

시나리오별 정부 총지출의 경제적 효과

- 2023. 10. -

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

연구책임자

한국항공대학교 양현석

시나리오별 정부 총지출의 경제적 효과

2023년 10월

연구책임자 양현석 (한국항공대학교 경영학부)

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

- 최근 경기둔화 우려로 재정을 통한 경기대응 필요성이 부각되고 있지만, 코로나19 대응을 위해 큰 폭으로 늘어난 재정지출로 인해 국가채무관리의 필요성도 부각됨에 따라 재정지출의 유효성과 성과를 분석할 필요성이 대두
 - 재정수지, 지출유형 및 국가채무 수준 등 특정 상황 하에서 정부 총지출의 변동이 국내총생산(GDP) 혹은 경제성장에 미치는 영향을 분석할 필요
- 본 연구는 정부 총지출의 경제적 효과를 도출하는 계량경제학 모형을 설정하고 재정수지, 지출유형 및 국가채무 수준에 관한 시나리오별로 재정지출 승수의 변화를 분석하였음
 - 선행연구결과를 바탕으로 재정지출의 유효성 및 효과성을 평가할 수 있는 모형을 설정하고, 관리재정수지, 재량지출 증감, GDP 대비 국가채무 비율 등에 관한 시나리오 하에서 각 시나리오별 정부지출승수를 도출하였음
- 추정모형은 항구적 증가 경로에 미치는 영향과 전이경로를 모두 포함하고 있는 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model; VECM)을 활용하였음
 - 재정지출 증가, 국채발행액 증가 → 금리상승 → 민간투자액 감소의 경로를 포함한 재정지출 승수 추정의 순에 따라 각 추정모형을 설정하였음
- 투자 크라우드링 아웃 효과를 고려한 민간투자액 추정은 국채발행이 금리에 미치는 영향, 민간투자액, 재정지출액, 민간소비지출액, 재정지출 승수 추정으로 구분하여 분석하였음
 - 정부지출과 국채발행이 금리에 미치는 영향 추정하였으며 그 결과 국채발행액이 증가하면 금리가 상승하는 것으로 추정되었음
 - 민간투자액 추정결과는 국채발행 증가로 인한 금리 상승이 민간투자를 감소시켰다는 의미로써 투자 크라우드링 아웃 효과가 확인되었음

- 재정지출액 추정결과는 전기의 GDP 증가율의 상승은 재정지출액의 증가율을 억제하는 것으로 나타났음
- 민간소비지출액 추정결과는 GDP 대비 재정수지 적자비중이 상승하면, 민간소비지출이 감소하는 것으로 나타나, 재정적자가 민간소비지출을 구축하는 것으로 해석됨
- 재정지출 승수 추정결과는 민간투자 크라우드링 아웃효과보다 민간소비 크라우드링 아웃효과가 훨씬 크게 나타나는데, 이는 정부 재정지출이 이자율을 통해 민간투자를 감소시키는 경로와 함께, 정부 재정지출이 민간투자를 증가시키는 구인효과가 혼재해 있으므로 정부의 재정지출의 민간투자 크라우드링 아웃 효과보다 소비 크라우드링 아웃 효과가 훨씬 큰 것으로 해석됨
- 투자 및 소비 크라우드링 아웃효과가 모두 반영된 재정지출 승수는 시간의 변화에 따라 지속적으로 재정지출 승수값 소폭 감소하는 추이를 보이는 것으로 도출되었음
 - 1994~2022년의 전기간의 재정지출 승수는 0.924 ~ 1.130(평균 1.027)로 나타남
- 국가채무, 통합재정수지 적자 비중, 항목별 비중의 시나리오에 따른 재정지출 승수의 변화를 파악하기 위해 결정요인 분석을 실시하였음
 - 베이스라인 재정 승수는 앞의 TVP 추정모형에서 구한 1994~2022년까지 전기간 재정지출 승수의 평균치 1.027임
 - GDP 대비 국채발행잔액 비중이 1% 포인트 증가할때, 재정지출 승수는 0.0034 감소하는 것으로 나타났음
 - GDP 대비 통합재정수지 적자비중이 1% 포인트 증가할 때, 재정지출 승수는 0.0062 감소하는 것으로 나타났음
 - GDP 대비 정부지출 총액비중이 1% 포인트 증가할때, 재정지출 승수는 0.0523 감소하는 것으로 추정되었음
 - 정부지출 중 재량지출(재량지출액/GDP)이 1%포인트 증가할 때 재정지출 승수는 0.0499 감소함

차 례

| | |
|---|----|
| I. 서론 | 1 |
| II. 선행연구 검토 | 4 |
| 1. 재정정책의 구축효과 | 4 |
| 2. 정부지출 승수 도출 | 6 |
| III. 분석모형 및 추정결과 | 14 |
| 1. 추정모형 | 14 |
| 2. 재정지출 승수 모형 | 17 |
| 3. 투자 크라우드딩 아웃 효과를 고려한 민간투자액 추정(\widehat{RI}_t) | 20 |
| 4. 재정지출액 추정(\widehat{RG}_t) | 30 |
| 5. 민간소비지출액 추정(\widehat{RCON}_t) | 34 |
| 6. 재정지출 승수 추정 | 38 |
| 7. TVP모형에 의한 재정지출 승수 | 43 |
| 8. 재정지출 승수의 결정요인 | 49 |
| IV. 시나리오 분석 | 50 |
| V. 요약 및 결론 | 57 |
| 참고문헌 | 60 |

표 차례

| | |
|--|----|
| [표 1] 통합재정 및 관리재정 수지 | 2 |
| [표 2] 정부지출에 대한 재정승수 도출 주요연구결과 | 9 |
| [표 3] 정부소비 및 투자지출에 대한 재정승수 도출 주요연구 결과 | 12 |
| [표 4] 변수 설명 및 단위근 검정 결과 | 16 |
| [표 5] 이자율 장기균형 방정식 FMOLS 추정결과 | 22 |
| [표 6] 이자율 방정식 VECM 추정결과 | 23 |
| [표 7] 이자율 단기방정식 추정결과(차분모형) | 24 |
| [표 8] 민간투자액 장기균형방정식 FMOLS 추정결과 | 27 |
| [표 9] 민간투자액 방정식 VECM 추정결과 | 28 |
| [표 10] 민간투자 단기방정식 추정결과(차분모형) | 29 |
| [표 11] 정부 재정지출 장기균형 방정식 추정결과(FMOLS) | 31 |
| [표 12] 정부 재정지출 방정식 VECM 추정결과 | 32 |
| [표 13] 정부 재정지출 단기방정식 추정결과(차분모형) | 33 |
| [표 14] 민간소비지출 장기균형 방정식 추정결과(FMOLS) | 35 |
| [표 15] 민간소비지출 방정식 VECM 추정결과 | 36 |
| [표 16] 민간소비지출 단기 방정식 추정결과(차분모형) | 37 |
| [표 17] 재정지출승수 장기균형 방정식 추정결과(FMOLS) | 40 |
| [표 18] 재정지출 승수 모형 VECM 추정결과 | 41 |
| [표 19] 재정지출 승수 단기방정식 추정결과(차분모형) | 42 |
| [표 20] 시기별 재정지출 승수 (투자 및 소비 크라우드링 아웃 미반영) | 46 |
| [표 21] 시기별 재정지출 승수(투자 크라우드링 아웃 반영) | 48 |
| [표 22] 시기별 재정지출 승수(투자 및 소비 크라우드링 아웃 모두 반영) | 49 |
| [표 23] 국채발행잔액 비중 재정지출 승수 전망치 | 52 |
| [표 24] 통합재정수지 적자 비중 재정지출 승수 전망치 | 53 |
| [표 25] GDP대비 정부지출총액 비중 재정지출 승수 전망치 | 54 |
| [표 26] GDP대비 자본지출총액 비중 재정지출 승수 전망치 | 55 |
| [표 27] GDP대비 경상지출총액 비중 재정지출 승수 전망치 | 56 |

그림 차례

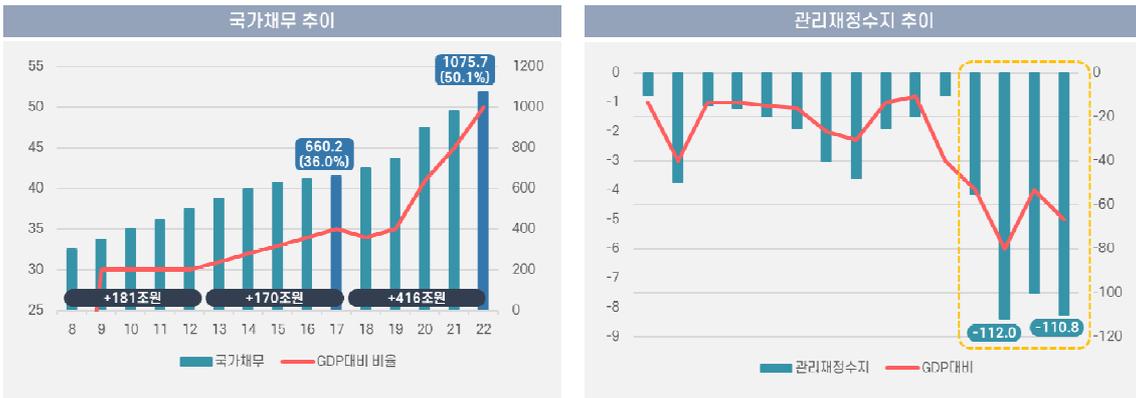
| | |
|---|----|
| [그림 1] 국가채무 및 관리재정 수지 | 1 |
| [그림 2] 본 연구의 분석모형 도식 | 8 |
| [그림 3] 재정승수 분석의 수준 | 19 |
| [그림 4] 재정지출 승수의 시간 추이(투자 및 소비 크라우드링 아웃 미반영) | 46 |
| [그림 5] 재정지출 승수의 시간 추이(투자 크라우드링 아웃 반영) | 47 |
| [그림 6] 재정지출 승수의 시간 추이(투자 및 소비 크라우드링 아웃 모두 반영) | 49 |

I. 서론

□ 연구배경

- 최근 경기둔화 우려로 재정을 통한 경기대응 필요성이 부각되고 있지만, 코로나19 대응을 위해 큰 폭으로 늘어난 재정지출로 인해 국가채무관리의 필요성도 부각됨
 - 지난 5년간 확장적 재정운용으로 국가채무가 전례 없이 빠른 속도로 증가(+416조 원), '22년 국가채무는 1,100조원 수준
 - 코로나 위기 대응 및 확장적 재정운용에 따라 매년 100조원내외 재정적자 고착화 추세
- 재정수지 및 국가채무 수준 등의 향후 목표 수준하에서 재정지출의 유효성과 성과를 분석할 필요
 - 재정수지, 지출유형 및 국가채무 수준 등 특정 상황 하에서 정부 총지출의 변동이 국내총생산(GDP) 혹은 경제성장에 미치는 영향을 분석할 필요

<그림 1> 국가채무 및 관리재정 수지



※출처: e-나라지표

(https://www.index.go.kr/unity/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1104)

<표 1> 통합재정 및 관리재정 수치

(단위 : 조원, %)

| 구분 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 | 2019 | 2020 | 2021 | 2022 |
|------------|-------|-------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 통합재정수지 | 14.2 | 8.5 | -0.2 | 16.9 | 24 | 31.2 | -12 | -71.2 | -30.5 | -64.6 |
| (GDP대비, %) | 0.9 | 0.5 | 0 | 1 | 1.3 | 1.6 | -0.6 | -3.7 | -1.5 | -3 |
| 관리재정수지 | -21.1 | -29.5 | -38 | -22.7 | -18.5 | -10.6 | -54.4 | -112 | -90.6 | -117 |
| (GDP대비 %) | -1.4 | -1.9 | -2.3 | -1.3 | -1 | -0.6 | -2.8 | -5.8 | -4.4 | -5.4 |

※출처: e-나라지표

(https://www.index.go.kr/unity/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1104)

□ 연구 내용

- 정부 총지출의 경제적 효과를 도출하는 계량경제학 모형을 설정하고 재정수지, 지출유형 및 국가채무 수준에 관한 시나리오별로 총지출의 경제적 효과를 분석
 - 선행연구결과를 바탕으로 재정지출의 유효성 및 효과성을 평가할 수 있는 모형을 설정함
 - 현재의 제도와 거시경제적 상황이 향후 고정되어 있다고 가정한 기준선(baseline)을 설정하며 분석에 필요한 지표는 NABO 중기재정전망(2022~2031)의 결과를 준용함
 - 관리재정수지, 재량지출 증감, GDP 대비 국가채무 비율 등에 관한 시나리오 하에서 각 시나리오별 정부지출승수를 도출
 - 최종적으로 시나리오 적용 결과는 정부지출승수의 변화를 확인하는 것임
- 본 연구는 연구목적을 달성하기 위해 선행연구 검토, 모형설정 및 추정결과, 시나리오 분석의 순으로 내용을 구성함
 - [선행연구 검토] 우선 정부지출 승수에 관련 연구를 정리하여 정부지출 승수를 결정하는 다양한 요인을 살펴봄. 구축효과에 대한 선행연구를 정리하고 시사점을 도출하여 모형에 반영함. 정부지출 승수를 시계열 관점에서 산출한 연구를 검토하고 모형에 반영하기 위한 방법론을 검토함. 최종적으로 본 연구에 활용될 분석모형을 설정

- [분석모형 및 추정결과] 선행연구의 이론적 배경을 근거로 본 연구에서 활용한 추정 방정식을 설정하고 각 추정결과를 제시하고 의미를 분석함
- [시나리오 분석] 관리재정수지, 재량지출, 국가채무비율의 변화에 따른 재정지출 승수의 변화를 제시함

II. 선행연구 검토

1. 재정정책의 구축효과

- 거시경제의 이론적 메커니즘은 정부의 확장적 재정정책이 경기부양에 있어서 큰 효과로 이어지지 못하는 이유를 이자율 상승에 의한 민간투자 구축효과와 리카도 불변정리(Ricardian Equivalence Theorem)에서 찾고 있음
 - 민간투자 구축효과는 국채발행을 통한 확장적 재정정책은 시장이자율을 상승시켜 민간 투자를 구축하기 때문에 재정지출의 효과가 약화된다는 주장임
 - 한편 리카도 불변정리는 확장적 재정정책에 따른 재정적자는 장래의 증세를 예상시켜 예비적 저축을 증가시킴으로써 민간소비를 구축하므로 재정지출의 효과가 미미하거나 존재하지 않는다는 주장임
- 민간투자 구축효과에 관한 실증연구에서는 실증적으로 국채발행 증가로 시장이자율이 상승하는가를 파악하는 것이 주를 이루고 있음
 - 서은숙 외(2013)은 국내시계열 자료를 사용하여 국채발행의 증가가 시장금리를 상승시켜 민간투자를 구축시키는 효과와 GDP를 증가시키는 구인효과를 검증하였다. 분석결과에 의하면 정상적인 시기에 국채발행은 시장금리를 인상시켜 민간투자에 대한 구축 효과가 강하게 작용함을 보였음
 - Elmendorf(1993)에서는 미국 정부의 재정적자의 확대가 중기(3~5년) 국채수익률 상승에 크게 영향을 미침을 발견하였음
 - Kitchen(2002)은 GDP의 1%에 해당하는 재정적자의 상승은 장단기 금리차를 상승시키는 것으로 추정하였음
 - Laubach(2003)은 GDP 대비 재정적자가 국채금리에 유의한 영향을 미친다는 사실을 발견하였으며 Engen & Hubbard(2004)는 GDP 대비 정부부채가 1% 포인트 증가할때, 이자율은 3%p 증가한 것으로 분석하였음

- Barro(1987)는 영국의 시계열 자료를 이용하여 분석한 결과 명목이자율은 정부지출과 정(+)의 관계가 있는 것으로 보고하고 있음
- Evans(1987)의 연구에 의하면, 재정적자의 증가와 이자율은 정(+)의 관계가 있음을 보 였음

□ 다음으로 민간소비 구축효과에 관한 실증연구에서는 실증적으로 리카도 불변정리 성립여부를 파악하는 것이 주를 이루고 있음

- 즉, 리카도의 불변정리가 어느 정도 타당성 있게 성립된다면 재정정책의 유효성은 크게 감소하며, 재정지출 증수는 케인지언의 증수효과보다 훨씬 작게 나타날 것임
- 대부분의 리카도 불변정리의 성립 여부에 대한 고찰은 소비함수의 추정으로부터 이루어 짐
- 소비함수에는 가처분소득($y-t$), 재정수지($=t-g-rd$), 정부지출(g), 국제발행액(d), 임금(w), 기타 외생변수(x)을 포함한 이하의 추정모형을 설정함(조하현·박광우, 1997 인용)

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1(y_t - t_t) + \alpha_2(t_t - g_t - r_t d_t) + \alpha_3 g_t + \alpha_4 d_t + \alpha_5 w_t + \alpha_6 x_t + \epsilon_t \quad (1)$$

