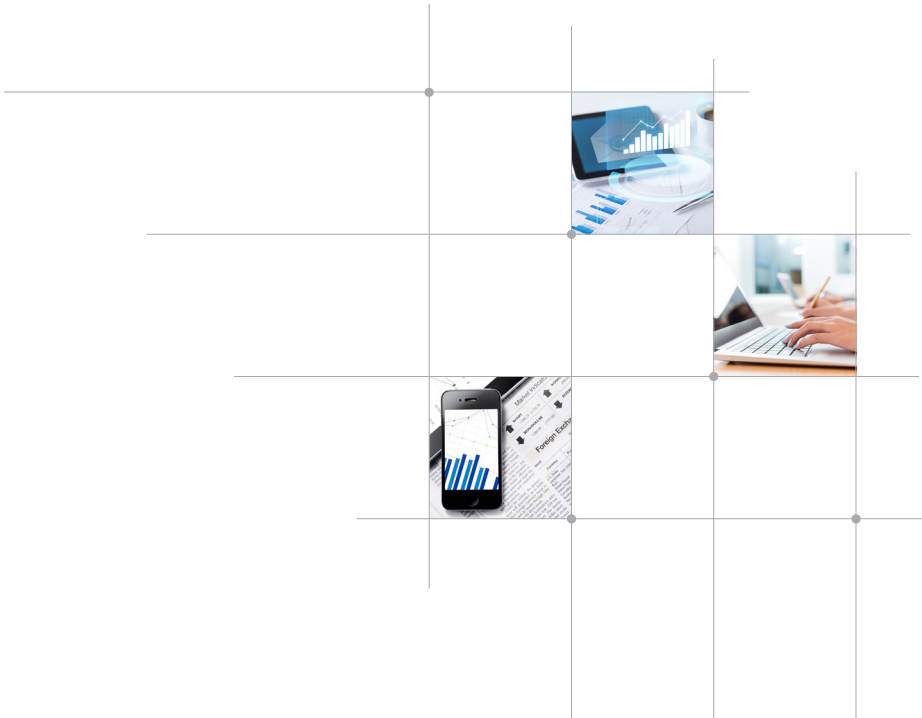




재정승수효과 추정에 관한 연구: 시군구 단위 분석을 중심으로

2024. 12.

강신혁 · 이환용



재정승수효과 추정에 관한 연구: 시군구 단위 분석을 중심으로

2024. 12.

강신혁 · 이환웅

서언

재정승수는 정부지출이 국민총생산 혹은 일자리 등에 어떤 영향을 미치는지를 나타내며, 정부와 학계 모두 관심을 두고 분석 및 활용하여 왔다. 재정승수를 엄밀하게 분석하는 작업은 정책입안자가 효율적인 자원배분을 하는데도 중요한 기초자료지만, 조세를 납부하여 재정정책을 정부에 일임한 국민에게도 중요한 지표이다. 그러나 많은 분석이 이루어졌음에도 불구하고 현재도 재정승수 연구가 활발한 이유는, 재정정책이 경제상황 및 통화정책과 깊게 연관될 수 있어서 순수한 정부지출 변동, 그리고 순수한 정부지출 변동에 의한 경기상황 변화를 식별하기 어려운 기술적인 문제 때문이다.

그래서 본 연구는 한국에서는 많이 고려되지 않은 두 가지 분석 방법을 통해 재정승수를 파악하고자 하였다. 첫 번째로는 지역 단위 패널자료를 활용하여 시군구 단위에서 지방정부 재정지출이 지역내총생산에 미치는 영향을 실증적으로 추정하였다. 한국에서 재정승수를 추정한 기존 연구에서는 주로 거시시계열 자료를 많이 활용하였으나, 본 연구에서는 시군구 단위 패널자료에서 더 엄밀하게 재정승수를 추정할 수 있는 기술적 방법을 활용하였다는 것이 특징이다. 이 추정 방법은 기술적으로 많은 도움을 주지만 해석할 때는 주의가 필요하다. 보통 대중적으로 관심 있는 재정승수는 국가 차원에서 총 정부지출이 1원 증가하였을 때 국내총생산이 얼마나 변하는지를 나타내는 국가 단위 재정승수다. 하지만 연구진이 추정한 결과는 지역 단위 재정승수로서 어떤 한 시군구에서 다른 시군구 평균보다 재정지출을 1원 더 썼을 때 해당 지역 경제활동이 얼마나 변하는지를 의미한다. 따라서 국가 단위 재정승수와는 다를 수 있다.

그래서 연구진은 경제학 모형을 활용하여 지역 단위 재정승수와 국가 단위 재정승수 간 관계를 살펴보았다. 연구진은 모형을 통하여 교역재를 통한 지역 간 교류가 지역 단위 재정승수와 국가 단위 재정승수가 다를 수 있음

을 보였다. 예를 들어 세종특별자치시(이하 세종시)에서 지역 경제활성화를 위해 재정지출을 증가시킨 경우, 세종시 경기가 나아지는 과정에서 대전광역시로부터 필요한 중간재를 수입하면서 양(+)의 스프یل오버가 발생할 수 있다. 연구진은 이러한 분석을 바탕으로, 고용 위기 등으로 특정 지역의 경기 활성화가 필요한 경우, 해당 지역뿐만 아니라 지리적·경제적으로 밀접하게 연관된 지역과의 협력을 통한 확장적 재정정책을 검토할 수 있다고 제안하였다.

본 연구는 한국조세재정연구원 강신혁 부연구위원과 건국대학교 경제학과 이환웅 교수가 공동으로 수행하였다. 연구진은 원내 최준욱 선임연구위원과 이경훈 부연구위원, 연세대학교 마은성 교수와 고려대학교 조희평 교수, 그리고 두 분의 익명 심사자께서 연구를 엄정히 검토해 주시고 사려 깊은 조언을 주신 것에 대해 깊은 감사를 표한다. 또한 자료수집과 원고정리를 맡아준 원내 김달유 연구원에게도 감사를 표한다. 마지막으로 연구를 진행하는 과정에서 많은 관심과 함께 연구를 발전시킬 수 있는 제안을 주신 원내 박사님들께 깊은 감사를 드린다.

본 연구 내용은 어디까지나 연구진 개별의 견해일 뿐이며, 한국조세재정연구원 공식 의견은 아니다. 보고서에서 남아있을 수 있는 오류는 오로지 연구진만의 책임임을 밝힌다.

2024년 12월

한국조세재정연구원
원장 이 영

요약 및 정책적 시사점

본 연구는 재정지출이 경제에 미치는 영향을 의미하는 재정승수를 지역 단위에서는 응용미시경제학의 회귀분석을 이용하여 추정하고, 국가 단위 재정승수와 지역 단위 재정승수 간 관계를 이론적으로 논의하기 위하여 거시 구조모형을 통해 살펴보았다. 그리고 분석 결과와 과정에서 도출되는 함의 점을 바탕으로 정책입안자가 지방정부 단위 재정정책을 수립할 때 도움 되는 시사점을 제공하고자 하였다.

재정승수는 학술연구자와 정책관계자 모두 관심을 두고 분석하면서 더 깊은 이해가 가능하도록 노력이 지속적으로 투입된 주제이다. 엄밀한 재정승수를 우리가 파악하고 있다면, 효율적인 자원배분을 통해 효과적인 경제정책을 수행할 수 있을 것이다. 예를 들어 경제가 불황인 경우, 정부는 추경등을 통하여 확장적 재정정책을 통해 경기를 활성화하고자 하며, 재정승수는 이 경우 큰 도움이 될 수 있다. 그러나 역설적으로 재정승수를 엄밀하게 추정하기 위해서는 경기에 영향을 받지 않은 순수한 재정지출 변화를 식별해야 한다. 그러나 대다수의 경우 당연하게도 재정정책은 내생적이기에 식별이 어렵다. 이것이 우리가 긴 세월 동안 재정승수를 실증적·이론적으로 분석하게 하였다. 그렇기에 본 연구에서는 미국을 대상으로는 수행되었지만, 한국을 대상으로는 아직 적용되지 않은 방법론인 지역 단위 재정승수 추정 및 거시 구조모형 분석을 통해 더 엄밀한 재정승수를 도출하고자 하였다.

실증분석에서는 시군구 단위 패널자료에서 발틱(Bartik) 도구변수를 활용하여 재정승수를 추정할 때 발생하는 내생성 문제를 더 엄밀하게 통제하고자 하였다. 내생성을 통제하기 위해 시군구 지역 및 시간 고정효과를 통제한 이원고정효과 모형 및 발틱(Bartik) 도구변수를 사용하였다. 구체적으로 국가 수준에서 분야별 지출변화를 2016년 지자체별 분야별 비중을 활용하여 배분하는 발틱 도구변수를 사용하였다. 도구변수를 활용한 추정 결과, 지방

정부 단위 재정승수가 약 0.604-1.261 정도임을 보였다. 지방정부 지출의 선행 및 후행변수, 그리고 장기차분모형을 통한 2년 장기효과 등도 같이 살펴보았으며, 대체로 양(+)의 효과가 발견되지만 통계적으로 유의하지 않음을 같이 보였다.

위 실증분석에서 추정한 결과는 지역 단위 재정승수로, 어떤 시군구에서 다른 시군구 평균보다 재정지출을 더 증가시켰을 때 해당 시군구의 상대적인 지역내총생산 변화를 나타낸다. 이것은 국가 단위 재정승수와는 다를 수 있다. 따라서 국가 단위 재정승수와 지역 단위 재정승수 간 관계를 알아보기 위해 2지역 - 2주체 뉴케인지언 모형을 구축하고 캘리브레이션 하였다. 모형을 통해 지방정부에서 재정지출을 증가시키는 경우, 지역 간 교역을 통해 양(+)의 스피로버가 발생하여 국가 단위 재정승수가 지역 단위 재정승수보다 클 수 있음을 보였다. 단, 본 연구 가정과 달리 재정지출이 지역 단위에서 이루어지되 국가 전체에서 조세 혹은 국채 등을 통해 조달되는 경우, 다른 지역에 조세 부담을 전가할 수 있기 때문에 스피로버가 본 연구에서 고려된 것보다 더 작을 수 있다. 그 외에 다양한 정책실험 및 반사실적 분석을 수행하였다.

