	35.72
India	73.46	6.75	67.84	71.22	79.08
Mexico	26.95	6.92	20.52	26.54	32.61
Poland	48.96	5.51	46.11	49.58	53.54
Romania	28.70	10.54	21.69	29.70	36.93
Russian Federation	15.32	6.84	10.82	14.61	16.00
Thailand	29.93	6.49	25.60	28.70	31.98
Turkiye	42.33	14.30	31.23	38.57	48.73
South Africa	42.04	10.59	33.19	41.95	46.85

부록 B. VAR 모형 추정에 사용한 우리나라 데이터

□ 부록의 본 장에서는 본 연구에서 구축된 VAR 모형 추정에 사용된 한국 데이터에 대해 설명한다.

○ 본고의 베이지안 VAR 모형은 2000년 1/4분기부터 2022년 1/4분기까지의 한국자료를 사용하여 분석하였다.

○ 추정에 사용된 데이터의 구체적인 설명은 다음과 같다.

– 조세수입(τ_t) = $\log(\text{실질조세수입}/\text{취업자수})$.

– 재정지출(g_t) = $\log(\text{실질재정지출}/\text{취업자수})$.

– GDP(y_t) = $\log(\text{실질GDP}/\text{취업자수})$.

– 콜금리(r_t) = 명목콜금리.

– 실질환율(rer_t) = $\log[(\text{원-달러 명목환율} \times \text{US CPI})/\text{한국 CPI}]$.

○ 각각의 실질변수는 해당 명목변수를 GDP 디플레이터로 나누어 구한다. 한편, 각 재정 변수들의 정의는 다음과 같다.

– 조세수입 = 소득세 및 이익세 + 재산세 + 재화 및 용역 + 관세 + 기타 + 사회보장기여금.

– 재정지출 = 재화 및 용역 + 이전지출 + 자본지출.

○ 그리고 세부항목별 재정변수들은 다음과 같이 정의한다.

– 소득세 및 재산세 = 소득세 및 이익세 + 재산세 + 사회보장기여금

– 간접세 = 재화 및 용역 + 관세 + 기타 (= 조세수입 - 소득세 및 재산세)

- 정부소비·투자지출 = 재화 및 용역 + 자본지출
- 이전지출 = 보조금 및 경상이전 (= 재정지출 - 정부소비·투자지출)
- 마지막으로 각 데이터의 출처는 다음과 같다.
 - 명목 GDP: 국내총생산 (시장가격, GDP) (한국은행 경제통계시스템)
 - 명목 재정변수: 통합재정수지 (통계청, 통계표ID DT102NAD01)
 - 명목 콜금리: 명목금리, 콜금리(익일물), 연리% (한국은행 경제통계시스템)
 - 취업자수: 취업자수(천명) (한국은행 경제통계시스템)
 - 원-달러 명목환율: 주요국통화의 대원화환율 통계자료, 원/미국달러 (기준환율), 평균자료 (한국은행 경제통계시스템)
 - 한국 CPI: 소비자물가지수 (2015=100)(전국), 총지수 (한국은행 경제통계시스템)
 - US CPI: Consumer Price Index (Federal Reserve Economic Data, Federal Reserve Bank of St. Louis)
 - GDP 디플레이터: 경제활동별 국내총생산 디플레이터, 국내총생산 (시장가격), 2015=100 (한국은행 경제통계시스템)

부록 C. DSGE 모형 추정에 사용한 우리나라 데이터

□ 부록의 본 장에서는 본 연구에서 구축된 DSGE 모형 모수의 추정에 사용된 한국 데이터에 대해 설명한다.

○ 모형의 구조적 모수는 2000년 1분기부터 2019년 4분기까지의 한국과 미국 데이터를 사용하여 추정한다.

– 미국 데이터는 세계경제 상황에 대한 프록시 변수로 사용한다.

○ 구체적으로 각 데이터는 다음과 같이 정의된다.

– $GDP = \log(2차\ 시간추세를\ 제거한\ 1인당\ 실질\ GDP) \times 100.$

– $소비 = \log(2차\ 시간추세를\ 제거한\ 1인당\ 실질\ 소비) \times 100.$

– $투자 = \log(2차\ 시간추세를\ 제거한\ 1인당\ 실질\ 투자) \times 100.$

– $소비세\ 수입 = \log(2차\ 시간추세를\ 제거한\ 1인당\ 실질\ 소비세\ 수입) \times 100.$

– $노동세\ 수입 = \log(2차\ 시간추세를\ 제거한\ 1인당\ 실질\ 노동세\ 수입) \times 100.$

– $자본세\ 수입 = \log(2차\ 시간추세를\ 제거한\ 1인당\ 실질\ 자본세\ 수입) \times 100.$

– $정부지출 = \log(2차\ 시간추세를\ 제거한\ 1인당\ 실질\ 정부지출) \times 100.$

– $이전지출 = \log(2차\ 시간추세를\ 제거한\ 1인당\ 실질\ 이전지출) \times 100.$

– $인플레이션율 = \log(CPI/CPI(-4)) \times 100.$

– $명목이자율 = \text{콜금리}\ \text{익일물}/4.$

– $세계\ GDP = \log(2차\ 시간추세를\ 제거한\ 미국\ 1인당\ 실질\ GDP) \times 100.$

- 세계 인플레이션율 = $\log(\text{미국 CPI}/\text{미국 CPI}(-4)) \times 100$.
- 세계 명목이자율 = 미국 연방기금금리/4.
- 위의 변수 구성시 우리나라의 모든 수준(level) 데이터는 명목 시계열을 이용하였다.
 - 이러한 변수를 해당국의 GDP 디플레이터와 인구로 나눠서 1인당 실질변수로 변환하였다.
 - 한국 재정 데이터는 원 시계열이 계절조정이 되지 않았으며, 따라서 X-13-ARIMA 방식을 사용하여 계절조정 하였다.
 - 미국의 수준 데이터는 실질변수를 사용하였다.
- 원 시계열의 정의 및 출처는 다음과 같다.
 - 명목 GDP: 국내총생산(계절조정, 명목, 분기), 한국은행 경제통계시스템.
 - 명목 소비: 가계의 최종 소비지출(계절조정, 명목, 분기), 한국은행 경제통계시스템.
 - 명목 투자: 총 고정자본형성(계절조정, 명목, 분기), 한국은행 경제통계시스템.
 - 명목 소비세 수입: 재화 및 용역에 대한 수입(계절 미조정, 명목, 분기), 국가통계포털.
 - 명목 노동세 수입: 소득세(계절 미조정, 명목, 분기), 국가통계포털 + 재산세/2(계절 미조정, 명목, 분기), 국가통계포털.
 - 명목 자본세 수입: 법인세(계절 미조정, 명목, 분기), 국가통계포털 + 재산세/2(계절 미조정, 명목, 분기), 국가통계포털.
 - 명목 정부지출: 재화 및 용역에 대한 지출(계절 미조정, 명목, 분기), 국가통계포털 + 자본지출(계절 미조정, 명목, 분기), 국가통계포털.

- 명목 이전지출: 보조금 및 경상이전(계절 미조정, 명목, 분기), 국가통계포털.
- CPI: 소비자 물가지수(계절조정, 2010=100, 분기), 한국은행 경제통계시스템.