- 각각의 연구들은 정부채권발행의 효과에 관해서 분석결과를 제시하고 있음
- Tanner(1978)는 미국을 대상으로 재정적자의 효과(α_2 의 계수)를 분석한 결과 통계적으로 유의한 정(+)의 계수를 발견하였음
- Feldstein(1982)은 미국을 대상으로 재정적자의 효과(α_2 의 계수)를 분석한 결과, 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 계수값(-0.083 ~ -1.73)을 보고함
- Seater(1982)는 α_2 의 계수가 -0.15 ~ 0.29 임을 발견하였음
- Evans(1985)는 재정적자의 효과(α_2 의 계수)를 분석한 결과, 계수값이 통계적으로 유의 하지 않은 -0.307 ~ - 0.173)임을 보이고 있음
- Boskin(1985)은 재정적자의 효과(α_2 의 계수)를 분석한 결과, 통계적으로 유의하지 않은 -0.014 ~ 0.219의 계수값을 보이고 있음

- Modigliani & Sterling(1986)은 재정적자의 효과(α_2 의 계수)를 분석한 결과, 통계적으로 유의하지 않은 $-0.100 \sim 0.187$ 의 계수값을 발견하였음
- 상술한 재정지출의 민간투자 구축효과 및 민간소비 구축효과(리카도 불변정리)에 관한 선행연구들은 각각 구축효과를 살펴보기 위해 정부지출, 재정적자, 국채발행이 이자율에 미치는 영향 또는 이자율 상승이 민간투자에 미치는 영향을 분석하거나 소비함수를 추정하는데 그쳤음
 - 재정지출 승수 추정방정식에 민간투자 구축효과 및 민간소비 구축효과를 통제한 재정지출 승수의 추정이 이루어지지 않고 있음
 - 이에 본 연구에서는 국채발행액 증가 \rightarrow 이자율 상승 \rightarrow 민간투자 감소 영향이 재정지출 승수 추정식에 반영되도록 국채발행액 증가 \rightarrow 이자율 상승의 영향을 포함한 민간투자액을 추정하여 2단계 최소자승법을 이용하여 추정함. 또한, 재정적자가 민간소비를 감소시키는 영향을 포함한 민간소비액을 추정하여 2단계 최소자승법을 이용하여 추정함
 - 다시 말하면, 재정지출액의 GDP 탄력성을 추정함에 있어서, 민간투자 구축효과를 포함한 민간투자액 추정치와 민간소비 구축효과를 포함한 민간소비 추정치를 추정방정식에 포함하여 재정지출액의 GDP 탄력성 추정치에서 민간투자 구축효과와 민간소비 구축효과 영향을 통제함으로써 민간투자 및 민간소비 구축효과가 반영된 재정지출의 GDP 탄력성 추정치를 구함

2. 정부지출 승수 도출

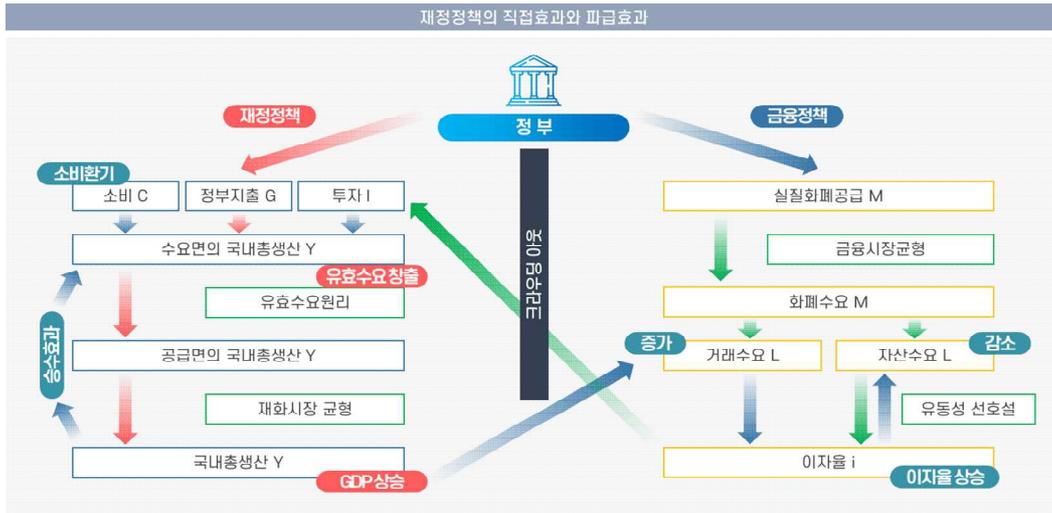
- 정부지출 승수를 구하는 선행연구들은 대다수가 벡터자귀회귀모형(Vector Autoregressive model: 이하 VAR) 분석 방법으로 이루어지거나 동태확률일반균형모형(Dynamic Stochastic General Equilibrium Model: 이하 DSGE)에 기초한 시뮬레이션 방법을 이용함
 - 재정지출 승수 관련 국내외 주요 실증연구들은 재정지출이 경제성장에 긍정적 영향을 미친다는 점에 대체적으로 동의하고 있으나 지출승수의 크기에 있어서는 일치된 결론을 얻지 못하고 있음(최진호·손민규, 2013 참조)
 - 지출승수에 대한 주요 실증연구 결과는 이용 모형, 추정 방법 등에 따라 크기는 다소

상이하나 대체로 VAR 모형의 승수값이 DSGE 모형의 승수값보다 약간 크게 나타남
(IMF Fiscal Monitor, 2012 조사결과)

- 재정지출 승수를 도출하는 방법론 중 대다수를 차지하는 VAR 분석방법의 재정승수 추정치는 몇몇을 제외하면 대체로 승수가 1보다 작거나 심지어 음(-)의 값을 보이기도 함
 - 김배근(2011)은 2000년대를 대상으로 국민계정 자료를 이용하면서 수준 VAR(level VAR) 모형을 통해 시산한 단기 지출승수가 지출항목별로 1.52~1.58에 달하는 것으로 나타남
 - 한편 허석균(2007)은 1980~90년대 한국은행 국고대차대조표 시계열자료를 이용하여 시산한 단기 지출승수가 대개 -2.0 ~ -1.5로 음(-)의 작은 값을 갖는 것으로 보고함
 - VAR 분석방법을 통한 승수 추정치는 각 연구별로 내생변수 및 외생변수를 설정과 분석 대상 및 자료의 차이(수준변수 또는 차분변수), VAR 모형을 구성하는 변수의 최적 시차의 차이에 의해 서로 다른 승수 추정치가 나타나는 것으로 여겨짐
- 이에 본 연구에서 공적분 방정식을 추정하는 형태의 회귀분석방법론을 활용하고자 함
 - 공적분 방정식(장기 균형방정식) 추정의 이점은 변수의 안정성을 확보하기 위해 1차 차분을 실시하지 않아도 되므로 변수들간에 형성된 장기적 트렌드의 내용에 관한 정보는 전부 유실되지 않는 장점이 있으며, 각 변수들이 영향을 미치는 시차를 특정할 필요가 없으므로 영향을 미치는 시차를 특정하는 어려움을 회피할 수 있음
 - VAR분석방법 또는 DSGE에 기초한 추정값과 본 연구에서 추정된 추정값이 상이할 것인데, 이는 결정적으로 추정모형이 다를 뿐만 아니라 사용되는 변수 변환방법이 이질적이기 때문임(본 연구는 공적분 벡터 추정방법을 사용하므로 회귀식을 구성하는 변수가 수준변수이나, VAR 모형 등에서는 변수의 시계열적 안정성을 확보하기 위해 차분변수를 사용함)

□ 본 연구는 선행연구결과를 바탕으로 아래와 같은 분석모형을 설정하고, 분석을 수행함

<그림 2> 본 연구의 분석모형 도식



<표 2> 정부지출에 대한 재정승수 도출 주요연구결과

| 저자 | 연도 | 논문(보고서)명 | 데이터 | 주요변수 | 모형 | 총정부지출 | 비고 |
|---------------------------|-------|--|------------------------------------|---------------|-------------------------|---|---|
| Deak& Lenarcic | 2012 | The Fiscal Multiplier and the State of Public Finances | 미국 분기별 자료 | 국가채무 비율 | regime-switching VAR 모형 | 0.47~1.60 | 국가채무비율에 따른 추정 |
| Auerbach & Gorodnichenko | 2012a | Measuring the Output Responses to Fiscal Policy | 미국의 1947년~2008년 분기별 자료 | 정부지출, 조세 | STVAR | -0.1~1.8 | VAR 충격 이외에 예기치 못한 재정정책 충격도 분석 |
| Auerbach & Gorodnichenko | 2012b | Fiscal Multipliers in Recession and Expansion | OECD 8개국의 1985~2010년 반기별자료 | 정부지출 | STVAR | -0.3~0.5 | 충격반응함수를 직접 추정, OECD전망치를 활용해 예기치 못한 재정정책 충격 분석 |
| Batini, Callegar & melina | 2012 | Successful Austerity in the United States, Eurupoeand Japan | OECD 5개국의 1975년~2010년 2분기까지 분기별 자료 | 정부지출, 조세, 이자율 | TVAR | 미국 -0.5~2.2 일본 -0.3~2.0 유로 -0.2~2.6 프랑스 -0.3~2.1 이탈리아 0.1~1.8 | 충격반응항수를 직접 추정, 국가별로 따로 추정 |
| Ilzetzi 외 | 2013 | How big(small?) are fiscal multipliers?, Journal of monetary economics | 선진국+개발도상국 총 44개국의 분기별 자료 | 정부지출 | SVAR | -4.7 | - |

| 저자 | 연도 | 논문(보고서)명 | 데이터 | 주요변수 | 모형 | 총정부지출 | 비고 |
|----------------------------|------|---|------------------------------|----------|------|--------------------------|---|
| Ramey | 2011 | Identifying Government Spending Shocks: It's all in the Timing, Quarterly Journal of Economics 126, 1-50 | - | 정부지출 | - | 1.2 | - |
| corsetti et al | 2012 | What determines government spending multipliers?, Economic Policy | OECD 17개국의 1975~2008 | 정부지출 | - | -1.1 | - |
| IMF | 2012 | Fiscal Monitor, April 2012: Balancing Fiscal Policy Risk, World Economic and Financial Surveys | 2002년~2012년 | 정부지출 | - | 미국 0.4~2.0 유럽 0.1~1.5 | 34개 선행연구 결과를 요약 |
| Baunsgaard et al | 2012 | Fiscal Multipliers, Post-Crisis Fiscal Policy | - | 정부지출 | - | 0~2.1(평균 0.8) | - |
| Fazzari, Morley & Panavska | 2012 | State-Dependent Effects of Fiscal Policy | 미국의 1967년~2011년 1분기까지 분기별 자료 | 정부지출, 조세 | TVAR | 0.8~1.6 | Bayesian method인 multi-block Metropolis-Hastings(MH) algorithm으로 VAR 추정 |
| N. Gemmell et al | 2012 | Does the composition of government expenditure matter for economic growth? | - | 정부지출 | - | -0.155~0.027 | 재원조달별 승수효과 분석 |
| Baum & Koester | 2012 | The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle - evidence from a threshold VAR analysis | 독일의 1976년~2009년 분기별 자료 | 정부지출, 조세 | TVAR | 0.34~1.04 | 충격반응함수를 직접 추정 |

| 저자 | 연도 | 논문(보고서)명 | 데이터 | 주요 변수 | 모형 | 총정부지출 | 비고 |
|---------------------------------|------|---|---|----------|-----------------------|---|--|
| Gemmel& Kneller | 2002 | Fiscal Policy, Growth and Convergence in Europe | 연도별 자료 | 정부지출 | - | 0.145~0.287 | - |
| Baum, Poplawski-Ribiero & Weber | 2012 | Fiscal Multipliers and the State of Economy | 6개 G-7국의 1965년2분기 부터 2011년2분기 까지 분기별 자료 | 정부지출, 조세 | TVAR | 캐나다 -1.11~0.3 프랑스 -0.1~0.7 독일 -0.6~1.0 일본 -0.7~2.4 영국 -0.4~0.2 미국 -0.1~1.7 | 충격반응항수를 직접 추정, 국가별로 따로 추정 |
| 김승래, 송호신, 김우철 | 2009 | 부문별 재정지출의 거시경제적 효과에 관한 연구 | - | 정부지출 | Blanchard-P erotti 방법 | 단기 0.5~2.8 장기 1.3~1.7 | - |
| 허석균 | 2007 | 우리나라 재정정책의 유효성에 관한 연구, 한국개발연구원 | 1979~2000년 분기별 자료 | 정부지출, 조세 | 구조 VAR | -2~-1.5 | 승수 규모가 작고 지속기간이 짧으며 통계적 유의성도 떨어져 재정정책의 유효성 확인 못함 |
| 이강구, 허준영 | 2017 | 한국의 재정승수연구: 베이지안 VAR방법을 이용하여, 한국은행 금융경제연구원 | - | 정부지출, 조세 | 베이지안 VAR | 0.15 | 재정지출과 감세 충격은 1년에서 2년 사이에 유의미함 |

<표 3> 정부소비 및 투자지출에 대한 재정승수 도출 주요연구 결과

| 저자 | 연도 | 논문(보고서)명 | 데이터 | 주요변수 | 모형 | 정부소비지출 | 정부투자지출 | 비고 |
|----------------|------|--|--|----------------------|---|-------------------------------------|---------------------------------|--|
| 우진희, 강동익 | 2019 | 가계의 이질성을 고려한 이진지출의 승수효과 분석 | 2000년 1분기~2018년 3분기 | 이진지출, 총정부지출, 총국세수입 | 일반균형모형 | 1분기 0.556 1년누적0.326 3년누적0.236 | - | 생계급여 수급자에 대한 이진지출을 재원 조달 방식, 소득세율 증가에 따라 분석 |
| 김원기 | 2021 | 정부부채 수준에 따른 정부지출 승수 추정: OECD 국가패널 및 교차패널자기회귀모형(IPVAR)을 이용하여 | 소비는 OECD31개국 1960년~2019년 분기별 패널자료, 투자는 OECD11개국 자료 | 정부소비지출, 정부투자지출, 정부부채 | 교차패널자기회귀모형 | 0.275~0.432 5년누적 0.217~0.526 | 0.241~0.535 5년누적-1.021~0.145 | 보다 정교한 분석을 위해 정부소비와 정부투자의 지출승수를 각각 추정하였으며, 정부부채를 고려함 |
| Geshert & Will | 2012 | Fiscal Multipliers: A Meta-Analysis of the Literature | - | 정부지출 | RBC, New Keynesian DSGE, MACRO, VAR, 단일추정 방정식 | 0.266~0.268 | 0.549~0.584 | 89건의 기존 연구결과들을 정량적으로 분석 |
| OECD | 2012 | Fiscal Consolidation: Part 2. Fiscal Multipliers and Fiscal Consolidations | - | 정부지출 | - | 0.16~1.27 | - | 지출확대의 일시적, 항구적 정책의 구분과 간접세, 직접세를 구분한 감세에 따른 분석 |

| 저자 | 연도 | 논문(보고서)명 | 데이터 | 주요변수 | 모형 | 정부소비지출 | 정부투자지출 | 비고 |
|-----|------|--|-------------------------|------------------|----------------|-------------|-------------|--|
| 김배근 | 2011 | 구조적 VAR모형 및 서울자료를 이용한 재정정책의 효과분석, 경제학연구 | 1999년~2010년1분기까지 분기별 자료 | 정부지출, 민간이전지출, 조세 | 구조 VAR | 1.516~1.854 | 2.395~2.865 | 감세효과 식별문제 보완을 위해 1970년 이후의 소득세율과 법인세율로 서울 변경 효과 추정 |
| 김원기 | 2019 | FAVAR 모형을 이용한 한국 정부지출의 효과 분석, 한국은행 금융경제연구원 | 2000년~2018년2분기까지 분기별 자료 | 정부지출 | 다변수 VAR(FAVAR) | 0.55 | -0.14 | 정부소비지출은 1년 시하 후 효과, 정부투자지출은 뚜렷한 효과 없음 |