이 연구는 다음과 같은 정책적 시사점을 제공한다. 첫째, 상황에 따라 지역 간 공조를 통해 지방정부 재정정책의 효율성을 높일 수 있음을 보였다. 고용위기 등으로 인해 어느 지역 경기가 침체하여 해당 지역 경기를 활성화하기 위한 확장적 재정정책이 필요한 경우가 있다. 지방정부는 공조를 통해 해당 지역과 지리적·경제적으로 밀접하게 연관된 다른 지역 모두에 공조하여 재정지출을 확대하는 것을 고려할 수 있다. 이는 글로벌 금융위기나 코로나19와 같은 대규모 경제위기 시에 전 세계적으로 동시에 확장적 재정정책을 시행하는 논의와 유사하다. 본 연구는 모형을 통해 양(+)의 스피로버를 보이면서 추가적인 정책실험 분석을 통해 이러한 공조 체계가 개방경제뿐 아니라 국내 지역 간에서도 중요함을 보였다. 그러나 서술하였듯이 스피로버 효과는 각 지방정부 재정정책 재원이 어떻게 조달되는지에 따라 그 크기가 다를 수 있으므로, 장기적으로 효율적인 재원조달 방식 역시 같이 고려해야 한다.

그리고 지역별 경제적 특성을 고려한 맞춤형 재정정책을 고려할 수 있다. 본 연구는 지역 단위 H2M(Hand-to-Mouth) 가계 비율이 높을수록 재정정책 효과가 단기적으로 클 수 있음을 보여주었다. 이는 H2M 가계의 높은 한계 소비성향 때문으로, 단기적인 경기부양을 위해 H2M 비율이 높은 지역에 집중적인 지원이 효과적일 수 있음을 시사한다. 특히 코로나19 당시 재난지원금을 저소득층에 집중적으로 지원한 사례와 연관되며, 이를 통해 재정정책의 효과를 극대화할 수 있다. 동시에 장기적으로는 H2M 가계 비율을 낮추어 각 가계 단위 자원배분 효율성을 높이는 방향으로 나아가야 한다.

본 연구는 실증분석과 구조모형을 결합하여 재정정책 효과를 엄밀히 분석한 점에서 학술적 의의가 있으며, 지역 단위 정책 설계에 도움이 될 수 있는 정책시사점을 제공한다. 특히, 지방정부 자치와 지역 재정정책에 대한 관심이 높아지는 상황에서 본 연구가 연구자와 정책입안자 모두에게 유용한 참고자료가 될 것으로 기대된다.

목 차

I. 서론	13
II. 선행연구	16
1. 실증분석 관련 연구	16
가. 국내 문헌	16
나. 해외 문헌	17
2. 구조모형 분석 관련 연구	21
III. 지역변이를 활용한 재정승수효과의 추정	27
1. 분석자료	27
2. 추정전략	30
가. 추정모형	30
나. 분석표본	35
3. 분석 결과	44
가. 지방정부의 재정지출이 GRDP에 미치는 영향	44
나. 복지지출이 재정승수에 미치는 영향	46
4. 소결	49
IV. 구조모형을 활용한 재정승수 분석 및 정책실험	51
1. 서론	51
2. 구조모형: 2지역 - 2주체 뉴케인지언 모형	54
가. 모형 구성	54
나. 가계의 문제	59
다. 기업: 최종재 기업 및 중간재 기업	62

라. 지역 - 국가 간 집계 계정	66
마. 재정 및 통화정책	67
3. 캘리브레이션	70
4. 정량적 분석: 정책실험 및 반사실적 분석	76
가. 기준경제: 지역 재정승수 및 국가 재정승수	77
나. 정책실험: 국채발행을 통한 정부지출 조달	82
다. 정책실험: 지역 간 정부지출 충격 간에 상관관계가 존재하는 경우	83
라. 반사실적 실험: 지역1 비중 변화	85
마. 반사실적 실험: 교역의 역할과 통화정책 기조 변화	88
바. 반사실적 실험: 제약된 가계(H2M) 가계 비중 변화	92
5. 소결	95
V. 결론 및 정책적 시사점	96
참고문헌	100
부 록	108

표목차

〈표 II-1〉 관련 구조모형 주요 문헌 분류	22
〈표 III-1〉 지방정부지출의 유형화	29
〈표 III-2〉 주요 변수 기초 통계: 분석표본 1	37
〈표 III-3〉 주요 변수 기초 통계: 분석표본 2	38
〈표 III-4〉 지방재정 지출이 GRDP에 미치는 영향	44
〈표 III-5〉 지방재정 복지지출이 GRDP에 미치는 영향	48
〈표 III-6〉 플라시보 테스트: 지방재정 복지지출이 2010~2013 GRDP 증가율에 미치는 영향	49
〈표 IV-1〉 모형 캘리브레이션	70
〈표 IV-2〉 H2M 가계 비율: KLIPS	73
〈표 IV-3〉 지역별 H2M 가계 비율: KLIPS	75
〈표 IV-4〉 기준경제 모형 당기 재정승수	78
〈표 IV-5〉 기준경제 모형 누적 재정승수	81
〈표 IV-6〉 국채발행을 통해 정부지출 증가를 조달하는 경우: 당기 및 누적승수	83
〈표 IV-7〉 지역1과 지역2 정부지출 간 상관관계가 0.5인 경우: 당기 및 누적승수 ..	84
〈표 IV-8〉 지역1 비중이 커진 경우: $\mu_1 = 0.004 \rightarrow 0.059$, 당기 및 누적승수	86
〈표 IV-9〉 지역1 비중이 커진 경우: $\mu_1 = 0.004 \rightarrow 0.224$, 당기 및 누적승수	87
〈표 IV-10〉 교역이 없는 경우 $\gamma_{11} = 0.389 \rightarrow \gamma_{11} = 1.00$: 당기 및 누적승수	89
〈표 IV-11〉 교역이 있고 기준금리가 고정된 경우 $\gamma_{11} = 0.369, \theta = 0.000$: 당기 및 누적승수	90
〈표 IV-12〉 교역이 없고 기준금리가 고정된 경우 $\gamma_{11} = \gamma_{22} = 1.0, \theta = 0.000$: 당기 및 누적승수	91
〈표 IV-13〉 H 가계 비율이 변화한 경우: $\lambda = 0.369 \rightarrow \lambda = 0.600$	93
〈표 IV-14〉 RANK 모형에서의 재정정책 효과 분석	94

그림목차

[그림 Ⅲ-1] 지방정부의 분야별 지출 연도별 변화	30
[그림 Ⅲ-2] 2016년 GRDP의 지리적 분포	39
[그림 Ⅲ-3] 2016년 지방정부 지출의 지리적 분포	40
[그림 Ⅲ-4] 2016년 복지지출이 전체 지출에서 차지하는 비중의 지리적 분포	41
[그림 Ⅲ-5] 2016년 투자지출이 전체 지출에서 차지하는 비중의 지리적 분포	42
[그림 Ⅲ-6] 2016년 정부소비지출이 전체 지출에서 차지하는 비중의 지리적 분포 ..	43

I. 서론

본 연구에서는 재정지출이 경제활동에 미치는 효과를 지역 단위와 국가/거시경제 단위에서 응용미시경제학에서의 회귀분석과 거시경제학에서의 구조모형 분석을 통해 살펴보았다. 경제학 문헌에서는 흔히 이 주제를 분석하기 위해 재정승수(fiscal multiplier) 혹은 정부승수를 추정하여 왔다. 재정승수란 흔히 정부지출 1원 혹은 1% 증가가 총생산, 고용, 소비를 몇 원 혹은 몇 % 변화시켰는지를 의미한다. 이는 실제로 예산을 집행하는 정책입안자를 포함하여 정책입안자에게 조세를 납부함으로써 예산을 쥐여주고 예산집행권을 위임한 일반 국민에게도 유용한 정보를 제공한다. 당연히 학술적·정책적 두 가지 모든 측면에서 중요한 연구주제이기에 한국을 대상으로도 많은 연구가 수행되었다. 본 연구에서는 한국을 대상으로 한 연구 중에서 기존에 적용되지 않았던 방법을 활용하여 한국의 지역 및 국가적 재정승수를 이해하는 데 새로운 시각을 제공함과 동시에 더 엄밀한 분석 결과를 제공하여 정책입안자와 관련 연구자에게 도움이 되는 기초자료를 제공하고자 한다.

먼저 본 연구는 실증분석 측면에서 국가 내 지역 단위 변이를 활용하여 재정승수를 지역 단위에서 더 엄밀하게 추정하고자 하였다. 기존 문헌에서의 승수효과 실증분석은 주로 거시시계열 자료를 이용해 벡터자기회귀(Vector AutoRegression, VAR) 모형이나 국소투영법(Local Projection, LP) 등의 방법으로 이루어져 왔다. 집계시계열 자료를 활용한 추정 방법은 계속 발전하여 왔지만 실증분석에서 해소해야 하는 내생성 문제를 해결하는 데 어려움을 겪어왔다. 예를 들어 재정지출이 경기불황 때 증가하는 경향을 보인다면, 혹은 경기가 회복하는 과정에서 재정수지를 조정하는 방향으로 재정지출이 이루어지는 경우, 이를 통제하지 않은 추정 결과는 올바른 추정치가 아닐 수

있다. 이 내생성 문제를 해결하기 위해 현재까지도 많은 시도가 있었으며, 특히 미국의 경우 국방조달비가 경기와 무관한 모습을 보이기에 해당 정보를 활용하거나 예산의사록 등을 직접 활용한 예상치 못한 재정지출 변화 정보를 활용하고자 하였던 시도들이 있었다.

본 연구 실증분석에서는 한국 지역경제와 지방재정 제도의 특성에 기반하여 재정지출의 외생적 충격을 엄밀하게 식별하여 내생성을 통제하고자 하였다. 지역 단위 변이를 활용하여 재정승수를 추정한 연구의 경우, 전통적으로 패널자료에서의 고정효과 모형을 활용했다. 하지만 지방재정 지출 역시 국가 단위 재정지출과 유사하게 지역경제와 긴밀히 연관된 경우가 많다. 예를 들어 조선업 위기에 따른 고용위기지역으로 지정된 통영, 목포, 영암, 군산 등의 경우 국가 수준의 지원대책뿐만 아니라 지방정부에서의 추가적인 지원 정책이 포함되기 때문에 지역경제와 재정지출 간에는 음(-)의 상관관계를 갖는다. 이 경우에는 전통적인 개별 지역 혹은 시간 고정효과만으로는 내생성을 완전히 통제하기 어렵다. 미국의 경우, Chodorow-Reich et al.(2012)와 Conley and Dupor(2013) 등은 미국의 금융위기 대응을 위한 정책인 ARRA(American Recovery and Reinvestment Act) 법안에 따른 재정지출 중 외생적 변이만을 활용하여 지역 수준 재정승수를 추정하였으며, Nakamura and Steinsson(2014)은 지역 단위 국방조달비가 GRDP와의 상관관계가 낮음을 이용하여 지역 수준 재정승수를 추정하였다. 본 연구에서는 미국 사례와는 가용한 자료가 다르고 제도가 이질적일 수 있다는 점에 기반하여, 그 대신 노동시장 수요충격을 통제하는 발틱(Bartik) 변수의 활용과 함께 보통교부세 산정 공식의 변화에 따른 시군구 수준에서의 외생적인 지출변화를 활용하여 승수효과를 추정하고자 하였다.