III. 분석모형 및 추정결과

1. 추정모형

- 아래의 식 (1)은 항구적 증가 경로에 미치는 영향과 전이경로를 모두 포함하고 있는 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model; VECM)임
 - 재정지출이 국내총생산 및 이자율, 민간투자에 미치는 영향에 대해 분석할 경우, 영향을 미치는 시차를 특정하기가 곤란할 뿐만 아니라, 재정승수를 도출하는 목적 상, 단기 효과를 중심으로 논의하는 것은 적합하지 않으므로 전이 경로를 포함하는 단기 효과보다는 항구적 증가 경로를 포함하는 장기효과를 중심으로 추정결과를 해석하고자 함
 - 이처럼 VECM의 장기균형방정식의 결과(공적분 벡터 추정치)를 이용한 연구로는 실질 이자율 결정요인, 화폐수요함수의 변화, 거래세와 주택가격 관계, 자산가격이 민간소비에 미치는 영향, 인구구조와 지식함수 관계 등 다양한 연구에서 활용되었음(김창현, 2002; 김영일, 2009; 장병기, 2011; 최차순, 2017; 김원규, 2023)
 - 김영일(2009)은 동태적 최소자승법(Dynamic Ordinary Least Squares: 이하 DOLS) 방법을 이용한 장기소비식 추정결과에서 소득이 1% 증가할 때 소비는 장기적으로 0.6 ~ 1.1% 정도 증가하는 것으로 분석하고 있음
 - 참고로 본 연구에서는 실질 GDP가 1% 증가할때, 소비는 장기적으로 0.7% ~ 0.9% 증가하는 것으로 추정되었음
 - 김원규(2023)는 FMOLS(Fully Modified Ordinary Least Squares)방식에 따른 추정결과에서 연구개발집약도가 1%p 증가할 경우 총요소생산성은 0.93% 증가하는 것으로 나타났고, 미국의 총요소생산성이 1% 증가하면 우리나라의 총요소생산성은 1.94% 증가하는 것으로 분석하였음

□ 이하는 일반적인 벡터오차수정모형이 제시되어 있음

$$\Delta y_t = \phi(y_{t-1} - \beta X_t) + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j^* \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \Delta X_{t-j} + \epsilon_t \quad (1)$$

- 여기에서 ϕ 는 오차수정항에 대한 계수로 충격이후 장기균형으로 접근하는 속도를 측정하는 계수로써 음(-)의 값을 갖는 경우, 장기균형으로 조정해 간다고 해석할 수 있음

□ VECM모형의 분석 수순은 다음과 같음

- 1) 위의 식 (1)에 포함되어 있는 모든 변수들에 대해 단위근 검정(Unit Root Test)을 실시하여, 변수들의 시계열적 안정성을 확인함
- 2) 위의 식 (1)의 장기균형식 ($y_t = c + \beta X_t$) VAR 최적시차를 SBIC 또는 HQIC 정보 기준으로 설정함
- 3) 식 (1)의 장기균형식($y_t = c + \beta X_t$)에 기초하여, 공적분 검정(Cointegration Test)을 실시하여, 변수들 간의 장기균형 유무를 확인함
- 4) 장기균형식을 FMOLS 방법으로 추정하고 단기 균형식을 추정하여 추정결과를 논의함

□ 본 연구에서 사용되는 변수들과 변수들의 단위근 검점 결과는 <표 4>에 제시되어 있음

- 본 연구에서 사용되는 모든 변수들은 ECOS와 KOSIS에서 구하였으며, 1999년 이전의 통합재정수지 통계는 재정경제부의 “한국의 통합재정수지” 통계에서 구하였음
- 당기 국채발행액과 HP 필터의 순환변동치를 제외한 모든 변수들은 단위근을 가지는 것으로 나타났음
- 모든 변수들은 X-12 ARIMA모형을 이용하여 계정조정 되었음

<표 4> 변수 설명 및 단위근 검정 결과

| 변수 | | 단위근 검정 | 출처 |
|-----------------|--|-----------|-------------------------|
| ln(RGDP) | 실질 GDP(GDP/GDP deflator)의 자연대수값 | -1.866 | 한국은행 ECOS |
| ln(RG) | 실질 정부지출액의 자연대수 값 | -1.037 | 한국은행 ECOS |
| ln(RI) | 실질 민간투자액의 자연대수 값 | -0.371 | 한국은행 ECOS |
| ln(REX) | 실질 재화서비스 수출액의 자연대수값 | -2.04 | 한국은행 ECOS |
| ln(RCON) | 실질 민간소비지출액의 자연대수값 | -2.585 | 한국은행 ECOS |
| IM/Y | GDP 대비 실질 재화서비스 수입액 비중(%) | -1.917 | 한국은행 ECOS |
| ln(EMP) | 임금 근로자수(= 고용)의 자연대수값 | -0.52 | 한국은행 ECOS |
| 정부지출/GDP | GDP 대비 정부지출액 비중(%) | 1.129 | 통합재정수지 통계, KOSIS |
| KOSPI | 주가지수 기간 평균치 | -0.597 | Investing.com |
| M2/GDP | GDP대비 M2 통화량 | 0.071 | 한국은행 ECOS |
| GDP deflator | GDP 디플레이터 | -2.047 | 한국은행 ECOS |
| 국채발행잔고/GDP | GDP 대비 국채발행잔액(%) | -0.245 | 한국은행 ECOS, 국공채발행액/잔액 |
| 국채발행액/GDP | GDP 대비 당기 국채발행액(%) | -7.139*** | 한국은행 ECOS, 국공채발행액/잔액 |
| 실질 이자율(r) | 실질이자율=명목이자율-기대물가상승률 * 명목이자율은 회사채 (3년, AA) | -1.933 | ECOS, 저자계산 |
| HP CT | H-P 필터의 순환변동치 | -6.118*** | 저자 계산 |
| 재정수지적자/GDP | GDP 대비 재정수지적자액 (%) * 재정수지적자액 = 통합재정수지 값에 마이너스를 취함(재정수지 적자의 경우(마이너스 값), 적자가 커진다는 의미임) | -2.259 | 통합재정수지 통계, KOSIS |
| 국세수입/GDP | GDP 대비 국세수입액 (%) | -2.065 | 통합재정수지 통계, KOSIS |
| FM _t | 시간별 재정승수 추정치 | -1.829 | 저자 추정 |

2. 재정지출 승수 모형

□ 재정지출 증가가 국내총생산에 미치는 영향(재정지출 승수)를 구하는 과정은 <그림 3>과 같음

○ 아래의 식 (2)에 포함된 재정지출액은 국내총생산액 간의 동시성을 고려하여야 하므로 1단계에서 재정지출액을 추정하여 2단계에서 추정된 실질재정지출액(\widehat{RG})를 이용하여 추정하는 2SLS (도구변수) 추정법을 사용함

⇒ 따라서 1단계에서 재정지출액 결정방정식을 추정하여 실질재정지출액 추정치(\widehat{RG})를 구함

○ 아래의 식 (2)에 포함된 민간투자액은 재정지출 증가 또는 국채발행액 증가로 인한 금리상승이 민간투자액을 감소시키는 재정지출의 ‘투자 크라우드딩 아웃 효과’가 고려되고 있음

○ 재정지출 증가, 국채발행액 증가 → 금리상승 → 민간투자액 감소의 경로를 포함한 재정지출 승수를 구함

⇒ 1단계에서 이자율 결정방정식에서 국채발행액이 이자율에 정(+)의 영향을 미치는 회귀식을 추정하여 \hat{r} 를 구함

⇒ 2단계에서 민간투자액 결정방정식에 1단계에서 구한 \hat{r} 를 이용하여 투자 크라우드딩 아웃 경로가 포함된 실질민간투자액 추정치(\widehat{RI})를 구함

○ 아래의 식 (2)에 포함된 민간소비지출액은 국채발행액 증가 또는 재정적자와 같은 정부의 재정 운용 태도가 가계의 장래 기대 행동에 영향을 미쳐 민가소비지출을 감소(예비적 저축)시키는 ‘소비 크라우드딩 아웃 효과’가 고려되고 있음

○ 국채발행액 증가, 재정적자 증가 → 장래의 세금 증대 예측 → 예비적으로 소비지출을 감소시키는 경로를 포함하는 재정지출 승수를 구함

□ 식 (2)는 \widehat{RG} , \widehat{RI} 와 \widehat{RCON} 가 포함된 추정식으로 구성됨(<그림 3> 참조)

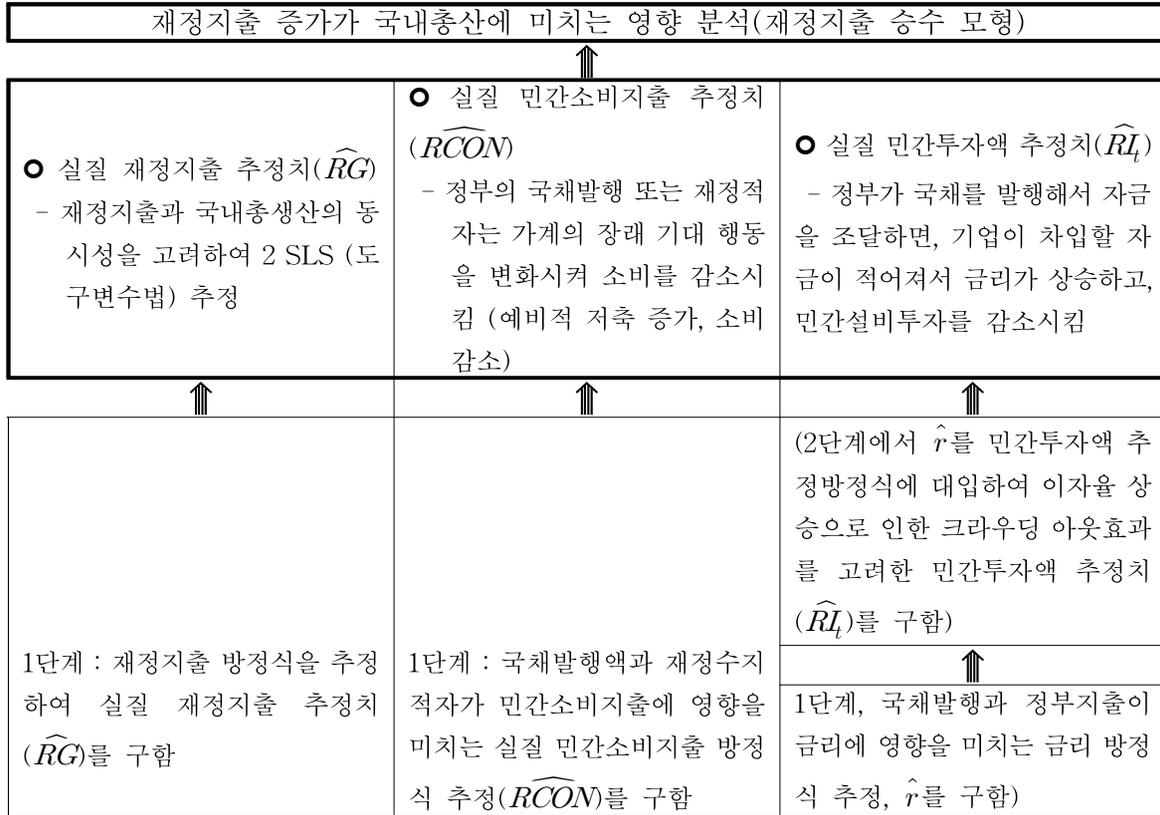
○ 본 연구에서의 재정지출 승수모형은 조경엽(2003)과 福田&相馬(2001)을 참조하여 실질 수출액과 임금근로자수를 외생변수로 포함하였음

- 대외 경제 변수로써 GDP 대비 수입 비중의 1기시차변수를 추가로 포함하여 본 모형에서의 대외경제 변수는 실질수출액의 자연대수값과 수입비중임

$$\ln RGDP_t = \alpha + \beta_1 \ln \widehat{RG}_t + \beta_2 \ln \widehat{RI}_t + \beta_3 \ln \widehat{RCON}_t + \beta_4 \ln REX_t + \beta_5 (IM_{t-1}/GDP_{t-1}) + \beta_6 \ln (EMP_t) + \delta' D_t + \epsilon_t \quad (2)$$

- 여기에서, RGDP는 실질 GDP(=GDP/gdpdeflator), REX는 실질수출액, IM/GDP는 GDP 대비 수입 비중, EMP는 임금근로자수이며, D_t 는 IMF 외환위기 더미변수, 글로벌 경제위기 더미변수, 코로나 팬데믹 더미변수를 나타냄
 - IMF 외환위기 더미변수는 시기가 1997년 4분기부터 2001년 2분기이면 1, 아니면 0인 더미변수임
 - 글로벌 경제위기 더미변수는 시기가 2008년 3분기부터 2009년 1분기이면 1, 아니면 0인 더미변수임
 - 코로나 팬데믹 더미변수는 시기가 2020년 1분기부터 2022년 2분기이면 1, 아니면 0인 더미변수임

<그림 3> 재정승수 분석의 수준



- \widehat{RI}_t 는 국채발행 증가, 정부지출 증가가 금리를 상승시키고, 민간설비투자를 감소시키는 투자 크라우드링 효과가 반영된 실질 민간투자액 추정치임
- RG_t 와 $RGDP_t$ 간에 동시성으로 인해 추정치에 바이어스가 발생하므로 2SLS추정법(도구변수 추정법)을 활용하기 위한 실질 정부지출액 추정치(\widehat{RG}_t)임
- \widehat{RCON}_t 은 정부 재정부채 증가, 국채발행액 증가 등이 가계의 장래 기대행동에 영향을 미쳐 민간소비지출을 감소(예비적 저축) 시키는 소비 크라우드링 아웃효과가 반영된 실질 민간소비지출액 추정치임

3. 투자 크라우드딩 아웃 효과를 고려한 민간투자액 추정(\widehat{RI}_t)

- 정부가 국채를 발행해서 자금을 조달하면, 기업이 차입할 자금이 적어져서 금리가 상승하고, 민간설비투자를 감소시킴
- 정부지출 증가 → GDP 증가(유효수요 증가) → 화폐수요증가 → 이자율 상승(크라우드딩 아웃효과) → 민간투자 감소 → 재정지출의 파급효과 감소

| |
|--|
| <p>□ (1단계) 국채발행과 정부지출이 금리에 영향을 미치는 금리 방정식 추정(\hat{r})</p> $r_t = \alpha + \beta_1(\text{정부지출액}/GDP)_t + \beta_2(\text{국채발행액}/GDP)_t + \gamma' Z_t + \delta' D_t + \epsilon_t$ |
| ▼ |
| <p>□ (2단계) 추정된 금리가 민간투자액에 영향을 미치는 투자 방정식(크라우드딩 아웃 효과 고려) 추정(\widehat{RI}_t)</p> $\ln(RI_t) = \alpha + \beta_1(\text{정부지출}/GDP)_t + \beta_2(\text{국채발행잔고}/GDP)_t + \beta_3\hat{r}_t + \beta_4\ln RGDP_{t-1} + \beta_5\ln KOSPI_{t-1} + \beta_6(M2/GDP)_{t-1} + \beta_7GDP \text{ deflator}_{t-1} + \tau Trend + \text{글로벌 경제위기 dummy} + IMF \text{ 경제위기 dummy} + \epsilon_t$ |

가. 정부지출과 국채발행이 금리에 미치는 영향 추정

- 이하에서는 정부지출액 비중과 국채발행액이 이자율에 영향을 미치는 이자율방정식을 선행 연구인 서은숙, 빈기범, 황세운(2013)과 Evans(1985)을 이자율 방정식 추정모형을 참조하여 설정함

$$r_t = \alpha + \beta_1(\text{정부지출액}/GDP)_t + \beta_2(\text{국채발행액}/GDP)_t + \gamma' Z_t + \delta' D_t + \epsilon_t \quad (3)$$

r : 실질 회사채(3년, AA) 이자율이며, 실질이자율 = 명목이자율 - 3년간 기대물가상승률(π^e)

- 3년간 기대물가 상승률은, $\pi^e = \left(\frac{P_0}{P_{-3}}\right)^{\frac{1}{3}} - 1$: 3년전 CPI는 P_{-3} 이고 금 분기 CPI는 P_0 인 경우 π^e 추정
- 정부지출액/GDP : 통합재정수지의 정부 총지출액을 GDP 나눈값(%)
- 국채발행액/GDP : 당기 국채발행액을 GDP로 나눈 값(%)
- Z_{t-1} : 실질 GDP(RGDP), 물가(=GDP deflator), 주식 프리미엄(=KOSPI 지수) 통화량 (M2/GDP)
- D_t : 더미변수이며, 글로벌 경제위기 더미변수, IMF 외환위기 더미변수를 포함함

□ 식 (3)의 모형에 대한 공적분 검정결과 3개의 공적분이 존재하는 것으로 나타남

< Johansen의 공적분 검정 >

| | 모형(1) | 모형(2) | |
|----------|-----------------|-----------------|-------------------|
| rank | trace statistic | trace statistic | 5% critical value |
| 0 | 224.5179 | 264.0798 | 94.15 |
| 1 | 121.2540 | 160.2694 | 68.52 |
| 2 | 52.6376 | 93.5852 | 47.21 |
| 3 | 21.4891* | 42.8337* | 29.68 |
| 4 | 6.1405 | 15.41 | 15.41 |
| 5 | 0.1064 | 3.76 | 3.76 |

□ <표 5>의 장기균형방정식의 FMOLS 추정결과를 살펴보면, [국채발행액/GDP]가 금리에 정(+)^의 유의한 영향을 미침

○ 이는 국채발행액이 증가하면 금리가 상승함을 의미함

<표 5> 이자율 장기균형 방정식 FMOLS 추정결과

| | 모형 (1) | 모형 (2) |
|-----------------------------|-------------------------|-------------------------|
| (정부지출/GDP) _t | - | 0.0229 (0.0163) |
| (국채발행액/GDP) _t | 0.00694*** (0.00191) | 0.00662*** (0.00217) |
| ln(KOSPI _{t-1}) | 0.582*** (0.0929) | 0.665*** (0.109) |
| GDP deflator _{t-1} | -0.0761*** (0.0138) | -0.0817*** (0.0157) |
| (M2/GDP) _{t-1} | 0.000846 (0.000819) | -0.000154 (0.00122) |
| ln(RGDP _{t-1}) | 0.368 (0.474) | 0.603 (0.538) |
| 글로벌 경제위기 dummy | 0.102 (0.142) | -0.0462 (0.166) |
| IMF 외환위기 dummy | 0.324*** (0.0954) | 0.407*** (0.119) |
| 상수항 | -1.710 (5.043) | -4.784 (5.717) |
| Observations | 115 | 115 |

주) 1. 괄호안의 수치는 표준오차 임

2. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄.

□ <표 6>의 이자율 방정식의 VECM 추정결과를 살펴보면, 1기 시차 공적분 방정식 (ce(-1))이 통계적으로 유의한 음(-)의 부호를 가지고 있음

- 이는 금리수준이 균형에서 벗어나면, 균형으로 복귀하도록 조정되는 것이며, 모형 (1)을 기준으로 일시적으로 금리가 균형에서 벗어나면, 4분기에 걸쳐 균형으로 되돌아 온다는 의미임

<표 6> 이자율 방정식 VECM 추정결과

| 구분 | 모형 (1) | 모형 (2) |
|--|-----------------------|------------------------|
| ce(-1) | -0.286*** (0.0647) | -0.214*** (0.0588) |
| [$\Delta \ln(r)$](-1) | 0.360*** (0.0967) | 0.318*** (0.0981) |
| [Δ (정부지출/GDP)](-1) | - | 0.00357 (0.00865) |
| [Δ 국채발행액](-1) | 0.00159 (0.00175) | 0.00161 (0.00182) |
| [$\Delta \ln(\text{KOSPI}_{t-1})$](-1) | 0.00524 (0.162) | 0.0637 (0.165) |
| [Δ GDP deflator $_{t-1}$](-1) | 0.0652** (0.0259) | 0.0692*** (0.0267) |
| [Δ (M2/GDP) $_{t-1}$](-1) | 0.00528* (0.00314) | 0.00643** (0.00318) |
| [$\Delta \ln(\text{RGDP}_{t-1})$](-1) | 3.137 (2.425) | 3.932 (2.521) |
| 글로벌 경제위기 dummy | 0.0348 (0.0886) | 0.0299 (0.0925) |
| IMF 외환위기 dummy | 0.142*** (0.0548) | 0.114* (0.0645) |
| 상수항 | 0.00394 (0.0362) | -0.0876** (0.0381) |
| Observations | 116 | 114 |

주) 1. 괄호안의 수치는 표준오차 임

2. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄.

□ <표 7>의 단기방정식의 추정결과를 살펴보면, [국채발행액/GDP] 변동이 금리변동에 정(+)의 유의한 영향을 미침

○ 이는 단기적으로 국채발행액의 변동이 금리의 변동을 가져옴을 의미함

<표 7> 이자율 단기방정식 추정결과(차분모형)

| 구분 | 모형 (1) | 모형 (2) | 모형 (3) | 모형 (4) |
|--|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| $\Delta[\text{정부지출}/\text{GDP}]_t$ | - | - | 0.00212 (0.00815) | 0.00173 (0.00991) |
| $\Delta[\text{정부지출}_{t-1}/\text{GDP}_{t-1}]$ | - | - | - | -0.000174 (0.0104) |
| $\Delta(\text{국채발행액}/\text{GDP})_t$ | 0.00369** (0.00181) | 0.00291 (0.00201) | 0.00379** (0.00183) | 0.00310 (0.00206) |
| $\Delta[(\text{국채발행액}/\text{GDP})_t](-1)$ | - | 0.000499 (0.00201) | - | 0.000389 (0.00208) |
| $\Delta \ln(\text{KOSPI}_{t-1})$ | 0.0950 (0.170) | 0.0566 (0.181) | 0.0976 (0.171) | 0.0466 (0.188) |
| $[\Delta \ln(\text{KOSPI}_{t-1})](-1)$ | - | 0.126 (0.194) | - | 0.122 (0.199) |
| $\Delta \text{GDP deflator}_{t-1}$ | -0.0126 (0.0253) | -0.0318 (0.0332) | -0.00919 (0.0257) | -0.0305 (0.0350) |
| $[\Delta \text{GDP deflator}_{t-1}](-1)$ | - | 0.0275 (0.0340) | - | 0.0263 (0.0348) |
| $\Delta(\text{M2}/\text{GDP})_{t-1}$ | -0.000462 (0.00286) | -0.00206 (0.00438) | -0.000195 (0.00288) | -0.00191 (0.00452) |
| $[\Delta(\text{M2}/\text{GDP})_{t-1}](-1)$ | - | 0.00209 (0.00446) | - | 0.00202 (0.00458) |
| $\Delta \ln(\text{RGDP}_{t-1})$ | 2.504 (2.072) | 0.449 (2.909) | 2.823 (2.125) | 0.676 (3.034) |
| $[\Delta \ln(\text{RGDP}_{t-1})](-1)$ | - | 3.391 (2.812) | - | 3.325 (2.972) |
| 글로벌 경제위기 dummy | 0.0729 (0.100) | 0.0677 (0.104) | 0.0701 (0.101) | 0.0648 (0.107) |
| imf 외환위기 dummy | -0.0276 (0.0462) | -0.0300 (0.0472) | -0.0300 (0.0465) | -0.0318 (0.0481) |
| 상수항 | -0.0306 (0.0385) | -0.0515 (0.0418) | -0.0350 (0.0391) | -0.0525 (0.0437) |
| Observations | 116 | 116 | 115 | 114 |

주) 1. 괄호안의 수치는 표준오차 임

2. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄.

나. 민간투자액 추정

- 민간투자액 추정모형은 아래의 식 (4)와 같음
- 선행연구인 서은숙, 빈기범, 황세운(2013)의 추정모형을 참조하여 추정식을 설정하였으며, 선행연구에 따라, 동시성이 예상되는 RGDP, KOSPI, M2/GDP, GDP deflator와 같은 변수들은 모두 1기 시차변수로 설정하였음

$$\ln(RI_t) = \alpha + \beta_1(\text{정부지출액}/GDP)_t + \beta_2(\text{국채발행잔액}/GDP)_t + \beta_3\hat{r}_t \quad (4) \\ + \beta_4\ln RGDP_{t-1} + \beta_5\ln KOSPI_{t-1} + \beta_6(M2/GDP)_{t-1} + \beta_7GDP\ deflator_{t-1} \\ + \delta_1\text{글로벌경제위기 dummy} + \delta_2\text{IMF의 환위기 dummy} + \epsilon_t$$

- 여기에서 RI는 실질 민간투자액, RGDP는 실질 GDP를 나타내며 KOSPI는 주가지수의 기간 평균치, M2는 실질 M2 통화량, GDP deflator는 GDP 디플레이터를 나타냄
- 글로벌 경제위기 더미변수는 기간이 2008년 3분기 ~ 2009년 1분기이면 1, 아니면 0인 더미변수
- IMF경제위기 더미변수는 기간이 1997년 4분기 ~ 2001년 2분기이면 1, 아니면 0인 더미변수
- 위의 (3)식을 추정하기 위해서는 먼저 재정지출 및 국채발행액에 영향을 받는 이자율방정식을 추정하여 \hat{r} 를 구해야 함(앞의 식 (3)을 추정하였음)
 - 민간투자액은 정부지출 또는 국채발행에 반응하여 상승하는 이자율과 음(-)의 관계에 있음
 - 즉, 정부지출 또는 국채발행 증가 → 이자율 상승 → 민간투자 감소의 경로를 고려해야 함

- <표 8>의 민간투자액 장기균형방정식 추정 결과를 살펴보면, 추정된 금리(\hat{r})가 투자에 음(-)의 유의한 영향을 미치는 것으로 나타남
 - 즉, 국채발행 증가로 인한 금리 상승이 민간투자를 감소시켰다는 의미로써 투자 크라우드아웃 효과가 확인됨
- 위의 식 (4)의 모형에 의거한 공적분 검정결과, 적어도 4개 또는 5개의 공적분이 존재하는 것으로 나타남. 따라서 식 (4)의 모형은 공적분이 존재하므로 식 (4)의 모형에 기반하여 장기균형방정식을 추정함(추정결과는 <표 8> 참조)

< Johansen의 공적분 검정 >

| rank | 모형 (1) | 모형(2) | 5% critical value |
|------|-----------------|-----------------|-------------------|
| | trace statistic | trace statistic | |
| 0 | 286.9957 | 355.2837 | 156 |
| 1 | 142.9270 | 210.1608 | 124.24 |
| 2 | 89.5917 | 140.0771 | 94.15 |
| 3 | 52.6104 | 91.9733 | 68.52 |
| 4 | 21.0936* | 48.0733 | 47.21 |
| 5 | 9.3622 | 19.9871* | 29.68 |

- <표 8>에는 민간투자액 장기균형 방정식 추정결과가 제시되어 있음
 - GDP 대비 국채발행잔액은 민간투자액에 유의미한 영향을 보이지 않고 있으나, GDP 대비 재정지출액 비중이 1% 포인트 증가하면, 민간투자액이 1.73% 증가하는 것으로 나타나, 재정지출의 구인효과가 확인됨
 - 한편, 앞의 <표 2>의 ‘모형 (1)’에 기반한 실질이자율 추정치(\hat{r})가 민간투자액에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미침

- 즉 실질이자율이 1% 상승하면, 민간투자는 0.325% 감소함
- 이는 국채발행액 증가로 인한 이자율의 상승이 민간투자를 감소시키는 “투자 크라우드링 아웃 효과”가 확인됨

<표 8> 민간투자액 장기균형방정식 FMOLS 추정결과

| 구분 | (1) | (2) |
|-----------------------------|---------------------------|----------------------------|
| (정부지출/GDP) _t | 0.0173*** (0.00340) | 0.0194*** (0.00398) |
| (국채발행잔고/GDP) _t | - | -7.12e-05 (0.000492) |
| ln(rgdp _{t-1}) | 0.710*** (0.108) | 0.796*** (0.153) |
| ln(kospia _{t-1}) | 0.381*** (0.0389) | 0.408*** (0.0446) |
| (M2/GDP) _{t-1} | -0.000564** (0.000246) | -0.000693*** (0.000266) |
| \hat{r}_t | -0.325*** (0.0652) | -0.355*** (0.0780) |
| gdp deflator _{t-1} | -0.0221*** (0.00472) | -0.0255*** (0.00523) |
| 글로벌 경제위기 dummy | -0.251*** (0.0360) | -0.265*** (0.0398) |
| IMF 외환위기 dummy | 0.102*** (0.0363) | 0.119*** (0.0433) |
| 상수항 | 1.761 (1.165) | 0.833 (1.761) |
| Observations | 115 | 115 |

주) 1. 괄호안의 수치는 표준오차 임

2. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄.

□ <표 9>에는 식 (4)의 모형에 기반한 공적분 방정식의 1기시차 잔차(ce(-1))가 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지고 있음

- 이는 민간투자액이 균형으로부터 이탈했을 시, 약 3 분기에 걸쳐 균형으로 되돌아오는 것 (조정)을 의미함
- VECM 추정결과(모형 (1) 기준), 실질이자율의 단기변동($[\Delta \hat{r}](-1)$)이 민간투자의 단기변동 ($\Delta \ln(RI_t)$)에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미침

<표 9> 민간투자액 방정식 VECM 추정결과

| | (1) | (2) |
|--|--------------------------|---------------------------|
| ce(-1) | -0.312*** (0.0787) | -0.320*** (0.0792) |
| $[\Delta \ln(RI_t)](-1)$ | 0.0896 (0.103) | 0.0727 (0.101) |
| $[\Delta (\text{정부지출/GDP})_t](-1)$ | 0.000793 (0.00160) | 0.00303* (0.00179) |
| $[\Delta (\text{국채발행잔고/GDP})_t](-1)$ | - | 0.000895 (0.000679) |
| $[\Delta \ln(RGDP_{t-1})](-1)$ | -0.740* (0.419) | -0.732* (0.417) |
| $[\Delta \ln(KOSPI_{t-1})](-1)$ | 0.0872* (0.0481) | 0.0562 (0.0487) |
| $[\Delta (M2/GDP)_{t-1}](-1)$ | -0.00117** (0.000522) | -0.00139*** (0.000538) |
| $[\Delta \hat{r}](-1)$ | -0.0745* (0.0407) | -0.0494 (0.0417) |
| $[\Delta \text{GDP deflator}_{t-1}](-1)$ | -0.00930* (0.00521) | -0.00971* (0.00502) |
| 글로벌 경제위기 dummy | -0.00451 (0.0157) | 0.00782 (0.0158) |
| IMF 외환위기 dummy | -0.0648*** (0.0154) | -0.0601*** (0.0143) |
| Constant | 0.0113* (0.00667) | 0.00503 (0.0164) |
| Observations | 114 | 114 |

주) 1. 괄호안의 수치는 표준오차 임

2. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄.

□ <표 10>의 민간투자 단기방정식(차분 모형) 추정 결과를 살펴보면, 앞의 <표 4>에서 추정된 금리(\hat{r}_t)의 변동($\Delta\hat{r}_t$)이 민간투자액의 변동에 음(-)의 유의한 영향을 미치는 것으로 나타남

- 1기시차 KOSPI 지수의 변동($\Delta\ln(\text{KOSPI}_{t-1})$)은 민간투자액의 변동($\Delta\ln(\text{RI}_t)$)에 정(+)의 유의한 영향을 미침

<표 10> 민간투자 단기방정식 추정결과(차분모형)

| 구분 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--|------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| $\Delta(\text{정부지출/GDP})_t$ | 0.000897 (0.00139) | 0.00125 (0.00161) | 0.00100 (0.00139) | 0.00182 (0.00161) |
| $[\Delta(\text{정부지출/GDP})_t](-1)$ | - | -0.000160 (0.00167) | - | 2.93e-07 (0.00166) |
| $\Delta(\text{국채발행잔고/GDP})_t$ | - | - | -0.000792 (0.000691) | -0.000923 (0.000701) |
| $[\Delta(\text{국채발행잔고/GDP})_t](-1)$ | - | - | - | 0.00133* (0.000745) |
| $\Delta\ln(\text{RGDP}_{t-1})$ | 0.511 (0.317) | 0.136 (0.465) | 0.399 (0.332) | 0.284 (0.471) |
| $[\Delta\ln(\text{RGDP}_{t-1})](-1)$ | - | -0.235 (0.448) | - | -0.176 (0.453) |
| $\Delta\ln(\text{KOSPI}_{t-1})$ | 0.109*** (0.0286) | 0.181*** (0.0430) | 0.105*** (0.0288) | 0.181*** (0.0425) |
| $[\Delta\ln(\text{KOSPI}_{t-1})](-1)$ | - | 0.0867* (0.0485) | - | 0.0681 (0.0490) |
| $\Delta(\text{M2/GDP})_{t-1}$ | 0.000237 (0.000484) | 0.000261 (0.000706) | 8.96e-05 (0.000500) | 0.000153 (0.000700) |
| $[\Delta(\text{M2/GDP})_{t-1}](-1)$ | - | -9.86e-05 (0.000723) | - | -6.08e-05 (0.000732) |
| $\Delta\hat{r}_t$ | - | -0.121*** (0.0388) | - | -0.120*** (0.0383) |
| $[\Delta\hat{r}_t](-1)$ | -0.00826 (0.0257) | -0.0420 (0.0428) | -0.00748 (0.0257) | -0.0236 (0.0433) |
| $\Delta \text{GDP deflator}_{t-1}$ | -0.00398 (0.00430) | -0.00857 (0.00614) | -0.00457 (0.00433) | -0.00767 (0.00609) |
| $[\Delta \text{GDP deflator}_{t-1}](-1)$ | - | 0.00385 (0.00596) | - | 0.00512 (0.00594) |
| 글로벌 경제위기 dummy | -0.00541 (0.0172) | -0.000860 (0.0174) | -0.00555 (0.0172) | 0.00348 (0.0174) |
| IMF 외환위기 dummy | -0.00967 (0.00792) | -0.00155 (0.00804) | -0.00808 (0.00803) | -0.00360 (0.00828) |
| 상수항 | 0.00512 (0.00645) | 0.00585 (0.00690) | 0.00812 (0.00695) | 0.00310 (0.00802) |
| Observations | 115 | 114 | 115 | 114 |

주) 1. 괄호안의 수치는 표준편차 임

2. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄.