또한 지역 단위 재정승수와 국가 단위 재정승수 간 관계를 살펴보기 위하여 본 연구는 지역별 이주체 뉴케인지언(Regional Two-Agent New Keynesian, Regional TANK) 모형을 캘리브레이션 하여 메커니즘과 함께 다양한 정책실험 및 반사실적 분석을 수행하였다. 본 연구에서 활용한 구조모형은 Dupor et al.(2023) 모형을 연구목적에 맞게 개선한 것이다. 서술하였던 실증분석

방법론은 거시시계열을 활용한 방법보다 내생성을 더 용이하게 통제할 수 있기 때문에 더 엄밀한 인과적 추정을 가능하게 한다. 하지만 지역 단위 변이를 활용해 식별한 재정승수는 지역 재정승수로서, 전통적으로 관심 있어 왔던 국가 단위 재정승수-(일반)정부에서 국가 전반적인 지출을 1원/1% 증가시켰을 때 국내총생산(Gross Domestic Product, GDP)이 얼마큼 변할 것인가-와는 다를 수 있다. 지역 단위 자료를 활용한 축약형 분석에서는 국가 단위 재정승수를 구하기 어렵기에 구조모형을 캘리브레이션 하여 지역 단위 재정승수와 국가 단위 재정승수 간 상호작용 메커니즘을 분석하였다. 또한 정책실험과 반사실적 분석을 통해 행정 지역 단위 규모가 지역 및 국가 단위 재정승수에 미치는 영향, 지역 간 교역이 스피로버와 피드백을 통해 재정승수에 미치는 영향, 금융자산 형성이 제약된 가계 비중 변화의 효과, 통화정책의 역할 등을 살펴보았다.

본 연구는 응용미시경제학에서의 축약형 모형 장점을 활용하여 지역 재정 지출이 GRDP 등 지역 단위 경제활동에 미치는 인과관계를 엄밀하게 추정하고, 거시경제학에서의 구조모형 장점을 활용하여 지역 단위 및 국가 단위 재정승수 간 이론적 관계를 설명하고 정책실험 및 반사실적 실험을 수행함으로써 재정정책의 사후적 효과 및 사전적 기대효과를 이해하는 데 중요한 기초자료를 제공하였다. 경제학의 여러 분야를 활용하여 하나의 주제를 엄밀하게 분석했다는 점에서 학술적으로도 의의가 있지만, 무엇보다 최근 재정정책을 지역 단위 혹은 분야별 등 가능한 세부적인 단위부터 이해하여 더 효율적인 정책을 시행하고자 하는 관심이 높아진 시기이기에, 본 연구로부터 도출되는 정책시사점 역시 유의할 것으로 기대한다.

보고서는 다음과 같이 구성되었다. 제Ⅱ장에서는 지역 단위 재정승수 관련 기존 실증분석 문헌과 지역을 고려한 뉴케인지언 기존 구조모형 분석 문헌을 소개하였다. 제Ⅲ장에서는 축약형 모형 분석을, 그리고 제Ⅳ장에서는 지역별 TANK 모형 분석을 수행하였다. 제Ⅴ장에서는 결론지었다.

II. 선행연구

본 장에서는 관련 선행연구를 소개하였다. 제1절에서는 실증분석 관련 국내 및 해외 선행연구를, 그리고 제2절에서는 구조모형 분석 관련 선행연구를 소개하면서 본 연구가 갖는 기여도를 같이 논의하였다.¹⁾

1. 실증분석 관련 연구

가. 국내 문헌

한국 지방정부 재정지출 변이를 활용해서 지역 재정승수 효과를 추정한 연구로는 이근재·최병호(2015)와 정경숙 외(2020) 등이 있다. 두 연구 모두 Brückner and Tuladhar(2014)에서 제시한 방법론을 활용하여 인구감소 지역 여부, 시군 여부, 재정지출의 특성(사회개발비, 경제개발비)에 따라 승수효과가 이질적인지 추정하였다. 이근재·최병호(2015)는 중앙정부가 낙후된 지역에 우선하여 경제개발 관련 재원을 배분하기 때문에 시군구 지역에서의 군 지역은 시 지역과 비교하여 GRDP 대비 재정지출 비율이 상대적으로 높은 것을 보였다. 하지만 군 지역의 경제개발비 승수가 시 지역에 비해 낮으며, 낙후된 군 지역의 장기 성장률과 경제개발비 지출 간 관계가 비유의적이라고 하였다. 정경숙 외(2020)는 지역별 지역 재정승수와 해당 지역 간 인구 간에 뚜렷한 양(+)의 관계가 존재함을 보였다. 또한 인구과소 지역과 그

1) 국내 거시시계열 방법과 동태적확률일반균형(Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE) 모형을 활용한 재정승수 분석 결과 문헌은 <부표 1>과 <부표 2>에 정리하였다. 해당 부표들에는 본 연구와 상대적으로 연관되지 않아서 제Ⅱ장에서 논의하지 않은 문헌들도 같이 수록하였다.

렇지 않은 지역 간 재정승수 격차가 시간이 지남에 따라 확대된다고 하면서, 인구과소 지역 재정지출 효율성이 낮기 때문에 중앙정부가 인구과소 지역에 재정적으로 지원을 더 해주고자 배려함에도 불구하고 재정정책의 지역 균형발전 성과가 잘 나오지 않고 있다고 하였다.

본 연구는 지역 재정승수 효과를 추정한 다른 국내 문헌과 비교하여 더 엄밀하게 인과관계를 살펴보고자 하였다. 방법론 측면에서 지방 정부지출이 지역 경제상황에 연관되어 발생하는 내생성을 최대한 통제하여 더 엄밀한 인과관계를 추정하고자 하였다. 동시에, 인접한 지역 간에 발생할 수 있는 스피로버(spillover) 효과를 실증분석 모형에서 고려하고자 하였다. 스피로버 효과는 제Ⅲ장에서 상술하듯이 구조모형에서 지역 재정승수와 국가 재정승수 모두를 이해하는 데 중요한 개념일 수 있다. 또한 지출 성격 및 재정지출 수단에 따른 재정승수를 같이 살펴봄으로써 승수효과의 이질성을 가능한 풍부하게 고려하고자 하였다.

나. 해외 문헌

미국에서 지역 재정승수 효과를 분석한 연구는 ARRA(American Recovery and Reinvestment Act) 법안에 따른 재정지출이 재정승수(고용 혹은 지역총생산)에 미치는 영향을 분석한 연구들과 그 외의 재정지출을 활용해서 재정승수를 추정한 연구로 나눌 수 있다. 문헌을 소개하기에 앞서서, 편의를 위하여 문헌에서 주로 재정승수를 추정하기 위해 사용한 종속변수 두 가지를 먼저 소개한다.

$$Y_{s,t+h}^{emp} - Y_{s,t}^{emp} = \frac{1}{12} \left(\frac{\text{종사자수}_{s,t+h} - \text{종사자수}_{s,t}}{\text{생산가능인구}_{s,t}} \right) \quad (1)$$

$$Y_{s,t+h}^{GRDP} - Y_{s,t}^{GRDP} = \frac{GRDP_{s,t+h} - GRDP_{s,t}}{GRDP_{s,t}} \quad (2)$$

위 두 개의 종속에 기반하여 해외에서, 특히 미국에서 지역 단위 변이를 활용하여 (지역) 재정승수를 추정할 기존 문헌은 ARRA 법안에 따른 재정지출을 활용한 문헌과 그 외 재정지출 변수를 활용한 문헌으로 분류할 수 있다.

1) ARRA 법안에 따른 재정지출을 활용한 승수효과 추정연구

Chodorow-Reich et al.(2012)는 ARRA 항목 중에서 중앙정부에서 지방정부로의 지원 중 약 900억달러가 메디케이드 지출 부분에서 중앙정부의 비중을 증가하면서 발생했다는 점을 식별전략으로 활용하였다. 이를 FMAP(Federal Medical Assistance Percentage)라고 부른다. FMAP 지출이 해당 미국 주(State) 고용에 미친 효과를 분석하고자 하는 경우, FMAP 변수 자체가 해당 주의 경제상황과 노동시장 상황 - 실업률이나 고용률 등 -에 영향을 받을 수 있다. 따라서 연구자들은 FMAP가 법률 입안 전에 사전에 메디케이드 지출이 많았던 주에 많은 금액이 지원되는 점에 착안하여 법률 입안 전 주별 메디케이드 지출 금액을 FMAP의 도구변수로 활용하였다.

Chodorow-Reich et al.(2012)는 위 식별전략을 활용하여 10만미국달러 지출이 매년 3.8개 고용을 생성한다고 하였다. 이는 기존 다른 항목 변이를 활용해서 추정한 결과와 비교하여 재정승수가 상대적으로 큰 편인데, 다음 두 가지 이유를 논의할 수 있다. 첫째, 해당 항목에서는 지원받은 재원을 해당 주에서 가장 필요한 부분에 활용할 수 있기 때문에 효율성이 상대적으로 더 높을 수 있다는 점을 고려할 수 있는 것으로 보인다. 둘째, 해당 항목의 경우, 지원대상 주들은 해당 재원을 지원받은 즉시 바로 활용 가능하였던 반면 다른 프로그램은 그렇지 못한 경우가 있었다. 예를 들어 고속도로 건설에 따른 금액을 지원받는 프로그램은 미국 연방정부로부터 2년 뒤에 금액이 정산되었기 때문에 유동성 측면에서 해당 항목 승수효과가 더 클 수 있던 지점이 있었다. 이 논의는 1) 재정정책은 지원 규모도 중요하지만 어떻게 분배되고 기능하게 하는지에 따라 프로그램별로 효과가 이질적일 수 있다는 점을 잘 고려해야 정책효과를 잘 이해할 수 있다는 점과 2) 본 보고서에서

많이 논의하듯이 프로그램 단위 등에서 이질적일 수 있기 때문에 지역 단위 등 미시적인 단위에서 추정된 승수효과는 국가 단위 승수효과와 다를 수 있다는 점 역시 유의해야 한다는 두 가지 시사점을 갖는다.