4. 재정지출액 추정(\widehat{RG}_t)

- 정부는 경기 악화가 예상되는 경우, 경제대책을 수립하여 재정지출을 확대하여 왔음. 이러한 경우 앞의 식 (1)에 있어서 설명변수의 재정지출(RG_t)과 오차항 간의 음(-)의 상관관계를 가지기 때문에 그 계수 추정치가 진짜 값보다 작아질 수 있음
- 이러한 동시성 바이어스를 회피하기 위해 재정지출액을 추정하여 식 (1)에 대입하는 2SLS 기법을 사용하며, 재정지출액 추정식은 福田·相馬(2001)의 추정식을 인용하였음
- 상수항과 시간추세항은 외생변수로 간주하며, 전기의 실질 GDP, 전기의 GDP 디플레이터, 전기의 KOSPI 지수 및 GDP 대비 수출액(EXP/GDP) 등을 설명변수로 포함

$$\ln RG_t = \alpha + \beta_1 \ln RGDP_{t-1} + \beta_3 GDP \text{ deflator}_{t-1} + \beta_4 \ln KOSPI_{t-1} + \beta_5 (EXP/GDP)_{t-1} + \delta' \tau_t + \epsilon_t \quad (5)$$

여기에서 (EXP/GDP)는 GDP 대비 수출비중을 나타내며, τ 는 시간추세항 (time trend)를 나타냄

- 위의 식 (5)의 모형에 기반한 ‘모형 (1)’에 대한 공적분 검정결과 2개의 공적분이 존재하는 것으로 나타나나, 식 (5)에서 GDP 대비 수출 비중 (EXP/GDP)변수가 포함되지 않은 ‘모형 (2)’에서는 공적분이 존재하지 않는 것으로 나타남
- 따라서 이하에서는 ‘모형 (2)’에 대한 장기균형 방정식과 VECM 모형의 추정은 시행하지 않으며, 단기방정식(차분모형)에서는 ‘모형 (1)’과 ‘모형 (2)’의 추정결과를 모두 제시함

< Johansen의 공적분 검정 >

| rank | 모형 (1) | | 모형 (2) | |
|------|-----------------|-------------------|-----------------|----------------|
| | trace statistic | 5% critical value | trace statistic | critical value |
| 0 | 89.9860 | 77.74 | 64.7248 | 54.64 |
| 1 | 56.1447 | 54.64 | 35.3424 | 34.55 |
| 2 | 26.3215* | 34.55 | 18.5547 | 18.17 |
| 3 | 11.6866 | 18.17 | 4.9496 | 3.74 |
| 4 | 3.4958 | 3.74 | | |

□ <표 11>에는 정부재정지출의 장기균형 방정식 추정결과가 제시되어 있음

- 전기의 실질 GDP가 1% 증가하였을때, 재정지출액이 1.19% 증가하는 하는 것으로 나타났으며, 전기의 KOSPI지수가 1% 증가하였을때, 재정지출은 0.23% 감소하는 것으로 나타났음

<표 11> 정부 재정지출 장기균형 방정식 추정결과(FMOLS)

| | 모형 (1) |
|---------------------------------|-------------------------|
| $\ln(\text{RGDP})_{t-1}$ | 1.191*** (0.190) |
| GDP deflator _{t-1} | -0.0281*** (0.00828) |
| $\ln(\text{KOSPI})_{t-1}$ | -0.232*** (0.0393) |
| $(\text{EXP}/\text{GDP})_{t-1}$ | 0.00304 (0.00193) |
| TREND | 0.0173*** (0.00356) |
| 상수항 | -1.088 (2.177) |
| Observations | 115 |

주) 1. 괄호안의 수치는 표준편차 임

2. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄.

□ <표 12>에는 정부 재정지출 방정식의 VECM 추정결과가 제시되어 있음

- 공적분 방정식의 1기시차 잔차(ce(-1))가 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지고 있어, 정부 재정지출이 균형으로부터 이탈했을 시, 약 3분기에 걸쳐 균형으로 되돌아오는 것으로 나타남
- VECM 추정결과(모형 (1) 기준), 전기 GDP 대비 수출액의 단기변동이 정부 재정지출의 단기변동에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미침

<표 12> 정부 재정지출 방정식 VECM 추정결과

| | 모형 (1) |
|---|------------------------|
| ce(-1) | -0.270*** (0.0967) |
| [$\Delta \ln(\text{실질 정부지출})_{t-1}$](-1) | -0.450*** (0.0927) |
| [$\Delta \ln(\text{RGDP})_{t-1}$](-1) | -1.118 (0.831) |
| [$\Delta \text{ GDP deflator}_{t-1}$](-1) | -0.0214* (0.0125) |
| [$\Delta \ln(\text{KOSPI})_{t-1}$](-1) | -0.124 (0.0853) |
| [$\Delta (\text{EXP/GDP})_{t-1}$](-1) | 0.00596* (0.00356) |
| Trend | 4.40e-05 (0.000268) |
| 상수항 | 0.0238 (0.0258) |
| Observations | 116 |

주) 1. 괄호안의 수치는 표준편차 임

2. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄.

□ <표 13>에는 정부 재정지출 단기방정식(차분모형) 추정결과가 제시되어 있음

- 전기 실질 GDP의 변동과 정부 재정지출액 변동은 음(-)의 관계가 나타남
- 이는 전기의 GDP 증가율의 상승은 재정지출액의 증가율을 억제하는 것을 의미함

<표 13> 정부 재정지출 단기방정식 추정결과(차분모형)

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| $[\Delta \ln(\text{RGDP})_{t-1}]$ | -2.182** (0.926) | -1.876* (1.046) | -2.093** (0.910) | -2.052** (0.988) |
| $[\Delta \ln(\text{RGDP})_{t-1}](-1)$ | - | 1.052 (0.979) | - | 0.810 (0.944) |
| $[\Delta \text{ GDP deflator}_{t-1}]$ | -0.0207 (0.0145) | -0.0207 (0.0149) | -0.0231* (0.0139) | -0.0245* (0.0144) |
| $[\Delta \text{ GDP deflator}_{t-1}](-1)$ | - | -0.0121 (0.0154) | - | -0.00991 (0.0147) |
| $[\Delta \ln(\text{KOSPI})_{t-1}]$ | 0.0208 (0.103) | 0.0490 (0.106) | 0.0203 (0.103) | 0.0399 (0.105) |
| $[\Delta \ln(\text{KOSPI})_{t-1}](-1)$ | - | -0.158 (0.115) | - | -0.141 (0.113) |
| $[\Delta (\text{EXP}/\text{GDP})_{t-1}]$ | -0.00254 (0.00441) | -0.00267 (0.00460) | - | - |
| $[\Delta (\text{EXP}/\text{GDP})_{t-1}](-1)$ | - | 0.00475 (0.00471) | - | - |
| Trend | -0.000326 (0.000314) | -0.000189 (0.000344) | -0.000321 (0.000313) | -0.000249 (0.000339) |
| 상수항 | 0.113* (0.0675) | 0.0776 (0.0785) | 0.111 (0.0672) | 0.0948 (0.0769) |
| Observations | 116 | 116 | 116 | 116 |

주) 1. 괄호안의 수치는 표준편차 임

2. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄.

5. 민간소비지출액 추정(\widehat{RCON}_t)

- 민간소비지출을 설명하는 대부분의 선형모형은 주요 설명변수로서 GDP 대비 정부재정적자, GDP 대비 국채발행잔액, 소득(RGDP), GDP 대비 조세수입, GDP 대비 실질 M2 통화량 등을 고려하였음(조하현·박광우, 1997 참조)

$$\ln RCON_t = \alpha + \beta_1(\text{재정적자}/GDP)_{t-1} + \beta_2 \ln RGDP_t + \beta_3(\text{조세수입}/GDP)_{t-1} + \beta_4(M2/GDP)_{t-1} + \delta' D_t + \epsilon_t \quad (6)$$

- 위의 식 (6)의 추정방정식에 의거한 공적분 검정 결과(‘모형 (1)’에서는 적어도 3개의 공적분이 존재하며, 식(6)의 추정방정식에 GDP 대비 국채발행잔액을 추가한 ‘모형 (2)’에서는 적어도 2개의 공적분이 있는 것으로 검정됨

< Johansen의 공적분 검정 >

| rank | 모형 (1) | | 모형 (2) | |
|------|-----------------|-------------------|-----------------|-------------------|
| | trace statistic | 5% critical value | trace statistic | 5% critical value |
| 0 | 108.64 | 68.52 | 132.32 | 94.15 |
| 1 | 59.11 | 47.21 | 73.86 | 68.52 |
| 2 | 33.68 | 29.68 | 41.34* | 47.21 |
| 3 | 15.07* | 15.41 | 18.62 | 29.68 |
| 4 | 2.67 | 3.76 | 4.24 | 15.41 |
| 5 | - | - | 0.27 | 3.76 |

□ 아래의 <표 14>의 민간 소비지출 장기균형 방정식에서는 GDP 대비 재정수지 적자가 1% 포인트 상승하면, 민간소비지출이 0.51%('모형 (1)' 기준)감소하는 것으로 나타나, 재정적자가 민간소비지출을 구축하는 것으로 해석됨

- <표 11>의 '모형 (2)'에는 설명변수로 GDP 대비 국채발행잔액을 추가하였으나, 통계적으로 유의하지 않음
- 결과적으로, 정부 재정지출 적자가 미래의 증세를 예측하게 하여 가계의 소비지출을 감소시키는 '소비 크라우드아웃 효과'가 나타남

<표 14> 민간소비지출 장기균형 방정식 추정결과(FMOLS)

| | 모형 (1) | 모형 (2) |
|------------------------------|--------------------------|--------------------------|
| (재정수지 적자/GDP) _{t-1} | -0.00509*** (0.00177) | -0.00563*** (0.00167) |
| (국채발행잔액/GDP) _{t-1} | - | 0.000634 (0.000434) |
| ln(RGDP) _{t-1} | 0.909*** (0.0616) | 0.767*** (0.0907) |
| (국세수입/GDP) _{t-1} | -0.00303 (0.00524) | -0.00729 (0.00477) |
| (M2/GDP) _{t-1} | 2.95e-05 (0.000263) | 0.000233 (0.000239) |
| IMF 외환위기 dummy | 0.0236 (0.0259) | 0.0153 (0.0240) |
| 글로벌 경제위기 dummy | 0.00123 (0.0411) | -0.0228 (0.0370) |
| 상수항 | 7.384*** (0.690) | 9.036*** (1.040) |
| Observations | 114 | 114 |

주) 1. 괄호안의 수치는 표준편차 임

2. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄.

□ 장기균형에의 조정을 나타내는 $ce(-1)$ 의 계수가 모형 (1)과 (2) 모두에서 음(-)이면서 통계적 유의성을 나타내고 있음(<표 15> 참조)

○ 공적분 검정 결과 공적분이 존재함을 확인하였고, $ce(-1)$ 의 계수가 음(-)의 유의성을 보이는 바, 민간소비지출 방정식에 있어서 장기균형관계가 존재함을 확인할 수 있음

<표 15> 민간소비지출 방정식 VECM 추정결과

| | 모형 (1) | 모형 (2) |
|---|-------------------------|-------------------------|
| $ce(-1)$ | -0.0509* (0.0261) | -0.0395* (0.0223) |
| $\Delta[\ln(RCON)_{t-1}](-1)$ | 0.343*** (0.103) | 0.340*** (0.104) |
| $\Delta[(\text{재정수지적자/GDP})_{t-1}](-1)$ | -0.000552 (0.000516) | -0.000485 (0.000519) |
| $\Delta[(\text{국채발행잔고/GDP})_{t-1}](-1)$ | 0.00106 (0.000757) | 0.00108 (0.000763) |
| $\Delta[\ln(RGDP)_{t-1}](-1)$ | -0.244 (0.231) | -0.128 (0.219) |
| $\Delta[(\text{조세수입/GDP})_{t-1}](-1)$ | 0.00431*** (0.00145) | 0.00402*** (0.00147) |
| $\Delta[(M2/GDP)_{t-1}](-1)$ | -0.000358 (0.000318) | -0.000236 (0.000312) |
| IMF 외환위기 dummy | -0.00241 (0.00637) | 0.00200 (0.00585) |
| 글로벌 경제위기 dummy | -0.0126 (0.0119) | -0.0122 (0.0119) |
| 상수항 | 0.0286*** (0.00916) | 0.0169*** (0.00614) |
| Observations | 113 | 113 |

주) 1. 괄호안의 수치는 표준편차 임

2. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄.

□ <표 16>의 단기 방정식(차분모형)에서는 전기의 재정수지적자의 변동은 민간소비지출 변동에 단기적으로 음(-)의 영향을 미침

- 1기 시차 국세수입의 변동은 민간소비지출 변동에 음(-)의 영향을 미치며, 1기시차 실질 GDP의 변동은 민간소비지출 변동에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타남

<표 16> 민간소비지출 단기 방정식 추정결과(차분모형)

| | 모형 (1) | 모형 (2) | 모형 (3) | 모형 (4) |
|--|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| $\Delta[(\text{재정수지적자}/\text{GDP})_{t-1}]$ | -0.000372 (0.000728) | -0.000624 (0.000799) | -0.000505 (0.000735) | -0.000612 (0.000824) |
| $\Delta[(\text{재정수지적자}/\text{GDP})_{t-1}](-1)$ | - | 0.00151** (0.000752) | - | 0.00145* (0.000766) |
| $\Delta[(\text{국채발행잔고}/\text{GDP})_{t-1}]$ | - | - | 0.000568 (0.000478) | 0.000425 (0.000519) |
| $\Delta[(\text{국채발행잔고}/\text{GDP})_{t-1}](-1)$ | - | - | - | -0.000264 (0.000541) |
| $\Delta[\ln(\text{RGDP})_{t-1}]$ | 0.712*** (0.186) | 0.852*** (0.220) | 0.781*** (0.194) | 0.892*** (0.226) |
| $\Delta[\ln(\text{RGDP})_{t-1}](-1)$ | - | -0.156 (0.209) | - | -0.165 (0.224) |
| $\Delta[(\text{국세수입}/\text{GDP})_{t-1}]$ | -0.00326*** (0.00105) | -0.00376*** (0.00134) | -0.00326*** (0.00105) | -0.00356** (0.00137) |
| $\Delta[(\text{국세수입}/\text{GDP})_{t-1}](-1)$ | - | 0.000219 (0.00135) | - | 0.000438 (0.00138) |
| $\Delta[(\text{M2}/\text{GDP})_{t-1}]$ | 0.000581** (0.000271) | 0.000764** (0.000318) | 0.000576** (0.000271) | 0.000702** (0.000329) |
| $\Delta[(\text{M2}/\text{GDP})_{t-1}](-1)$ | - | -0.000373 (0.000338) | - | -0.000306 (0.000348) |
| IMF 외환위기 dummy | 0.00318 (0.00513) | 0.00455 (0.00520) | 0.00189 (0.00524) | 0.00421 (0.00553) |
| 글로벌 경제위기 dummy | -0.0143 (0.0111) | -0.0118 (0.0116) | -0.0116 (0.0113) | -0.0112 (0.0121) |
| 상수항 | 0.000349 (0.00322) | 0.000661 (0.00363) | -0.00109 (0.00344) | 8.79e-05 (0.00410) |
| Observations | 114 | 113 | 114 | 113 |

주) 1. 괄호안의 수치는 표준편차 임

2. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄.