ARRA에서의 지출을 재정지출 변수로 활용한 다른 연구로는 Conley and Dupor(2013)가 있다. Conley and Dupor(2013)은 고속도로 건설 지원이 금융위기 전 주별 교통인프라 특성에 주로 기인하였음을 이용하여 외생적인 재정지출 변수를 구축하였다. 구체적으로, 고속도로 건설 재원이 주(state)별로 배분 시 활용하는 공식(DOT, Department of Transportation Formula)이 건설된 고속도로의 총길이와 이용거리 등과 관련이 깊기 때문에 주별 노동시장 상황에 영향을 덜 받을 수 있다는 점을 이용하였다. 산정방식에 활용되는 변수들을 선형 결합한 변수를 고속도로 구축에 따른 지출의 도구변수로 활용하여 10만미국달러 지출이 매년 0.5 - 0.76개 고용을 창출함을 보였다. Chodorow-Reich et al.(2012)보다 승수효과가 작은 이유는 서술한 대로 우선 FMAP와 비교해서는 유동성 측면에서 제약이 더 컸을 수 있다는 점을 고려할 수 있다.

마지막으로 Wilson(2012)에서는 ARRA 지출 관련 3개의 산정공식 - 금융위기 이전 메디케이드 지출(FMAP), 고속도로 건설에 활용되는 산정공식(DOT) 그리고 교육부 자원배분에 활용되는 공식 - 을 ARRA 지출의 도구변수로 활용하였다. 추정 결과, 10만미국달러 지출 공시가 2010년 2월까지 0.81개 연간고용을 창출하였고, 실제 지출은 동일기간까지 1.02개 연간고용을 창출하였음을 보였다.

2) 그 외 지역 단위 정부지출을 활용한 승수효과 추정연구

먼저 Shoag(2010)의 분석을 소개한다. Shoag(2010)는 주별 연금의 투자성과 증에서 임의로 수입이 증가한 변이를 주별 재정지출의 도구변수로 활용하였다. 주별 연금 투자성과 증가는 재정재원 증가와는 관련이 깊지만, 경제적 여건 변화에 따른 세입 변화와는 관련이 적기 때문에 적절한 도구변수일 수 있다는 점을 활용한 것이다. 추정 결과, 주별로 1미국달러 추가 지출은

개인 소득을 2.12미국달러 증가와 연관이 있음을, 그리고 10만미국달러 지출은 연간 2.9개 고용을 창출하는 것을 보였다.

Shoag(2010)에서의 2단계 추정분석 방법은 지역 재정승수를 추정할 때, 재정지출의 외생적 변화를 찾고자 할 때 도움이 되기 때문에 기술적인 부분을 간략하게 소개한다. 먼저 1단계(1st stage) 추정 결과를 살펴보면, 각 주(state)는 임의적인 투자성과에 의한 자원증가의 50%를 당해연도에 사용하는 것으로 나타났다. 하지만 해당 주의 주민들은 투자성과에 따른 지출증가에 행태변화가 발생하지 않기 때문에 외생적 변화만을 활용하여 재정지출에 따른 승수를 추정하는 것이 가능하였다. 그리고 저자는 개인 행태변화가 발생하지 않은 이유가 주별 연금의 투자성과를 공식적으로 발표하고 있지 않기 때문이라고 설명하였다. 즉, 대다수의 실증분석에 해당하는 것이지만 많은 경우 해당 제도, 상황 등을 주의 깊게 고려함으로써, 상황에 따라서는 아주 복잡하고 어려운 계량적 추정법을 활용하지 않더라도 엄밀한 추정을 끌어낼 수 있음을 시사한다. 본 연구에서도 아주 새로운 계량적 추정법을 제시하는 것은 아니지만, 한국 지방재정과 분야별 지출 특성을 활용하여 지역 재정지출이 지역 경제에 미치는 인과적 효과를 식별하고자 하였다.

다음으로 Serrato et al.(2016)가 있다. Serrato et al.(2016)는 미국 연방정부가 지방정부로 자원배분을 할 때, 해당 지역의 인구통계를 활용 시 발생하는 Census 통계에서의 불연속적 점프를 활용하였다. 구체적으로, 지역별 인구는 Census Bureau에서 10년 주기로 업데이트를 하는데, 업데이트가 이루어지기 전에는 해당 지역의 출생, 사망, 인구이동 정보 등을 활용해 추정한 결과에 기반하여 연방정부의 자원배분이 이루어진다. 즉, 10년 주기로 업데이트 될 때 산정공식에 기반한 자원과 실제 자원 간 오차를 활용해, 이것이 일종의 중앙정부로부터의 지방정부 재원지원의 전망오차로 해석하여, 이 오차가 해당 지역 개인소득 및 고용에 미친 효과를 추정한 것이다. 추정 결과, 10만미국달러 지출은 연간 1.7-2개 고용을 창출함을 보였다. 단, 측정오차에 의한 지출증가는 이후 연도에도 계속 영향을 미치기 때문에 승수 효과를 과대 추정하는 경향이 있음을 고려해야 할 수 있다.

마지막으로 Nakamura and Steinsson(2014)의 연구가 본 연구에서의 실증 분석과 관련이 있다. 후술하겠지만 해당 연구는 구조모형 분석과도 관련이 있다. Nakamura and Steinsson(2014)은 주 수준에서 연방정부 국방비 지출이 경제적 여건과 연관성이 작음을 이용하여 일종의 발틱변수를 구축해서 지역 단위 재정승수를 추정하고자 하였다. 또한 실증분석 결과가 국가 단위 재정승수가 아닌 지역 단위에서 상대적인 차이를 나타내는 승수-논문에서 Relative Multiplier라는 용어를 활용하였다-임을 보이고, 국가 단위 재정승수를 식별하기 위해 대표적 경제주체 뉴케인지언(Representative Agent New Keynesian, RANK) 모형을 활용하였다. 이는 후속연구에 해당하는 Dupor et al.(2023)과 본 연구와 같이 지역 단위 재정승수와 국가 단위 재정승수를 한꺼번에 고려할 때 중요한 개념으로 기여하였다.

2. 구조모형 분석 관련 연구

본 절에서는 지역 단위 재정승수를 분석하기 위해 활용된 구조모형 관련 문헌을 소개하였다. 우선 실증분석과는 달리, 본 연구진이 알기로는 소규모 개방경제(small open economy) 동태적확률일반균형(Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE) 모형을 활용하여 재정승수를 분석한 국내 문헌은 존재하지만, 국가 내 2개 혹은 그 이상 지역을 고려하여 캘리브레이션한 국내 DSGE 문헌은 없다. 따라서 본 절에서는 주로 해외 관련 연구를 소개하면서 한국을 대상으로 지역 DSGE 모형을 활용했다는 점 외에 문헌에 기여할 수 있는 점을 논의하였다.

우선 관련 문헌을 분류화하여 표현하면 <표 II-1>과 같이 분류할 수 있다. 각 분류 내용을 자세하게 설명하겠지만 <표 II-1>에서 볼 수 있듯이, 본 연구는 방법론적인 측면에서는 RANK보다는 이질성을 더 고려하였지만 최근 활용되는 이질적 경제주체 뉴케인지언(Heterogeneous-Agent New Keynesian, HANK) 모형보다는 이질성을 덜 고려한 이주체 뉴케인지언(TANK) 모형을 활용하였으며, 재정정책 분석 주체 측면에서는 2개 지역-행정구역 1개 단

위와 나머지 지역들-을 고려했다는 점에서 국가 차원 경제보다는 국가 내 이질성을 고려하였지만, 17개 시도 혹은 226개 시군구를 모두 고려한 다지역 경제 정도의 이질성을 고려하지 않은 중간 지점에 해당함을 알 수 있다. 후술하겠지만 본 연구는 기술적으로 가장 복잡한 이질성을 고려한 것은 아니나, 연구목적에 가장 적절하면서도 독자적인 기여도를 가진다.

〈표 II-1〉 관련 구조모형 주요 문헌 분류

구분	폐쇄경제 내 재정정책 분석주체 측면(↓)		
	국가 차원 경제 (Aggregate Economy)	2지역 경제 (Small Region, and Rest of Nation)	다지역 경제 (Multi-Region Economy)
대표적 가계 뉴케인지언 모형(Representative Agent New Keynesian, RANK)			
이주체 뉴케인지언 모형(TANK)		본 연구	
이질적 경제주체 뉴케인지언 모형(HANK)			

자료: 저자 작성

먼저 가장 전통적인 문헌에 해당하는 지역이 고려되지 않은 국가 차원 재정승수를 고려한 문헌 내용-〈표 II-1〉 국가 차원 경제 열(column)에 해당하는 문헌들-을 살펴보자. RANK 모형을 활용해 국가 단위 재정지출이 국가 단위 GDP나 소비 등에 미친 영향을 분석한 연구는 매우 많다. 많은 문헌 중 본 연구에서 참고한 연구는 Gali(2020)이다. 해당 연구에서는 정부지출이 1) 국채발행 없이 조세를 통해 바로 균형재정을 달성하는 경우와 2) 국채 혹은 화폐발행을 통해 조달하는 경우에서의 거시경제 효과를 분석하였다. 본 연구에서는 2지역 TANK 모형을 이용해 정책실험을 수행할 때, 정부지출을 매기 정책세로 바로 조달하는 경우와 국채를 통해 조달하는 경우 간 승수효과를 비교하였는데, 국채를 통해 정부지출 재원을 조달하는 메커니즘을 모형에 반영할 때 Gali(2020) 모형을 참조하였다. 참고로 이론적인 문헌

이긴 하지만 통화정책/재정정책 재원방식을 두 정책 간 상호작용 메커니즘 기재로 분석한 Leeper(1991) 연구 역시 참조하였다.

TANK 모형을 활용하여 재정승수를 분석한 문헌 중 본 연구가 참고하거나 연관된 선행연구로 Ida and Okano(2023)와 Punzo and Rossi(2023) 등이 있다. 해당 연구들은 Gali(2020)와 유사하게 정부지출 조달 방법에 따른 재정승수를 분석하기 위해 RANK 대신 TANK를 활용하여 분석하였다. 단, 인용한 연구들과는 달리 본 연구에서는 화폐발행을 통한 재원조달(money financed)은 고려치 않았다.

국가 차원 경제 열(column)에 해당하는 마지막 분류로써 HANK 모형을 활용하여 국가 단위 재정승수를 분석한 연구로는 Auclert et al.(2024), Auclert et al.(2023) 그리고 Broer et al.(2023) 등이 있다. 해당 연구들은 RANK 모형에서는 정부지출 증가가 소비진작 효과를 보기 어렵다는 점이 HANK 모형에서는 설명이 더 쉽다는 점과 함께, 그렇기 때문에 이질적인 한계소비성향을 실증분석에서 잘 식별하는 것이 동시에 중요함을 같이 보였다. HANK 모형과의 비교는 뒤의 2지역 혹은 다지역 HANK 모형 부분에서 상술하고자 한다.

다음으로는 2지역 경제 열(column)에 해당하는 연구를 소개하면서 본 연구가 갖는 의미를 상술하고자 한다. 본 연구에서 2지역은 한 행정구역 단위(지역1) - 17개 시도 중 하나(city) 혹은 226개 기초자치단체 중 하나(county) 등 - 와 나머지 전체 지역(rest of nation, 지역2)을, 본 연구에서도 2지역 경제 모형을 고려하기 때문에 해당 문헌들이 가장 밀접하게 연관되어 있다. 본 연구에서 접근한 방식으로 가장 유명한 문헌 중 하나인 Nakamura and Steinsson(2014) 연구가 있다. Nakamura and Steinsson(2014)은 먼저 1절에서 서술하였듯이, 그전에는 거시경제학 문헌에서는 지역 단위 변이를 활용하여 재정승수를 추정하였다. 지역별 국방비 지출 변이를 이용하여 지역 단위 재정승수를 추정하였는데, Nakamura and Steinsson(2014)은 이 추정 결과를 상대적 개방경제 승수(open economy relative multiplier)라고 불렀다. 즉, 지역 간 상호작용을 고려한 재정승수면서 동시에 실증분석 결과해석이

“다른 지역에 비해 평균적으로 재정지출을 1단위 더 많이 한 지역의 GRDP가 어떻게 다를 것인가”로 되어야 한다는 점을 강조하였다. 즉, 추정된 결과는 지역 재정승수(regional fiscal multiplier)며, 국가 단위 재정승수(aggregate / national fiscal multiplier)와는 다를 수 있다는 점을 강조하면서 실증분석에서 그치지 않고 2지역 RANK 모형을 캘리브레이션 하여 국가 재정승수까지 같이 도출하였다.

Nakamura and Steinsson(2014)을 방법론적으로 발전시킨 연구가 Dupor et al.(2023)이며, 본 연구와 역시 밀접하게 연관되었다. Nakamura and Steinsson(2014)과 유사하게 Dupor et al.(2023)에서도 1) 축약형 모형 분석을 통해 지역 재정승수를 식별하고, 2) 해당 재정승수를 설명하도록 캘리브레이션 한 구조모형을 활용하여 국가 단위 재정승수를 도출하였다. 차이점이 있다면 Dupor et al.(2023)은 RANK가 아닌 HANK 모형을 활용하면서 소비진작 효과에 초점을 맞추었다는 것이다. 이론적으로 RANK 모형에서는 경제주체가 금융시장 접근에 제약이 없기 때문에 정부지출이 증가하면 이것이 미래 조세부담과 연결될 것을 알고 늘어난 소득을 모두 저축한다. 그렇기에 RANK 모형에서는 가격 결정에 마찰이 있음에도 불구하고 정부지출이 소비에 미치는 효과는 전반적으로 크지 않다. 이것이 정부지출을 조세로 조달하건 국채를 발행하여 조달하건 재원조달 방식과는 상관없이 소비에 미치는 효과는 매우 작거나 이론적인 모형에서는 부재하며, 이를 Ricardian 동등성 정리라고 흔히 부른다. 반면에 HANK 모형에서는 유동성 제약에 걸리는 경제주체들이 존재하기 때문에 이것이 소비진작으로 연결될 수 있다.

앞선 두 연구와는 달리, 본 연구에서는 TANK를 활용하였다. TANK 모형에서는 두 경제주체, 금융시장에 제약 없이 접근할 수 있는 경제주체와 금융시장에 접근할 수 없어 저축/차입이 불가하여 세금을 제한 노동 가치분소득이 곧 소비가 되는 경제주체가 존재한다. RANK 모형과 비교해서는 Ricardian 동등성 정리가 해당하지 않기 때문에 소비진작 효과에 대해서도 더 유연한 분석이 가능하다.²⁾ 당연히 방법론적 측면에서 HANK 모형이 더 풍부한 이

2) 본 연구의 작은 추가적인 기여 중 하나는 최근 한국 마이크로데이터 - 한국노동패널조사

질성을 고려할 수 있다는 장점-각 지역 내 가계 단위 경제상황 분포를 알 수 있다는 점, 중요한 한계소비성향(MPC) 정도가 내생적으로 결정되기에 더 정밀한 분석을 할 수 있다는 점 등-이 존재하지만, 본 연구에서는 결국 구조모형을 집계 단위 재정승수(aggregate fiscal multiplier)를 도출하는 것에 있기 때문에 다음과 같은 장점이 있다. 첫째, TANK 모형은 HANK 모형과 비교하여 계산 부담이 적기 때문에 후속연구자 혹은 정책입안자가 더 용이하게 다양한 실험을 수행할 수 있다. 둘째, Debortoli and Gali(2018) 등의 연구는 거시경제 효과를 분석함에 있어서는 TANK 모형 역시 정합성 높은 분석이 가능하다는 것을 보였기에, TANK 모형 활용은 본 연구목적과 부합한다고 할 수 있다.

정리하자면, Dupor et al.(2023)과 유사하게 더 정확한 식별이 가능한 지역 재정승수를 구조모형에서 활용하되, 본 연구 주제와 같이 거시경제 효과 분석에 유연하고 용이하게 활용할 수 있는 TANK 모형을 활용한 분석을 통해, 향후 범용적으로 활용될 수 있는 기초자료를 제공하였다는 점이 학술적·정책적 기여도라고 할 수 있다.

추가로 TANK 모형을 활용해 한국 통화정책 혹은 소규모 개방경제를 고려하여 한국 경기변동을 분석한 연구로는 Jung(2022)과 정용승·송승주(2019) 등이 있다. 또한 HANK 모형을 활용해 EU에서의 2국가(two-country) 경제 통화 동맹(Monetary Union)하에서의 경기변동 충격 전달기제를 분석한 연구로는 Bayer et al.(Forthcoming) 등이 있다.

마지막으로 다지역 경제(Multi-Region Economy) 관련 최근 연구로는 Bellifemine et al.(2023) 등이 있다. Bellifemine et al.(2023)은 다지역 HANK 모형을 활용하여 지역별 이질성, 특히 지역별로 (내생적으로) 이질적인 한계소비성향이 지역 단위 및 국가 단위 재정승수를 이해하는 데 중요함을 보였다.³⁾ 다지역 경제 HANK 모형은 논의되었던 문헌 중 가장 많은 이질성을

(Korea Labor and Income Panel Study, KLIPS) -를 활용하여 금융시장에 접근이 어려운 경제주체들의 비용을 지역별로 모두 보고하였다.

3) 해당 연구에서는 자료에서의 지역별 한계소비성향이 이질적임을 보이면서 다지역 HANK 모형을 활용하였다. 동 연구진이 EU 국가들을 대상으로 한 재정정책 효과를 분석한

고려한 연구며, 후속연구에서 한국을 대상으로 수행하면 그 혜택이 클 수 있는 방법론이다. 단, 본 연구에서는 지역 재정승수를 축약형 모형 분석을 통해 수행하기 때문에 2지역 모형 활용이 일관된 해석을 제공할 수 있다. 즉, 축약형 모형 분석에서 추정한 재정승수가 지역별 재정승수 혹은 지역별 한계성향 등 지역별 추정치가 아니며, 추정이 근본적으로 ‘지역 간 다를 수 있는 부분을 모두 통제하였을 때’ 재정지출이 지역경제에 미치는 영향이기 때문에 오히려 이질성을 통제한 대칭균형(symmetric equilibrium) 분석이 더 적합할 수 있다. 이런 점 때문에 지역 단위 재정승수를 분석한 연구의 경우 해석에 주의해야 할 필요가 있다.

Bellifemine et al.(2023) 역시 참조 가능하다.

Ⅲ. 지역변이를 활용한 재정승수효과의 추정

1. 분석자료

지방정부의 지출이 GRDP에 미친 영향을 분석하기 위해서는 시군구 수준에서 GRDP 자료 그리고 지방정부의 지출정보가 필요하다. 먼저 GRDP 자료는 KOSIS의 시군구 GRDP 자료⁴⁾를 사용하였다. GRDP 자료를 사용할 때 주의할 점은 2015년 기준 GRDP가 2015년 이후부터 모든 시군구에서 제공되지만, 2010년~2014년 GRDP는 일부 지자체에서 2010년 기준으로 작성되었다는 점이다. 본 연구는 2011년부터 2021년까지의 GRDP 데이터가 필요하므로, 2010년 기준 GRDP와 2015년 기준 GRDP를 하나의 시계열 데이터로 통합하는 작업을 수행하였다.

특히 2010년 기준 GRDP와 2015년 기준 GRDP는 집계 방식에 차이가 있어 2015년 GRDP에서도 두 기준 간 격차가 발생한다. 이를 해결하기 위해, 본 연구에서는 2010~2014년의 (2010년 기준) 명목 GRDP를 (2015년 기준) 명목 GRDP로 변환할 때, 2015년 기준과 2010년 기준의 GRDP 간 광역별 차이를 계산하고, 이 차이를 하위 시군구에 적용하는 방식을 사용하였다.

참고로 본 분석에서 2021년 자료까지만 사용하는 이유는 분석을 수행하는 현시점 연구자에게 제공되는 최신의 GRDP는 2021년이기 때문이다. 이렇듯 GRDP의 데이터 수집 시점과 공표 시점 간에 최소 3년이라는 시차가 존재하고 있어서, GRDP 자료를 기반으로 장소기반 정책을 시의성 있게 평가하기 어려운 상황이다. 관련하여 Kang et al.(2024)에서는 장소기반 정책 시의성 있는 평가를 위한 성과지표로 인공위성 야간조도와 전력판매량을 제

4) KOSIS 국가통계포털 > 국내통계 > 주제별 통계 > 국민계정 > 시군구grdp로 가령, 서울특별시 GRDP는 다음 링크를 통해서 내려받을 수 있다. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=201&tblId=DT_201012_D040019&conn_path=12(검색일자: 2024. 10. 16.)

안하고, 해당 지표가 GRDP를 어느 정도 설명할 수 있는지 통합회귀모형과 고정효과모형을 통해 실증적으로 분석하였다. 강창희 외(2024)는 장소기반 정책 평가 시 실시간 경제활동을 반영할 수 있는 대리 지표로 전력판매량이 유용할 수 있음을 시사하고 있는데, 지방정부의 승수효과 추정에서도 전력 판매량과 같은 자료를 GRDP의 대리변수로 사용하는 것도 고려할 수 있다.

다음으로 지방정부의 지출정보는 지방재정365에서 제공하는 2016년부터 2021년까지의 자료를 활용하였다.⁵⁾ 세출은 크게 일반공공행정, 공공질서 및 안전, 교육, 문화 및 관광, 환경보호, 사회복지, 보건, 농림해양수산, 산업중 소기업, 수송 및 교통, 국토 및 지역개발, 과학기술, 예비비, 기타로 구분되어 있다.