6. 재정지출 승수 추정

- 앞에서 제시된 식(1)의 추정방정식에 의거하여, 공적분 검정을 실시한 결과 적어도 2개 이상의 공적분이 존재함을 나타냄
 - 투자 크라우드링 아웃 효과와 소비 크라우드링 아웃 효과를 모두 고려한 ‘모형 (3)’에서는 적어도 4개의 공적분이 존재하는 것으로 검정됨

<Johansen의 공적분 검정>

| rank | 모형 (1) | | 모형 (2) | | 모형 (3) | |
|------|-----------------|-------------------|-----------------|-------------------|-----------------|-------------------|
| | trace statistic | 5% critical value | trace statistic | 5% critical value | trace statistic | 5% critical value |
| 0 | 104.13 | 68.52 | 183.58 | 94.15 | 234.31 | 124.24 |
| 1 | 59.62 | 47.21 | 103.32 | 68.52 | 145.47 | 94.15 |
| 2 | 25.91* | 29.68 | 57.73 | 47.21 | 91.07 | 68.52 |
| 3 | 10.07 | 15.41 | 24.33* | 29.68 | 51.68 | 47.21 |
| 4 | 3.41 | 3.76 | 9.66 | 15.41 | 21.43* | 29.68 |
| 5 | - | - | 2.37 | 3.76 | 7.41 | 15.41 |
| 6 | - | - | - | - | 2.10 | 3.76 |

- 마지막으로 앞의 식 (1)에 제시된 재정지출 승수 모형의 장기균형 방정식 추정 결과는 <표 17>에 제시되어 있음
 - <표 17>에는 재정지출의 국내총생산 탄력성 수치가 제시되어 있음
 - 투자 및 소비 크라우드링 아웃을 미반영한 ‘모형 (1)’에서 재정지출의 국내총생산 탄력성은 0.319이며, 투자 크라우드링 아웃을 반영한 ‘모형 (2)’에서 탄력성은 0.306로 나타남. 즉 투자 크라우드링 아웃을 고려한 재정지출 탄력성이 0.014만큼 작아짐

- 투자 크라우드링 아웃과 소비 크라우드링 아웃을 모두 반영한 ‘모형 (3)’에서의 재정지출의 국내총생산 탄력성은 0.209로 투자 크라우드링 아웃과 소비 크라우드링 아웃효과를 반영하지 않은 경우의 추정치보다 0.11만큼 작아짐

○ <표 17>의 각 모형의 추정치를 이용하여 재정승수를 구해보면 다음과 같음

- 탄력성은 $\epsilon_G = \frac{\Delta GDP}{\Delta G} \frac{G}{GDP}$ 이므로, 재정승수는 $\frac{\Delta GDP}{\Delta G} = \epsilon_G \times \frac{GDP}{G}$ 임

- 재정승수는 투자크라우드링 아웃, 소비크라우드링 아웃을 고려한 경우와 고려하지 않은 경우 각각 고려한 경우 등을 조합하면 기준선(base line)에서 증감범위로 분석결과를 제시하는 것이 필요

- 모형 (1) : 투자크라우드링 아웃, 소비 크라우드링 아웃이 모두 고려되지 않은 경우, $\frac{\Delta GDP}{\Delta G} = \text{계수} \times \frac{GDP}{G} = 0.3194 \times 4.94667$ 이며, 추정된 재정승수(1.580)의 $\pm 10\%$ 의 증감 범위를 고려하면, 모형 (1)의 재정승수는 1.422 ~ 1.738 임

- 모형 (2) : 투자 크라우드링아웃 효과 고려한 경우, $\frac{\Delta GDP}{\Delta G} = 0.306 \times 4.94667$ 이며, 추정된 재정승수(1.512)의 $\pm 10\%$ 의 증감 범위를 고려하면, 모형 (2)의 재정승수는 1.361 ~ 1.663 임

- 모형 (3) : 투자크라우드링 아웃, 소비 크라우드링 아웃 효과 모두 고려한 경우, $\frac{\Delta GDP}{\Delta G} = 0.209 \times 4.94667$ 이며, 추정된 재정승수(1.034)의 $\pm 10\%$ 의 증감 범위를 고려하면, 모형 (3)의 재정승수는 0.932 ~ 1.139임

- 민간투자 크라우드링 아웃효과보다 민간소비 크라우드링 아웃효과가 훨씬 크게 나타나는데, 이는 정부 재정지출이 이자율을 통해 민간투자를 감소시키는 경로와 함께, 정부 재정지출이 민간투자를 증가시키는 구인효과 (<표 5>의 민간투자액 장기 균형방정식 추정결과)가 혼재해 있으므로 정부의 재정지출의 민간투자 크라우드링 아웃 효과보다 소비 크라우드링 아웃 효과가 훨씬 큰 것으로 해석됨

<표 17> 재정지출승수 장기균형 방정식 추정결과(FMOLS)

| 구분 | 모형 (1) | 모형 (2) | 모형 (3) |
|--------------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| $[\ln \widehat{RCON}_t]$ | - | - | 0.341*** (0.0555) |
| $[\ln \widehat{RL}_t]$ | - | 0.263*** (0.0397) | 0.146*** (0.0361) |
| $[\ln \widehat{RG}_t]$ | 0.319*** (0.0323) | 0.306*** (0.0230) | 0.209*** (0.0237) |
| $\ln(\text{REX}_t)$ | 0.269*** (0.0320) | 0.249*** (0.0229) | 0.182*** (0.0200) |
| $(\text{IM}/\text{GDP})_{t-1}$ | -0.00441*** (0.000902) | -0.00471*** (0.000645) | -0.00329*** (0.000527) |
| $\ln(\text{EMP}_t)$ | 0.350*** (0.0780) | 0.0218 (0.0784) | 0.0646 (0.0600) |
| 글로벌 경제위기 dummy | -0.00654 (0.0189) | 0.0546*** (0.0161) | 0.0140 (0.0139) |
| IMF 외환위기 dummy | -0.0552*** (0.0116) | -0.0300*** (0.00893) | -0.0266*** (0.00679) |
| 코로나 팬데믹 dummy | -0.0262** (0.0120) | -0.0314*** (0.00863) | -0.00331 (0.00755) |
| 상수항 | 2.020*** (0.441) | 2.663*** (0.340) | -0.848 (0.637) |
| Observations | 114 | 114 | 114 |

주) 1. 괄호안의 수치는 표준편차 임

2. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄.

□ <표 18>에는 각각 ‘모형 (1)’, ‘모형 (2)’와 ‘모형 (3)’의 VECM 추정결과가 제시되어 있음

- 장기균형에의 조정을 나타내는 $cc(-1)$ 의 계수가 ‘모형 (1)’ ~ ‘모형 (3)’ 모두에서 음(-)이면서 통계적 유의성을 나타내고 있으므로 Johansen 공적분 검정에 더하여 공적분이 존재함으로 다시 한번 확인할 수 있음
- 1기 시차의 정부재정지출 변동($[\Delta \ln \widehat{RG}_t](-1)$)이 GDP 변동에 정(+)의 부호를 가지나 통계적으로 유의하지 않음(<표 15> 참조). 즉 단기적 변동 측면에서 재정지출이 GDP에 통계적으로 영향을 미치지 않음을 의미함

<표 18> 재정지출 승수 모형 VECM 추정결과

| 구분 | 모형 (1) | 모형 (2) | 모형 (3) |
|---|------------------------|------------------------|-------------------------|
| ce(-1) | -0.105** (0.0422) | -0.134** (0.0545) | -0.123*** (0.0357) |
| $[\Delta \ln(\widehat{RGDP})_t](-1)$ | 0.275** (0.135) | 0.306** (0.134) | 0.237* (0.124) |
| $[\Delta \ln(\widehat{RI})](-1)$ | - | 0.0410 (0.0256) | 0.0456* (0.0257) |
| $[\Delta \ln(\widehat{RCON}_t)](-1)$ | - | - | -0.126* (0.0679) |
| $[\Delta \ln(\widehat{RG}_t)](-1)$ | 0.0391 (0.0378) | 0.0283 (0.0374) | 0.0171 (0.0372) |
| $[\Delta \ln(\widehat{REX}_t)](-1)$ | -0.0904*** (0.0202) | -0.0880*** (0.0225) | -0.0802*** (0.0218) |
| $[\Delta (\widehat{IM/GDP})_{t-1}](-1)$ | 0.000256 (0.000633) | 0.000585 (0.000653) | 0.000758 (0.000645) |
| $[\Delta \ln(\widehat{EMP})](-1)$ | 0.0907 (0.180) | -0.00441 (0.187) | 0.154 (0.196) |
| 글로벌 경제위기 dummy | -0.00876 (0.00729) | -0.00660 (0.00791) | -0.00526 (0.00787) |
| IMF 외환위기 dummy | -0.0115** (0.00484) | -0.0125** (0.00491) | -0.00905** (0.00444) |
| 코로나 팬데믹 dummy | 0.00156 (0.00417) | 2.54e-05 (0.00415) | -0.00172 (0.00408) |
| 상수항 | -0.118*** (0.0376) | -0.00108 (0.00349) | 0.00258 (0.00233) |
| Observations | 115 | 114 | 113 |

주) 1. 괄호안의 수치는 표준편차 임

2. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄.

□ 재정지출 승수 단기방정식(차분모형)에서는 모든 추정결과에서 정부 재정지출 변수의 계수가 통계적으로 유의하지 않음(<표 19> 참조)

- 단, 단기방정식은 1차 차분모형이므로 변수들의 시계열적 안정성은 확보가 가능하나, 변수들간에 형성된 장기적 트렌드의 내용에 관한 정보는 전부 유실되어 버린다는 문제가 있음
- 정부 재정지출액의 단기 변동과 GDP의 단기 변동 간에 통계적으로 유의미한 관계가 성립하지 않음을 의미함

<표 19> 재정지출 승수 단기방정식 추정결과(차분모형)

| 구분 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--------------------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|
| $\Delta \ln \widehat{RCON}_t$ | - | - | - | - | -0.0312 (0.0548) | -0.00716 (0.0586) |
| $[\Delta \ln \widehat{RCON}_t](-1)$ | - | - | - | - | - | -0.0712 (0.0582) |
| $[\Delta \ln(\widehat{RI})]$ | - | - | -0.00638 (0.0178) | 0.00635 (0.0203) | -0.00345 (0.0187) | 0.00735 (0.0211) |
| $[\Delta \ln(\widehat{RI})](-1)$ | - | - | - | 0.0274 (0.0207) | - | 0.0328 (0.0214) |
| $[\Delta \ln \widehat{RG}_t]$ | -0.0338 (0.0292) | -0.0344 (0.0308) | -0.0334 (0.0294) | -0.0225 (0.0328) | -0.0338 (0.0300) | -0.0232 (0.0330) |
| $[\Delta \ln \widehat{RG}_t](-1)$ | - | 0.020 (0.0306) | - | 0.0181 (0.0313) | - | 0.0218 (0.0321) |
| $\Delta \ln(\text{REX}_t)$ | 0.0108 (0.0145) | 0.0147 (0.0152) | 0.0102 (0.0146) | 0.0101 (0.0158) | 0.0122 (0.0151) | 0.0142 (0.0163) |
| $\Delta \ln(\text{REX}_t](-1)$ | - | -0.0120 (0.0191) | - | -0.00746 (0.0196) | - | -0.00531 (0.0200) |
| $[\Delta (\text{IM/GDP})_{t-1}]$ | -0.00104** (0.000444) | -0.000646 (0.000592) | -0.00107** (0.000455) | -0.000782 (0.000611) | -0.00097** (0.000487) | -0.000684 (0.000623) |
| $[\Delta (\text{IM/GDP})_{t-1}](-1)$ | - | -0.000243 (0.000491) | - | -6.32e-05 (0.000515) | - | 0.000115 (0.000541) |
| $[\Delta \ln(\text{EMP}_t)]$ | 0.988*** (0.0944) | 1.024*** (0.109) | 1.003*** (0.103) | 0.999*** (0.116) | 1.029*** (0.114) | 0.988*** (0.125) |
| $[\Delta \ln(\text{EMP}_t)](-1)$ | - | -0.115 (0.113) | - | -0.175 (0.127) | - | -0.110 (0.139) |
| 세계 경제위기 dummy | -0.0122** (0.00533) | -0.0122** (0.00576) | -0.0128** (0.00567) | -0.0101 (0.00636) | -0.0133** (0.00577) | -0.0108* (0.00646) |
| 코로나 팬데믹 dummy | -0.00475 (0.00303) | -0.00464 (0.00310) | -0.00469 (0.00305) | -0.00473 (0.00314) | -0.00499 (0.00312) | -0.00520 (0.00323) |
| IMF 외환위기 dummy | 0.00483* (0.00255) | 0.00412 (0.00267) | 0.00485* (0.00256) | 0.00383 (0.00270) | 0.00506* (0.00261) | 0.00458 (0.00280) |
| Constant | 0.00615*** (0.00121) | 0.0063*** (0.00141) | 0.00615*** (0.00121) | 0.00640*** (0.00144) | 0.00624*** (0.00124) | 0.00648*** (0.00146) |
| Observations | 115 | 115 | 115 | 114 | 115 | 114 |

7. TVP모형에 의한 재정지출 승수

- 재정지출 승수 결정요인 분석을 위해서는 재정지출 탄력성 추정치가 시간에 따라 변화하는 계수를 얻어야 함
- 본 연구에서는 시간에 따라 변화하는 재정지출 탄력성을 추정하기 위해 앞에서 공적분관계의 존재가 확인된 앞의 식 (1)에 제시된 장기균형방정식에 기반하여 시변모수 (Time Varying Parameter: TVP) 추정법을 적용함
 - TVP 추정법은 재정지출승수가 시간에 따라 변화한다고 가정함으로써 재정지출 변화에 따른 국내총생산 증가 효과의 정도를 시계열적으로 살펴볼 수 있음
- TVP 추정모형
 - TVP 모형은 추정계수 β 가 시간에 따라 변화하는 파라미터(β_t)값을 갖는 것으로 가정하며, β_t 가 다음과 같은 random walk를 가정함($\beta_t = \beta_{t-1} + v_t$)
 - TVP 모형은 식 (5)와 같이 측정방정식과 이행방정식으로 구성됨

$$\text{측정방정식 : } Y_t = X_t\beta_t + e_t, t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (7)$$

$$\text{이행방정식 : } \beta_t = F\beta_{t-1} + v_t \quad (8)$$

$$\begin{pmatrix} e_t \\ v_t \end{pmatrix} \sim N \begin{pmatrix} R & 0 \\ 0 & Q \end{pmatrix}$$

- 위의 식(7)은 측정방정식 (measurement equation)을 나타내며, X_t 는 t시기의 k개의 외생적인 설명변수를 나타냄
- 식 (8)은 β_t 의 시간에 걸친 변화과정을 나타내는 이행방정식(transition equation)을 나타내며, β_t 는 (k×1)의 추정계수 행렬임

- e_t 와 v_t 는 서로 독립적인 것으로 가정하며, R은 측정방정식의 오차항의 분산(σ_e^2), Q는 추정계수 이행방정식의 오차항의 분산인 ($k \times k$)의 공분산행렬(대각행렬)을 의미함
- F, R, Q를 사전에 알 수 있다고 가정하면, Y_1, Y_2, \dots, Y_T 를 각각 X_1, X_2, \dots, X_T 에 회귀하여 β_t 를 구할 수 있지만, 엄청난 크기의 역행렬을 계산해야 함
- 그러나, Kalman Filter에 축차적 (recursive procedure) 프로세스를 이용하면 β_t 를 비교적 쉽게 구할 수 있음¹⁾
- 위의 식 (7)에서 X_t 는 설명변수 행렬이며, β_t 의 시간에 걸쳐 변화하는 계수행렬이고 F는 random walk로 시간에 걸쳐 이행한다는 변화 경로를 정의해 주는 행렬임
- 앞의 식 (1)을 상태공간모형 형태로 간략히 표현하면 다음과 같음

$$\ln Y_t = \alpha + \beta_{1,t} \ln \widehat{G}_t + \beta_{2,t} \ln \widehat{I}_t + \beta_{3,t} \ln \widehat{C}_t + \beta_{4,t} \ln X_t + e_t \quad (9)$$

여기에서 $\ln Y_t$ =실질 GDP의 자연대수값, $\ln \widehat{G}_t$ 는 실질 정부지출액 추정치, $\ln \widehat{I}_t$ =실질 민간투자액의 추정치, $\ln \widehat{C}_t$ 실질 민간소비지출액 추정치, X_t 는 기타 설명변수로써 실질수출액의 자연대수값, GDP 대비 수입 비중, 고용을 나타내는 임금근로자수 임

- 위의 식 (7)의 측정방정식과 식 (8)의 이행방정식은 각각,

$$\ln Y_t = [1 \ln G_t \ln I_t \ln C_t \ln X_t] \begin{bmatrix} \alpha_t \\ \beta_{1t} \\ \beta_{2t} \\ \beta_{3t} \\ \beta_{4t} \end{bmatrix} + e_t$$

$$\begin{bmatrix} \alpha_t \\ \beta_{1t} \\ \beta_{2t} \\ \beta_{3t} \\ \beta_{4t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{t-1} \\ \beta_{1, t-1} \\ \beta_{2, t-1} \\ \beta_{3, t-1} \\ \beta_{4, t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{\alpha t} \\ v_{\beta_{1t}} \\ v_{\beta_{2t}} \\ v_{\beta_{3t}} \\ v_{\beta_{4t}} \end{bmatrix}$$

1) $\beta_{t-1} | Y^{t-1} \sim N(\widehat{\beta}_{t-1}, \Sigma_{t-1})$, $Y^{t-1} = Y_1, Y_2, \dots, Y_{t-1}$,
 예측방정식 : $\beta_t | Y^{t-1} \sim N(\widehat{\beta}_t, \lambda^{-1} \Sigma_t)$

이며, R, F, Q는 다음과 같다.