한편 지방정부의 지출은 지출의 목적과 성격에 따라 여러 가지로 분류할 수 있다. 가령 김현아(2014), 고창수·이환웅(2023)에서는 지역의 정주여건을 향상시키는 재정사업을 정의하기 위해 지방정부의 재정지출을 성질별로 분류하고(인건비, 물건비, 경상이전, 자본지출 등) 지방정부의 자본지출이 해당 지역의 인구유입 등에 미친 영향을 분석하였다. 본 연구에서는 분야별 지출을 <표 Ⅲ-1>과 같이 사회보장 및 보건지출, 정부투자지출, 정부소비지출로 분류하여 분석에 사용하였다. 복지지출은 이전지출의 성격이 강하며 투자지출은 미래의 경제적 생산성을 높이기 위한 자본 투자를 하는 지출이다. 소비지출은 정부가 공공서비스 제공과 관련해 사용하는 지출로 관리비용, 공공서비스 제공, 유지보수 등을 포함하기 때문에 복지지출, 투자지출, 소비지출에 따라 승수효과가 다를 수 있다.

5) 지방재정365의 시군구 수준의 지출은 2016년 이후 정보만을 제공하고 있음

〈표 Ⅲ-1〉 지방정부지출의 유형화

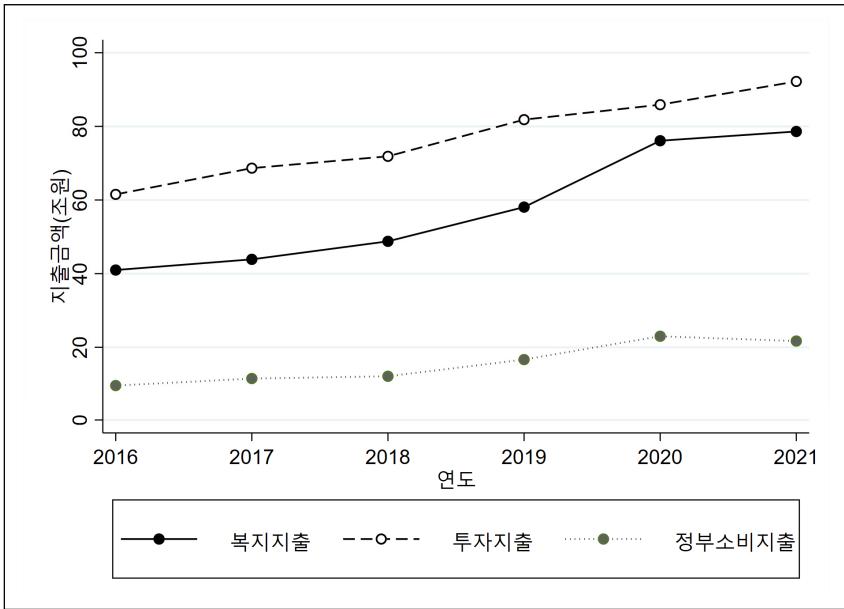
복지지출	사회복지(080) + 보건(090)
투자지출	문화 및 관광(060) + 환경보호(070) + 농림해양수산(100) + 산업중소기업(110) + 수송 및 교통(120) + 국토 및 지역개발(140) + 과학기술(150)
소비지출	일반공공행정(010) + 공공질서 및 안전(020)

자료: 지방재정365(<https://www.lofin365.go.kr/>)의 자료를 활용하여 저자 작성

[그림 Ⅲ-1]은 2016년부터 2021년까지 지방정부의 복지지출, 투자지출, 소비지출의 연도별 변화를 제시하였다. 먼저 복지지출은 그래프에서 검정색 실선으로 표시되며, 2016년 약 40조원 수준에서 2021년에는 약 70조원으로 꾸준히 확대되었으며, 특히 2019년에서 2020년 사이에 급격한 증가가 확인된다. 다른 유형과 비교해서 복지지출은 빠르게 증가하였는데, 이는 기초연금의 수혜자 및 지급액 확대, 노인일자리 공급의 확대, 기초생활보장제도의 확대 등 사회적 안전망과 복지 서비스에 지속적으로 많은 자원을 투입한 결과이다.

투자지출의 경우에도 2016년 60조원 미만에서 시작해 2021년에는 약 90조원 이상으로 꾸준히 증가하였다. 한편 정부소비지출은 녹색 점선으로 표시되었으며, 2016년 10조원 미만에서 시작해 2021년 약 20조원에 도달했다. 다른 지출 항목에 비해 금액은 적지만, 꾸준한 상승세를 확인할 수 있다.

[그림 Ⅲ-1] 지방정부의 분야별 지출 연도별 변화



자료: 지방재정365(<https://www.lofin365.go.kr/>)의 자료를 활용하여 저자 작성

마지막으로 그 외 기타 통제변수인 인구 관련 정보는 (아동인구, 노령인구, 국민기초생활보장 수급자 수 등) 행정안전부의 연도별 보통교부세 산정내역 보고서⁶⁾를 활용하여 구축하였다.

2. 추정전략

가. 추정모형

상술하였듯이 한국 지방정부 재정지출 변이를 활용해서 지역 재정승수 효과를 추정한 연구로는 이근재·최병호(2015)와 정경숙 외(2020) 등이 있다. 두 연구 모두 Brückner et al.(2014)에서 제시한 방법론을 활용하였다. 해당

6) 행정안전부, 「2015년도 보통교부세 산정내역」.

모형을 활용하여 시군구 수준의 패널자료를 구축하고 이원고정효과(연도 고정효과, 시군구 고정효과)를 모형에 포함하였다. 또한 GRDP 전기항(lagged term)을 설명변수 포함하였고 동태적 패널 GMM을 사용하여 추정하였다. GRDP의 자기상관성이 있기 때문에 전기의 GRDP를 설명변수로 활용하는 것은 GRDP의 시계열적인 변화를 설명하는데 유용할 수 있다.

다만 시군구 고정효과가 포함된 상태에서 종속변수의 전기의 수준변수가 포함된다면, 동태적 GMM과 같은 방법을 사용해도 추정에 편의가 발생할 수 있다(Angrist and Pischke, 2008). 이에 본 연구에서는 Dupor et al.(2023)과 Nakamura and Steinsson(2014) 방법론을 차용하여 연도별 변이를 활용한 일반적인 이원고정효과(two-way fixed effect) 모형과 장기차분모형(long-difference model)을 추정하였다. 먼저 이원고정효과 모형은 아래와 같다.

$$Y_{it} = \alpha + \beta G_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (\text{수식 III-1})$$

여기서 Y_{it} 는 시군구 i 의 t 시점의 1인당 GRDP이며, G_{it} 는 시군구 i 의 t 시점에서의 1인당 지출금액(지출총액 혹은 일반공공행정, 공공질서 및 안전, 교육, 문화 및 관광, 환경보호, 사회복지, 보건, 농림해양수산, 산업중소기업, 수송 및 교통, 국토 및 지역개발, 과학기술, 예비비, 기타의 총합)이다. 모형의 관심 파라미터인 β 는 1인당 100만원의 지방정부지출이 증가하였을 때 1인당 몇만원의 GRDP가 증가하였는지를 보여준다. μ_i 와 δ_t 는 각각 시군구, 연도 고정효과이며 ϵ_{it} 는 오차항으로 지역노동시장 내에서 오차항 간의 횡단면 및 종단면적 상관관계를 고려하여 지역노동시장 수준에서 클러스터 로버스트(cluster robust) 표준오차를 추정하였다.

마지막으로 모형에 따라서는 연도 고정효과를 광역 고정효과와 교차한 변수를 통제하였다. 광역 수준에서 연도추세를 통제하면, 광역 수준의 경제적 충격을 통제할 수 있다. 시군구 지역의 경제적 충격이 발생하면, 이에 대한 대응으로 광역 및 중앙정부의 지출이 증가하여 광역 내의 지자체들의 재정 지출이 동시에 증가할 수 있다. 광역 수준의 고정효과를 포함함으로써 이와

같은 충격의 영향을 최소화한다.

한편 (수식 Ⅲ-1)은 정부지출의 선행 및 후행 변수가 포함되지 않아 정부지출의 효과가 시차를 가지고 발생한다면 해당 부분을 고려하기 어려운 부분이 있다. Nakamura and Steinsson(2014)은 이러한 정부지출의 동적효과는 2년의 시차를 고려한 모형을 통해 충분히 고려될 수 있음을 실증적으로 제시하였다. 이에 본 연구의 추가 분석에서는 (수식 Ⅲ-1)을 수정하여 정부지출의 선행 및 후행변수를 추가한 모형을 추정한다. 또한 Nakamura and Steinsson(2014)과 같은 차분모형(1인당 GRDP의 2년 증가율, 1인당 정부지출의 2년 증가율)의 추정 결과도 제시하였다. 다만 본 분석에서는 2016년 연도별 자료만 사용 가능한 관계로 차분모형 그리고 선행 및 후행 변수를 모형에 추가하면 추정에 활용할 관측치가 충분하지 않기 때문에 이원고정효과 모형을 대표모형으로 사용한다.

(수식 Ⅲ-1)을 최소자승법을 통해 추정하면 시군구 i 의 재정지출과 지역경제(노동시장)의 오차항 간의 상관관계가 존재할 수 있기에 추정에 편의가 발생할 수 있다. 가령, 2014년 조선업 위기로 대량 실직이 발생한 경남 통영 2018년 조선업 및 자동차산업 위기로 지역경제에 어려움이 가중된 군산에서는 중앙정부의 지원금액이 증대됨에 따라 지방정부의 지출이 증가하였다. 반대로 지역경제가 좋지 않아 지방정부의 세입이 감소한다면 지방정부는 긴축재정을 위해 지출을 감소시킬 수 있다. 이와 같이 GRDP에 영향을 주는 지역 수준의 충격과 지방정부의 지출은 양과 음의 상관관계가 존재할 수 있으며, 두 변수의 상관관계의 방향에 따라 추정된 승수효과는 과소 혹은 과대 추정이 가능하다. 따라서 본 연구에서는 다음과 같은 발틱 도구변수를 사용한 추정을 병행하였다.

구체적으로 국가 수준에서 분야별 지출변화를 2016년 지자체별 분야별 비중을 활용하여 배분하는 발틱 도구변수를 사용하였다. 먼저 시군구 i 에서 발틱 변수를 통해 예측된 성장률(π_{it})을 계산하는데 이에 대한 수식은 다음과 같다.

$$\pi_{it} = \sum_{k=1}^K \left(\frac{G_{i,k,2016}}{G_{i,2016}} \times \frac{\nu_{-i,k,t} - \nu_{-i,k,2016}}{\nu_{-i,k,2016}} \right) \quad (\text{수식 III-2})$$

여기서 $G_{i,k,2016}$ 는 2016년 지자체 i 의 k 분야⁷⁾의 지출금액으로 $\frac{G_{i,k,2016}}{G_{i,2016}}$ 은 k 분야의 비중을 의미한다. 다음으로 $\nu_{-i,k,t}$ 는 i 지역을 제외한 지역에서의 t 시점의 k 분야의 지출금액으로, 따라서 $\frac{\nu_{-i,k,t} - \nu_{-i,k,2016}}{\nu_{-i,k,2016}}$ 은 국가 수준에서의 k 분야의 지출증가율이다. 즉 지출 분야별 증가율을 해당 시군구의 2016년 분야별 비중을 가중치로 사용한 평균증가율이다.

다음으로 시군구별 예측된 성장률 π_{it} 와 해당 지자체의 2016년 재정지출을 곱하면 지자체 i 의 t 시점에 예측되는 재정지출 $\hat{G}_{i,t}$ 을 구할 수 있다.⁸⁾ 이와 같은 발틱 도구변수를 사용하여 재정지출의 승수효과를 추정하려면, 발틱 도구변수는 GRDP에 영향을 주는 충격(오차항)과 직교(orthogonal)해야 한다. 본 연구는 특정 지역 i 에 분야별 지출증가율을 배분할 때, 특정 지역 i 의 분야별 지출을 제외하고(leave-one-out) 지출증가율을 계산하였다. 만약 특정 분야의 지출이 특정 지역에 집중되었다면 그리고 이러한 분야에서의 지출이 해당 지역의 관측 가능하지 않는 경제충격과 관련이 깊다면, 발틱 도구변수는 해당 지역의 GRDP 오차항과 관련이 깊을 수 있다. 하지만 본 연구에서는 지역 i 에 배분될 분야별 지출증가율의 계산 시 지자체 i 의 분야별 지출이 계산에서 제외되기 때문에, 발틱 도구변수와 지역경제의 오차항과의 지역노동시장의 강한 상관관계는 나타나지 않을 것으로 판단한다.

특히 발틱 도구변수를 구축할 때 사용한 국가 수준에서의 항목별 지출증가율은 국가 수준에서의 제도, 정책, 인구구조 변화 등에 의해 변화된 부분이 존재하기 때문에, 해당 변이를 활용한 발틱 변수는 지역 수준의 충격과 외생적일 수 있다. 가령 [그림 III-1]에서 확인할 수 있듯이, 복지정책에 대한

7) <표 III-1>의 항목들을 참조

8) $\hat{G}_{i,t} = (1 + \pi_{i,t})G_{i,2016}$

국가적 지원의 확대에 따라 지방자치단체의 경제적 여건과 상관없이 사회복지지출이 꾸준히 확대되고 있다.

다만 지방정부의 재원의 많은 부분을 차지하고 있는 보통교부세 교부액은 인구수, 지방공무원정원, 가구수, 노령인구수, 국민기초생활보장수급권자수, 아동인구 등의 함수로 결정되기 때문에, 특정 지역의 2016년 부문별 지출비율은 교부액을 결정하는 변수들의 함수일 가능성이 높다. 결국 Goldsmith-Pinkham et al.(2020)가 논의한 바와 같이, 본 연구에서 편의 없는 식별을 위해서는 지방정부별 부문별 지출비율이 외생적이어야 하는데, 이러한 외생성은 결국 앞선 산정공식에 활용되는 변수들(인구수, 지방공무원정원, 가구수, 노령인구수, 국민기초생활보장수급권자수, 아동인구)이 GRDP의 오차항과 외생적이어야 한다. 가령 가구수가 많은 지역과 적은 지역에 GRDP의 추세가 다르다면 그리고 특정 부문의 지출이 가구수와 관련이 깊다면 부문별 지출의 외생성은 보장하기 어렵다.

한편 Lee and Ko(2024)에서는 2014년 기초연금 확장에 따른 지자체 예산 증가를 지자체 복지지출의 도구변수로 사용하였다. 해당 연구의 식별가정은 기초연금 확장 전에 수급률이 높았던 지역과 낮았던 지역의 종속변수에서의 평행추세가정 만족이다. 해당 연구와 같이 특정정책의 확대에 따른 지출증가를 외생적 변화로 사용하면 식별가정 검증 등의 측면에서 수월한 부분이 있다. 가령 기초연금 확장에 변이를 사용한다면, 정책 확장 이전 기초연금의 수급률이 지역경제의 충격과 외생적이라는 조건만 만족하면 된다.

본 연구에서는 Lee and Ko(2024)를 참조하여 1인당 복지지출의 증가율이 1인당 GRDP 증가율에 미친 영향을 다음과 같은 장기차분모형을 활용해서 추정한다.

$$\frac{\Delta y_i^{2019-2013}}{y_{i,2013}} = \alpha_0 + \beta \frac{\Delta G_i^{2019-2013}}{y_{i,2013}} + \gamma X_i + \eta_i \quad (\text{수식 III-3})$$

종속변수는 2019년 2013년 사이의 1인당 GRDP의 증가율이며, 설명변수

는 2013년 1인당 GRDP 대비 노인 1인당 복지지출의 변화이다. 그리고 X_t 는 분석 이전 시점인 2013년 이전 수준에서 구축하였으며 다음과 같은 통제 변수를 사용하였다: 인구수, 경제활동 비율, 여성인구 비율, 서비스업종사자 비율, 기초생활수급자 비율, 기초연금수급자 비율. 해당 변수들은 기초자치단체의 재정지출에 영향을 받을 수 있기 때문에 분석시점에서 변수들을 측정해서 모형에서 통제하면 부적절한 통제문제에 직면할 수 있다(Angrist and Pischke, 2008). 이에 본 분석에서는 2013년 시점의 통제변수들의 수준에 따라 기초자치단체의 GRDP의 선형추세가 이질적일 수 있게 하였다.

기초연금 지출의 확대 변이를 이용한 분석은 이원고정효과모형을 사용하지 않고 장기차분모형만을 사용한다. 이는 GRDP와 복지지출의 연도별 변동을 활용해 효과를 추정하면, 추정에 편의가 발생할 위험이 있기 때문이다. 본 분석에서는 복지지출의 외생적 변이를 사용하기 위해 기초연금의 변이를 도구변수로 사용한다. 그런데 기초연금은 2014년과 2018년의 대규모 확대를 제외하면, 연도별 변동폭은 매우 제한적이다. 만약 복지지출의 연도별 변동에 의존하는 기존의 이원고정효과모형을 사용한다면, 노인 복지 지출에 큰 변화가 없는 동안 GRDP의 변동성과의 비교를 통해 복지예산과 GRDP 간의 관계를 추정하게 된다.

또한 복지지출의 동태적 효과를 이원고정효과모형에서 완전히 포착하기 어렵다는 문제도 존재한다. 물론 앞선 (수식 Ⅲ-1)에서 제시한 모형에서는 이러한 동적효과를 고려하기 위해 정부지출의 선행 및 시차항을 추가하였다. 하지만 기초연금을 활용한 분석에서는 자료의 한계로 이전 연도에 대한 도구변수를 구성할 수가 없다. 따라서 복지지출과 GRDP 간의 동태적 관계를 더욱 정확하게 반영하기 위해, 본 분석에서는 장기차분모형을 활용하되 분석 기간의 변화(2년, 4년, 6년)를 활용한 모델을 추정한다.

나. 분석표본

본 분석에서는 활용하는 변이에 따라 두 개의 분석표본을 사용한다. 먼저 지방정부의 지출변이를 사용한 분석에서는 시군구 수준의 2017~2021년 패

널자료를 활용하여 승수효과를 추정한다. <표 Ⅲ-2>는 분석표본의 기초통계량을 제시하였다. 먼저 2016년의 시군구 GRDP는 평균적으로 7조 3,591억원을 기록했으며, 표준편차는 9조 5,196억원으로 나타나 지역 간 GRDP의 차이가 매우 큰 것으로 나타났다. 최솟값은 2,710억원이었고, 최댓값은 62조 6,004억원으로 일부 지역은 매우 높은 GRDP를 기록했지만, 다른 지역은 상대적으로 낮은 값을 보였다. GRDP의 2016년 대비 2021년까지의 누적 성장률은 평균 0.109로, 표준편차 0.137로 나타났으며, 성장률이 음수인 지역도 존재하고 최대 0.966까지 성장을 이룬 지역도 있었다.

2016년 기준 지방정부의 평균 지출은 6,100억원, 표준편차는 4,210억원으로 지출의 변동폭이 크며, 최소 1,604억원에서 최대 2조 8,108억원까지 지역별로 다양한 수준의 지출이 이루어진 것으로 나타났다. 사회복지 및 보건 분야의 2016년 지출은 평균 1,825억원으로 나타났고, 최대 7,825억원으로 일부 지역에서는 높은 지출을 기록했지만, 최소 167억원으로 비교적 적은 지출을 한 지역도 있었다. 정부 투자 지출은 평균 2,725억원을 기록했으며, 최대 1조 406억원까지 투자가 이루어진 지역이 있지만, 일부 지역은 353억원으로 낮은 투자율을 보였다. 정부 소비 지출의 경우 평균 427억원으로 나타났으며, 지역 간 차이는 최대 1,935억원과 최소 101억원으로 다소 큰 차이를 보였다.

2016~2021년 지방정부의 총지출 증가율은 평균 125.5%로 나타났고, 표준편차 96.8%로 누적 지출의 변동성이 큰 것으로 분석된다. 특히, 일부 지역은 5.2%로 매우 낮은 누적 지출증가율을 기록했지만, 최대 423.0%에 이르는 지역도 있었다. 복지 분야의 누적 지출은 평균 31.4%였으며, 정부 투자 누적 지출은 평균 62.4%로 나타나, 정부가 이 두 분야에 상당한 비중을 두고 지출했음을 보여준다. 그러나 정부 소비 분야의 누적 지출은 평균 12.1%로 상대적으로 적은 지출을 보였다.