$$R = \sigma_e^2$$

$$F = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$Q = \begin{bmatrix} \sigma_\alpha^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_1^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_2^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta_3^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_4^2 \end{bmatrix}$$

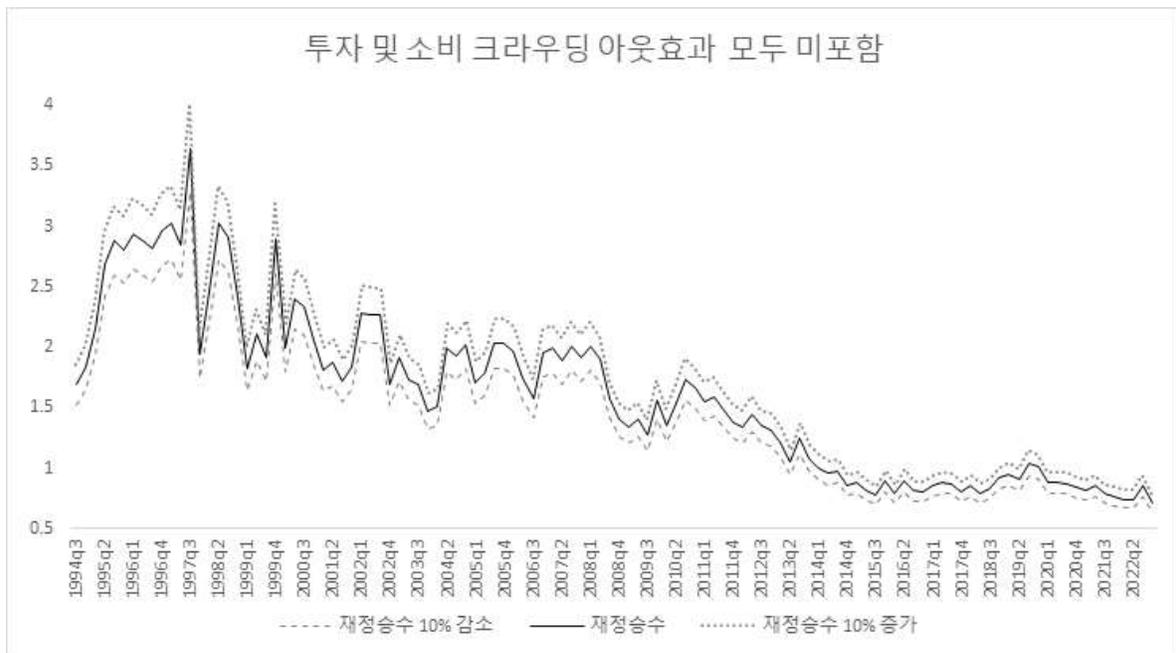
- 따라서 위의 상태공간모형에서 미지수는 $\sigma_e^2, \sigma_\alpha^2, \sigma_{\beta_1}^2, \sigma_{\beta_2}^2, \sigma_{\beta_3}^2, \sigma_{\beta_4}^2$ 로 6개이며, 시간에 걸쳐 변화하는 TVP의 갯수는 $\alpha_t, \beta_{1t}, \beta_{2t}, \beta_{3t}, \beta_{4t}$ 를 포함하여 모두 5개임
- 시간에 따라 변화하는 재정지출의 GDP 탄력성은 앞의 추정방정식 식(1)에 기반하여 추정되며, 본 연구에서는 β_{1t} 추정치가 재정지출의 GDP탄력성을 나타냄

$$\ln RGDP_t = \alpha + \beta_{1t} \ln \widehat{RG}_t + \beta_{2t} \ln \widehat{RI}_t + \beta_{3t} \ln \widehat{RCON}_t + \beta_{4t} \ln REX_t + \beta_{5t} (IM_{t-1} / GDP_{t-1}) + \beta_{6t} \ln (EMP_t) + \delta_t' D_t + \epsilon_t \quad (10)$$

- 아래의 <그림 4>, <그림 5>, <그림 6>와 <표 20>, <표 21>, <표 22>에는 추정된 β_{1t} 에 t시기의 GDP/재정지출액($\frac{GDP_t}{G_t}$)을 곱하여 구한 재정지출 승수의 범위가 제시되어 있음
- <그림 4>에는 투자 및 소비 크라우드링 아웃이 반영되지 않은 재정지출 승수의 시기별 추이가 제시되어 있는데, 시간의 변화에 따라 지속적으로 재정지출 승수의 평균값이 하락하고 있음

- <표 20>에는 1994~ 2000년, 2001~2010년, 2011 ~ 2022년, 1994~ 2022년(전기간)으로 시기를 구분하여 재정지출 승수의 시기별 평균값을 제시하였음
 - 1994~2022년의 전기간의 재정지출 승수는 1.451 ~ 1.774(평균 1.61)로 나타나며,
 - 1994~ 2000년 기간의 승수는 2.265 ~ 2.769(평균 2.52)로 가장 크며,
 - 2001~2010년 기간의 승수는 1.606 ~ 1.962(평균 1.784)
 - 2011 ~ 2022년 기간의 재정지출 승수는 0.882 ~ 1.078(평균 0.98)으로 가장 작음

<그림 4> 재정지출 승수의 시간 추이(투자 및 소비 크라우드링 아웃 미반영)

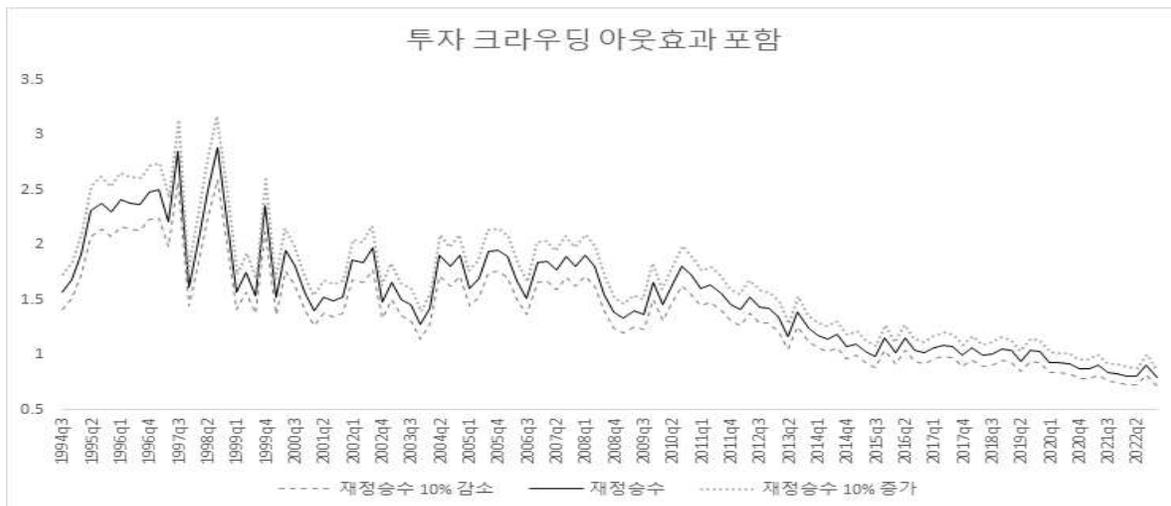


<표 20> 시기별 재정지출 승수 (투자 및 소비 크라우드링 아웃 미반영)

| 구분 | 1994~2000년 | 2001~2010년 | 2011~2022년 | 1994~2022년 |
|----------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 재정승수의 범위 | 2.265~2.769 | 1.606~1.962 | 0.882~1.078 | 1.451~1.774 |
| 재정승수 평균 | 2.517 | 1.784 | 0.980 | 1.613 |

- <그림 5>에는 투자 크라우드링 아웃효과를 반영한 재정지출 승수의 시기별 추이가 제시되어 있음. <그림 4>와 유사하게 시간의 변화에 따라 지속적으로 재정지출 승수값이 작아지는 추이를 보이고 있음
- 아래의 <표 21>에는 1994~ 2000년, 2001~2010년, 2011 ~ 2022년, 1994~ 2022년(전기간)의 시기별 재정지출 승수의 범위와 평균값이 제시되어 있음
 - 1994~2022년 전기간의 재정지출 승수는 1.376 ~ 1.682(평균 1.529)로 나타남. 이는 투자 크라우드링 아웃은 0.084(=1.613-1.529)임을 의미함
 - 1994~ 2000년 기간의 승수는 1.894 ~ 2.315(평균 2.104)로 가장 크며
 - 2001~2010년 기간의 승수는 1.496 ~ 1.829(평균 1.663)
 - 2011 ~ 2022년 기간의 재정지출 승수는 0.995 ~ 1.216(평균 1.106)으로 가장 작음

<그림 5> 재정지출 승수의 시간 추이(투자 크라우드링 아웃 반영)

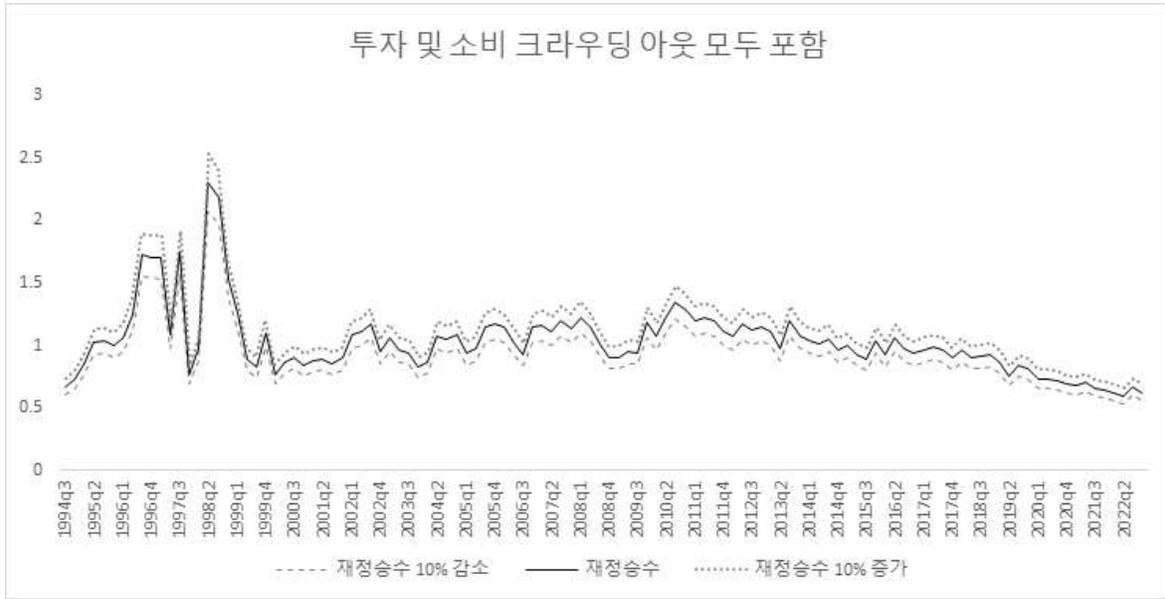


<표 21> 시기별 재정지출 승수(투자 크라우드링 아웃 반영)

| 구분 | 1994~2000년 | 2001~2010년 | 2011~2022년 | 1994~2022년 |
|----------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 재정승수의 범위 | 1.894~2.315 | 1.496~1.829 | 0.995~1.216 | 1.376~1.682 |
| 재정승수 평균 | 2.104 | 1.663 | 1.106 | 1.529 |

- <그림 6>에는 투자 및 소비 크라우드링 아웃효과가 모두 반영된 재정지출 승수의 시기별 추이가 제시되어 있는데, 시간의 변화에 따라 지속적으로 재정지출 승수값 조금씩 하락하는 추이를 보이고 있음
- 아래의 <표 22>에는 1994~ 2000년, 2001~2010년, 2011 ~ 2022년, 1994~ 2022년(전기간)의 시기별 재정지출 승수의 범위와 평균값이 제시되어 있음
 - 1994~2022년의 전기간의 재정지출 승수는 0.924 ~ 1.130(평균 1.027)로 나타남. 이는 소비 및 투자 크라우드링 아웃 효과는 0.586(=1.613-1.027)임을 의미함
 - 재정지출 1조원은 국내총생산을 1조 270억원 증가시키며, 이 중 소비 및 투자 크라우드링 아웃 효과는 5,860억원(1조 6130억원 - 1조 270억원)으로 나타남
 - 1994~ 2000년 기간의 승수는 1.067 ~ 1.304(평균 1.186)로 가장 크며
 - 2001~2010년 기간의 승수는 0.944 ~ 1.154(평균 1.049),
 - 2011 ~ 2022년 기간의 승수는 0.831 ~ 1.015(평균 0.923)으로 가장 작음

<그림 6> 재정지출 승수의 시간 추이(투자 및 소비 크라우드링 아웃 모두 반영)



<표 22> 시기별 재정지출 승수(투자 및 소비 크라우드링 아웃 모두 반영)

| 구분 | 1994~2000년 | 2001~2010년 | 2011~2022년 | 1994~2022년 |
|----------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 재정승수의 범위 | 1.067~1.304 | 0.944~1.154 | 0.831~1.015 | 0.924~1.130 |
| 재정승수 평균 | 1.186 | 1.049 | 0.923 | 1.03 |

IV. 시나리오 분석

1. 재정지출 승수의 결정요인

□ 재정지출 승수 결정요인 분석

- 재정지출 승수 결정요인은 국가채무, 통합재정수지 적자 비중, 항목별 비중의 시나리오에 따른 재정지출 승수의 변화를 파악하기 위해 결정요인 분석이 필요
- 재정지출승수 결정요인 분석은 최진호·손민규(2013)의 연구를 참조하여 분석함
- 아래의 식 (11)은 재정지출승수 결정요인 분석을 위한 추정식임

$$FM_t = \beta_0 + \beta_1 G_{i,t-1} + \beta_2 HPCycle_{t-1} + \beta_3 TXFIN_{t-1} + \beta_4 IMY_{t-1} + \epsilon_t \quad (11)$$

FM : 재정 지출승수

$HPCycle$: H-P 필터 순환변동치

$TXFIN$: 국세수입 / GDP(%)

IMY : 재화 및 서비스 수입/GDP(%)

G_i : GDP 대비 재정수지적자 비중(DY, %), GDP 대비 국채발행잔액(BY, %), GDP 대비 정부지출 총액(GY, %), 정부지출 중 재량지출의 GDP 비중(DEY), 정부지출 중 경상지출액 GDP(CGY), 정부지출 중 자본지출액 GDP 비중(KGY)

※ 재량지출 확대 부분만을 감안하기 위한 경기조정 재정지출(IMF 기준)

(최진호·손민규, 2013, 인용)

재량지출 = 경기조정 재정지출(G^A)

$$G^A = G \left(\frac{Y^P}{Y} \right)^{\epsilon G}$$

G^A : 재량지출 증감 = 경기조정 재정지출,

G : 정부 재정지출,

Y^P : 잠재 GDP(HP 필터를 이용하여, 트렌드 부분 추출)

Y : GDP,

ϵG : 재정지출의 GDP갭 탄력성 = -0.28(박기백·박형수, 2002 인용)

- 재정지출 승수 결정요인 추정결과
- 위의 식(11)의 추정방정식 의거하여, 각각 공적분 검정을 실시한 결과, 모든 추정모형에서 적어도 2개의 공적분이 존재함을 확인하였음
- GDP 대비 재정수지적자 비중(DY, %), GDP 대비 국채발행잔액(BY, %), GDP 대비 정부지출 총액(GY, %), 정부지출 중 재량지출의 GDP 비중(DEY)의 추정치는 다음과 같음
 - 베이스라인 재정 승수는 앞의 TVP 추정모형에서 구한 1994~2022년까지 전기간 재정지출 승수의 평균치 1.027임
 - (국채발행잔액/GDP)가 1% 포인트 증가할때, 재정지출 승수는 0.0034 감소함
 - (통합재정수지 적자/GDP)가 1% 포인트 증가할 때, 재정지출 승수는 0.0062 감소
 - (정부지출 총액/GDP)가 1% 포인트 증가할때, 재정지출 승수는 0.0523 감소
 - 정부지출 중 재량지출(재량지출액/GDP)이 1%포인트 증가할 때, 재정지출 승수는 0.0499 감소함
- 재정지출 항목별로 자본지출과 경상지출의 재정 승수에의 영향
 - 정부지출 중 자본지출(자본지출/GDP)가 1% 포인트 증가할 때, 재정지출승수는 0.0178 증가함
 - 일반적으로 자본지출 비중이 높을수록 재정지출 승수가 상승하는 것으로 알려져 있는데, 이는 건설업 등의 높은 생산유발효과와 향후 자본축적에 따른 추가적인 생산성 향상 효과 등에 기인한 것으로 설명할 수 있음(최진호·손민규, 2013, p. 13 인용)
 - 정부지출 중 경상지출(경상지출/GDP)가 1% 포인트 증가할때, 재정승수는 -0.0566 감소함

□ GDP 대비 재정수지적자 비중(DY, %), GDP 대비 국채발행잔액(BY, %), GDP 대비 정부지출 총액(GY, %), 정부지출 중 재량지출의 GDP 비중(DEY)의 추정치는 다음과 같음

- 베이스라인 재정 승수는 앞의 TVP 추정모형에서 구한 1994~2022년까지 전기간 재정지출 승수의 평균치 1.027임
- (국채발행잔액/GDP)가 1% 포인트 증가할때, 재정지출 승수는 2022년 1.027에서 2031년 1.0236으로 0.0034 감소하는 것으로 전망되어 재정지출의 효과가 소폭 감소하는 것으로 나타남

<표 23> 국채발행잔액 비중 재정지출 승수 전망치

| 연도 | 실질gdp성장률 (전망치) | gdp(십억) | 국채발행잔고 (십억) | 국채발행잔고/ GDP | 재정지출승수 전망치 |
|----|-------------------|-----------|----------------|----------------|---------------|
| 22 | 2.5 | 2,161,574 | 5,094,960 | 2.3571 | 1.0270 |
| 23 | 2.1 | 2,206,967 | 5,447,172 | 2.4682 | 1.0266 |
| 24 | 2.3 | 2,257,727 | 5,823,316 | 2.5793 | 1.0262 |
| 25 | 2.3 | 2,309,655 | 6,213,880 | 2.6904 | 1.0259 |
| 26 | 2.1 | 2,358,158 | 6,606,390 | 2.8015 | 1.0255 |
| 27 | 2.1 | 2,407,679 | 7,012,644 | 2.9126 | 1.0251 |
| 28 | 2 | 2,455,833 | 7,425,767 | 3.0237 | 1.0247 |
| 29 | 1.9 | 2,502,493 | 7,844,911 | 3.1348 | 1.0244 |
| 30 | 1.8 | 2,547,538 | 8,269,179 | 3.2459 | 1.0240 |
| 31 | 1.8 | 2,593,394 | 8,706,179 | 3.3571 | 1.0236 |

- (통합재정수지 적자/GDP)가 1% 포인트 증가할 때, 재정지출 승수는 2022년 1.027에서 2031년 1.0208로 0.0062 감소하는 것으로 전망되어 재정지출의 효과가 소폭 낮아지는 것으로 나타남

<표 24> 통합재정수지 적자 비중 재정지출 승수 전망치

| 연도 | 실질gdp성장률 (전망치) | gdp(십억) | 통합재정수지 적자 | 통합재정수지 적자/GDP | 재정지출승수 전망치 |
|----|-------------------|-----------|--------------|------------------|---------------|
| 22 | 2.5 | 2,161,574 | 6,917,037 | 3.2000 | 1.0270 |
| 23 | 2.1 | 2,206,967 | 7,307,513 | 3.3111 | 1.0263 |
| 24 | 2.3 | 2,257,727 | 7,726,445 | 3.4222 | 1.0256 |
| 25 | 2.3 | 2,309,655 | 8,160,781 | 3.5333 | 1.0249 |
| 26 | 2.1 | 2,358,158 | 8,594,175 | 3.6444 | 1.0242 |
| 27 | 2.1 | 2,407,679 | 9,042,173 | 3.7556 | 1.0236 |
| 28 | 2 | 2,455,833 | 9,495,886 | 3.8667 | 1.0229 |
| 29 | 1.9 | 2,502,493 | 9,954,363 | 3.9778 | 1.0222 |
| 30 | 1.8 | 2,547,538 | 10,416,601 | 4.0889 | 1.0215 |
| 31 | 1.8 | 2,593,394 | 10,892,255 | 4.2000 | 1.0208 |

- (정부지출 총액/GDP)가 1% 포인트 증가할때, 재정지출 승수는 2022년 1.027에서 2031년 0.9747로 0.0523 감소하는 것으로 전망되어 재정지출의 효과가 소폭 낮아지는 것으로 나타남

<표 25> GDP대비 정부지출총액 비중 재정지출 승수 전망치

| 연도 | 실질gdp성장률 (전망치) | gdp(십억) | 정부지출총액 | 정부지출총액/ GDP | 재정지출승수 전망치 |
|----|-------------------|-----------|-----------|----------------|---------------|
| 22 | 2.5 | 2,161,574 | 621,312 | 0.2874 | 1.0270 |
| 23 | 2.1 | 2,206,967 | 879,578 | 0.3985 | 1.0212 |
| 24 | 2.3 | 2,257,727 | 1,150,667 | 0.5097 | 1.0154 |
| 25 | 2.3 | 2,309,655 | 1,433,761 | 0.6208 | 1.0096 |
| 26 | 2.1 | 2,358,158 | 1,725,887 | 0.7319 | 1.0038 |
| 27 | 2.1 | 2,407,679 | 2,029,651 | 0.8430 | 0.9979 |
| 28 | 2 | 2,455,833 | 2,343,114 | 0.9541 | 0.9921 |
| 29 | 1.9 | 2,502,493 | 2,665,688 | 1.0652 | 0.9863 |
| 30 | 1.8 | 2,547,538 | 2,996,730 | 1.1763 | 0.9805 |
| 31 | 1.8 | 2,593,394 | 3,338,826 | 1.2874 | 0.9747 |

□ 재정지출 항목별로 자본지출과 경상지출의 재정 승수에의 영향

- 정부지출 중 자본지출(자본지출/GDP)가 1% 포인트 증가할 때, 재정지출승수는 2022년 1.027에서 2031년 1.0448로 0.0178 증가하는 것으로 전망되어 재정지출의 효과가 소폭 증가하는 것으로 나타남
- 일반적으로 자본지출 비중이 높을수록 재정지출 승수가 상승하는 것으로 알려져 있는데, 이는 건설업 등의 높은 생산유발효과와 향후 자본축적에 따른 추가적인 생산성 향상 효과 등에 기인한 것으로 설명할 수 있음(최진호·손민규, 2013, p. 13 인용)

<표 26> GDP대비 자본지출총액 비중 재정지출 승수 전망치

| 연도 | 실질gdp성장률 (전망치) | gdp(십억) | 정부자본지출 | 정부자본지출/ GDP | 재정지출승수 전망치 |
|----|-------------------|-----------|-----------|----------------|---------------|
| 22 | 2.5 | 2,161,574 | 37,019 | 0.0171 | 1.0270 |
| 23 | 2.1 | 2,206,967 | 283,015 | 0.1282 | 1.0290 |
| 24 | 2.3 | 2,257,727 | 540,383 | 0.2393 | 1.0310 |
| 25 | 2.3 | 2,309,655 | 809,440 | 0.3505 | 1.0329 |
| 26 | 2.1 | 2,358,158 | 1,088,456 | 0.4616 | 1.0349 |
| 27 | 2.1 | 2,407,679 | 1,378,833 | 0.5727 | 1.0369 |
| 28 | 2 | 2,455,833 | 1,679,280 | 0.6838 | 1.0389 |
| 29 | 1.9 | 2,502,493 | 1,989,241 | 0.7949 | 1.0408 |
| 30 | 1.8 | 2,547,538 | 2,308,107 | 0.9060 | 1.0428 |
| 31 | 1.8 | 2,593,394 | 2,637,808 | 1.0171 | 1.0448 |

- 정부지출 중 경상지출(경상지출/GDP)가 1% 포인트 증가할때, 재정승수는 2022년 1.027에서 2031년 0.9704로 0.0566 감소하는 것으로 전망되어 재정지출의 효과가 소폭 낮아지는 것으로 나타남

<표 27> GDP대비 경상지출총액 비중 재정지출 승수 전망치

| 연도 | 실질gdp성장률 (전망치) | gdp(십억) | 정부경상지출 | 정부경상지출/ GDP | 재정지출승수 전망치 |
|----|-------------------|-----------|-----------|----------------|---------------|
| 22 | 2.5 | 2,161,574 | 584,573 | 0.2704 | 1.0270 |
| 23 | 2.1 | 2,206,967 | 842,068 | 0.3815 | 1.0207 |
| 24 | 2.3 | 2,257,727 | 1,112,294 | 0.4927 | 1.0144 |
| 25 | 2.3 | 2,309,655 | 1,394,505 | 0.6038 | 1.0081 |
| 26 | 2.1 | 2,358,158 | 1,685,807 | 0.7149 | 1.0018 |
| 27 | 2.1 | 2,407,679 | 1,988,729 | 0.8260 | 0.9956 |
| 28 | 2 | 2,455,833 | 2,301,374 | 0.9371 | 0.9893 |
| 29 | 1.9 | 2,502,493 | 2,623,155 | 1.0482 | 0.9830 |
| 30 | 1.8 | 2,547,538 | 2,953,431 | 1.1593 | 0.9767 |
| 31 | 1.8 | 2,593,394 | 3,294,748 | 1.2704 | 0.9704 |

V. 요약 및 결론

- 최근 경기둔화 우려로 재정을 통한 경기대응 필요성이 부각되고 있지만, 코로나19 대응을 위해 큰 폭으로 늘어난 재정지출로 인해 국가채무관리의 필요성도 부각됨에 따라 재정지출의 유효성과 성과를 분석할 필요성이 대두
 - 지난 5년간 확장적 재정운용으로 국가채무가 전례 없이 빠른 속도로 증가(+416조원), '22년 국가채무는 1,100조원 수준
 - 재정수지 및 국가채무 수준 등의 향후 목표 수준하에서 재정지출의 유효성과 성과를 분석할 필요
 - 재정수지, 지출유형 및 국가채무 수준 등 특정 상황 하에서 정부 총지출의 변동이 국내총생산(GDP) 혹은 경제성장에 미치는 영향을 분석할 필요
- 본 연구는 정부 총지출의 경제적 효과를 도출하는 계량경제학 모형을 설정하고 재정수지, 지출유형 및 국가채무 수준에 관한 시나리오별로 재정지출 승수의 변화를 분석하였음
 - 선행연구결과를 바탕으로 재정지출의 유효성 및 효과성을 평가할 수 있는 모형을 설정함
 - 현재의 제도와 거시경제적 상황이 향후 고정되어 있다고 가정한 기준선(baseline)을 설정하며 분석에 필요한 지표는 NABO 중기재정전망(2022~2031)의 결과를 준용함
 - 관리재정수지, 재량지출 증감, GDP 대비 국가채무 비율 등에 관한 시나리오 하에서 각 시나리오별 정부지출승수를 도출하였음
- 추정모형은 항구적 증가 경로에 미치는 영향과 전이경로를 모두 포함하고 있는 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model; VECM)을 활용하였음
 - 재정지출 증가, 국채발행액 증가 → 금리상승 → 민간투자액 감소의 경로를 포함한 재정지출 승수 추정의 순에 따라 각 추정모형을 설정하였음

- 투자 크라우드링 아웃 효과를 고려한 민간투자액 추정은 국채발행이 금리에 미치는 영향, 민간투자액, 재정지출액, 민간소비지출액, 재정지출 승수 추정으로 구분하여 분석하였음
 - 정부지출과 국채발행이 금리에 미치는 영향 추정하였으며 그 결과 국채발행액이 증가하면 금리가 상승하는 것으로 추정되었음
 - 민간투자액 추정결과는 국채발행 증가로 인한 금리 상승이 민간투자를 감소시켰다는 의미로써 투자 크라우드링 아웃 효과가 확인되었음
 - 재정지출액 추정결과는 전기의 GDP 증가율의 상승은 재정지출액의 증가율을 억제하는 것으로 나타났음
 - 민간소비지출액 추정결과는 GDP 대비 재정수지 적자비중이 상승하면, 민간소비지출이 감소하는 것으로 나타나, 재정적자가 민간소비지출을 구축하는 것으로 해석됨
 - 재정지출 승수 추정결과는 민간투자 크라우드링 아웃효과보다 민간소비 크라우드링 아웃효과가 훨씬 크게 나타나는데, 이는 정부 재정지출이 이자율을 통해 민간투자를 감소시키는 경로와 함께, 정부 재정지출이 민간투자를 증가시키는 구인효과가 혼재해 있으므로 정부의 재정지출의 민간투자 크라우드링 아웃 효과보다 소비 크라우드링 아웃 효과가 훨씬 큰 것으로 해석됨
- 투자 및 소비 크라우드링 아웃효과가 모두 반영된 재정지출 승수는 시간의 변화에 따라 지속적으로 재정지출 승수값 소폭 감소하는 추이를 보이는 것으로 도출되었음
 - 1994~2022년의 전기간의 재정지출 승수는 0.924 ~ 1.130(평균 1.027)로 나타남
- 국가채무, 통합재정수지 적자 비중, 항목별 비중의 시나리오에 따른 재정지출 승수의 변화를 파악하기 위해 결정요인 분석을 실시하였음
 - 베이스라인 재정 승수는 앞의 TVP 추정모형에서 구한 1994~2022년까지 전기간 재정지출 승수의 평균치 1.027임

- GDP 대비 국채발행잔액 비중이 1% 포인트 증가할때, 재정지출 승수는 0.0034 감소하는 것으로 나타났음
- GDP 대비 통합재정수지 적자비중이 1% 포인트 증가할 때, 재정지출 승수는 0.0062 감소하는 것으로 나타났음
- GDP 대비 정부지출 총액비중이 1% 포인트 증가할때, 재정지출 승수는 0.0523 감소하는 것으로 추정되었음
- 정부지출 중 재량지출(재량지출액/GDP)이 1%포인트 증가할 때 재정지출 승수는 0.0499 감소함

<참고문헌>

- 김배근 2011, “구조적 VAR 모형 및 서울자료를 이용한 재정정책의 효과분석,”
경제학연구, 59(3), pp. 5-52.
- 김영일, 2009, “자산가격변동이 민간소비에 미치는 효과 분석,” *KDI 정책연구 시리즈 2009-08*.
- 김원규, 2023, “인구구조 변화를 고려한 우리나라 지식함수 추정,” “경제분석”, 29(3), pp. 35-84.
- 김창현 2002, *개방경제하의 실질이자율 결정요인에 대한 연구*, 연세대학교 대학원 석사학위논문.
- 박기백·박형수, 2002, *재정의 경기조절기능 연구*, 한국조세연구원.
- 서은숙, 빈기범, 황세운(2013), “국채 발행이 이자율과 민간투자에 미치는 효과에 대한 실증연구: 구축효과 vs. 구인효과,” *한국경제연구*, 13(3), 169-210.
- 장병기, 2011, “유동성 및 화폐수요함수의 변화에 관한 연구,” *경제연구*, 29, pp. 53-86.
- 조경엽, 2003, *재원조달을 포함한 재정승수 효과*, KERI 정책제언 20-03.
- 조하현·박광우, 1997, “리카르도 불변정리와 재정정책의 효과,” *한국경제의 분석*, 3(2), pp. 144~192.
- 허석균 2007, “우리나라 재정정책의 유효성에 관한 연구,” *한국개발연구*, 29(2).
- 최진호·손민규, 2013, “재정지출의 성장에 대한 영향력 변화와 시사점,” *BOK 경제리뷰* No. 2013-6.,
- 최차순, 2017, “VECM 모형을 이용한 주택가격과 거래세 관계 분석,” *예술인문사회 융합 멀티미디어 논문지*, 36호, pp. 121-130.
- Barro, R. J., 1987, “The Economic Effect of Budget Deficits and Government Spending,” *Journal of Monetary Economics*, pp. 191 ~ 193.
- Elemendorf, D. W., 1993, “Actual Budget Deficit Expectations and Interest Rates,” Mimeograph, Havrd University.
- Engen, E. M. and Hubbard, R. G., 2004, “Federal Government Debt and Interest Rates,” American Enterprise Institute, “Working Paper No. 105.
- Evans, P., (1985) “Do Large Deficits Produce High Interest Rates?” *American Economic Review*, 75, pp. 68-87.

- Feldstein, M. S., 1982, “Government Deficits and Aggregate Demand,” *Journal of Monetary Economics*, pp. 1 ~ 20.
- Kitchen, J., 1996, “Domestic and International Financial Market Responses to Federal Deficit Announcements,” *Journal of International Money and Finance*, 15, pp. 239 ~ 254.
- Laubach, T., 2003, *New Evidence on Interest Rate Effects of Budget Deficits and Debt*, Finance and Economics Discussion Series 2003-12, Federal Reserve Board.
- Modigliani, F. and Sterling, A., 1986, “Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior: Comment,” *American Economic Review*, pp. 1168 ~ 1179.
- Seater, J. J., 1982, “Are Future Taxes Discounted?” *Journal of Money, Credit and Banking*, pp. 376 ~ 389.
- Tanner, J. E., 1978, “Fiscal Policy and Consumer Behavior,” *The Review of Economics and Statistics*, pp. 317 ~ 321.
- 福田慎一・相馬尚人 (2001), “マクロ財政政策の評価と課題” 財務省財務総合政策研究所「フィナンシャル・レビュー」144号.