〈표 Ⅲ-2〉 주요 변수 기초 통계: 분석표본 1

구분	평균	표준편차	최솟값	최댓값
A. 종속변수				
2016년 GRDP (십억원)	7,359.142	9,519.635	271.035	62,600.370
2016년 대비 누적 성장률	0.109	0.137	-0.427	0.966
B. 설명변수(정부지출)				
2016년 지방정부지출(십억원)	610,045	420,967	160,418	2,810,803
2016년 복지지출(십억원)	182,513	134,934	16,725	782,580
2016년 투자지출(십억원)	272,489	232,665	35,287	1,405,754
2016년 소비지출(십억원)	42,671	27,494	10,138	193,408
2016년 GRDP 대비 누적 정부지출(17~21년)	1.255	0.968	0.052	4.230
2016년 GRDP 대비 누적 사회복지보건지출	0.314	0.160	0.017	0.729
2016년 GRDP 대비 누적 정부투자지출	0.624	0.597	0.017	2.382
2016년 GRDP 대비 누적 정부소비지출	0.121	0.111	0.005	0.629

자료: 지방재정365, 보건복지부(2012), 보건복지부(2013), KOSIS를 사용하여 저자 계산⁹⁾

〈표 Ⅲ-3〉은 복지지출의 변이만을 활용하는 추정에 사용된 분석표본의 기초통계량을 제시하였다. 통제변수는 〈표 Ⅲ-2〉와 동일하므로 생략한다. 1인당 2013~2019년 기간 동안 GRDP 증가율은 평균 17.8% 증가하였으며, 표준편차는 16.5%로 지역 간 격차를 확인할 수 있다. 1인당 복지지출 증가율 그리고 도구변수로 사용하는 1인당 기초연금의 증가율은 각각 6.1% 그리고 5.1% 증가하였으며, 표준편차는 각각 3.1%, 2.5%로 나타나 지역 간의 충분한 변이가 존재하였다. 2012년의 시군구 수준에서의 경제활동인구 비율은 평균 69.8%로 나타났으며, 표준편차는 5.6%로 지역별 차이는 크지 않은 것으로 보인다. 여성 인구 비율도 평균 49.9%로 성비가 크게 변동하지 않는 모습을 보였고, 서비스업 비율은 평균 62.4%, 표준편차는 14.2%로 지역에

9) 보건복지부(2012), 「2011년 국민기초생활보장 수급자 현황」, 보건복지부(2013), 「통계로 본 2012년 기초노령연금」

따라 서비스업이 차지하는 비율의 변동폭이 큰 것으로 나타났다. 2011년 기초생활수급자 비율은 평균 3.7%로 나타났으며, 지역별로 최소 0.6%에서 최대 9.7%까지 차이가 있었다. 65세 노인인구 중에서 기초연금 수급률은 2012년 평균 70.6%로 나타났고, 최대 92.6%까지 기록한 지역이 있지만, 최소 24.7%를 기록한 지역도 있었다.

〈표 Ⅲ-3〉 주요 변수 기초 통계: 분석표본 2

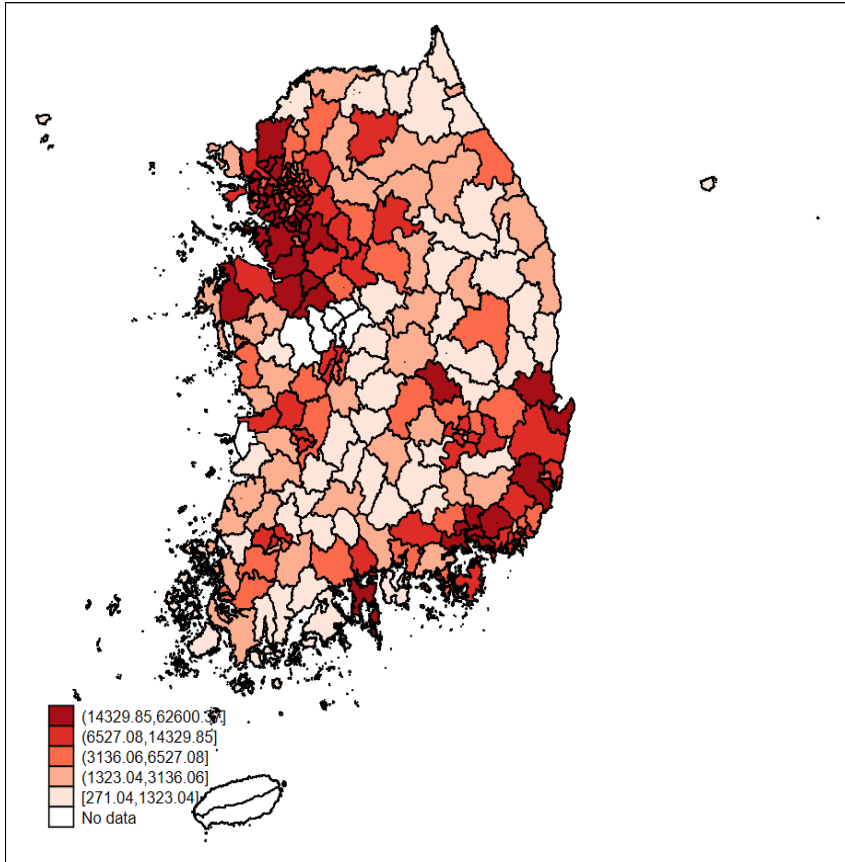
2013~2019년	평균	표준편차	최솟값	최댓값
1인당 GRDP 증가율	0.178	0.165	-0.307	0.773
1인당 복지지출 증가율	0.064	0.031	0.005	0.169
1인당 기초연금 증가율	0.051	0.025	0.002	0.129
경제활동인구 비중_2012	0.698	0.056	0.570	0.783
여성인구 비중_2012	0.499	0.012	0.441	0.525
서비스업 비중_2012	0.624	0.142	0.231	0.883
기초생활보장 수급률_2011	0.037	0.018	0.006	0.097
기초연금 수급률_2012	0.706	0.128	0.247	0.926
선행추세(2011년 대비 2016년 GRDP 성장률)	0.137	0.170	-0.259	0.836

자료: 지방재정365, 보건복지부(2012), 보건복지부(2013), KOSIS를 사용하여 저자 계산

[그림 Ⅲ-2]부터 [그림 Ⅲ-6]에서는 2016년 기준 각각 시군구 수준의 GRDP, 재정지출, 복지지출 비중, 투자지출 비중, 정부소비지출 비중의 지리적 분포를 제시하였다. 종속변수인 GRDP 그리고 설명변수인 재정지출뿐만 아니라 도구변수 구축에 핵심이 되는 분야별 지출(여기서는 14개 분야를 3개의 분야로 집계해서 제시)에서도 지역 간 상당한 차이가 존재함을 확인할 수 있다.

[그림 Ⅲ-2] 2016년 GRDP의 지리적 분포

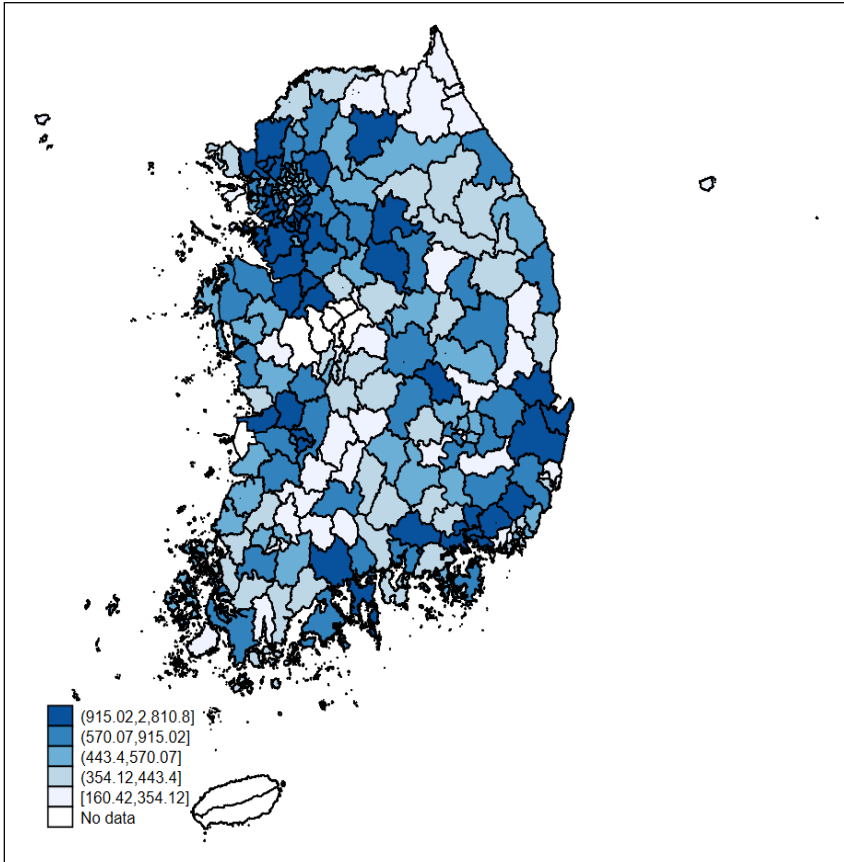
(단위: 십억원)



자료: 지방재정365, 보건복지부(2012), 보건복지부(2013), KOSIS를 사용하여 저자 제작

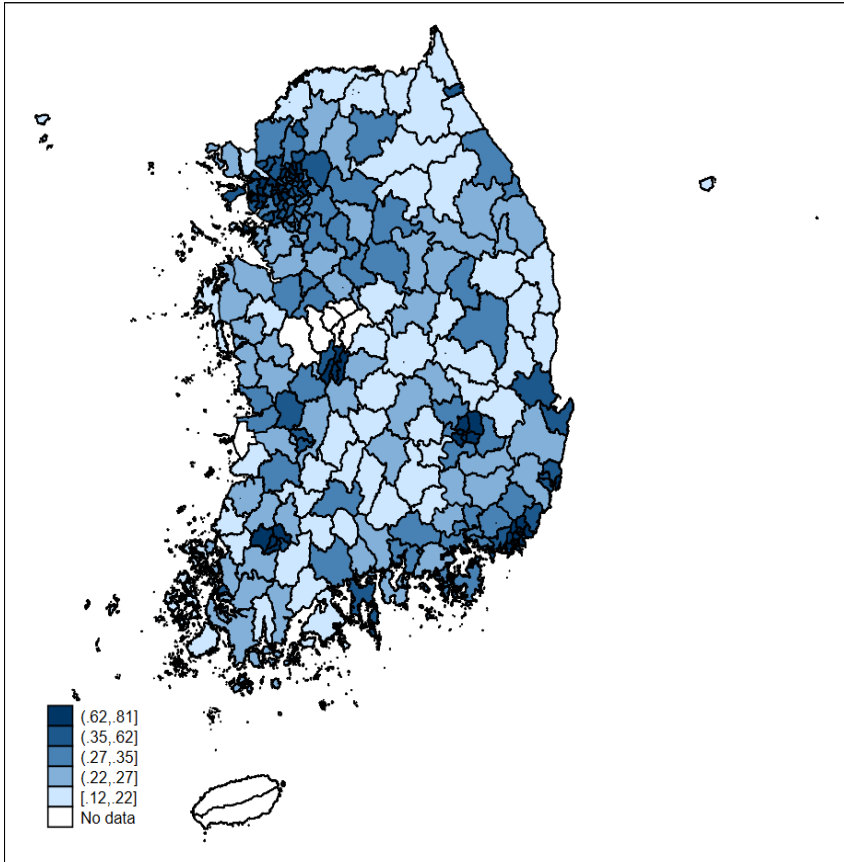
[그림 Ⅲ-3] 2016년 지방정부 지출의 지리적 분포

(단위: 십억원)



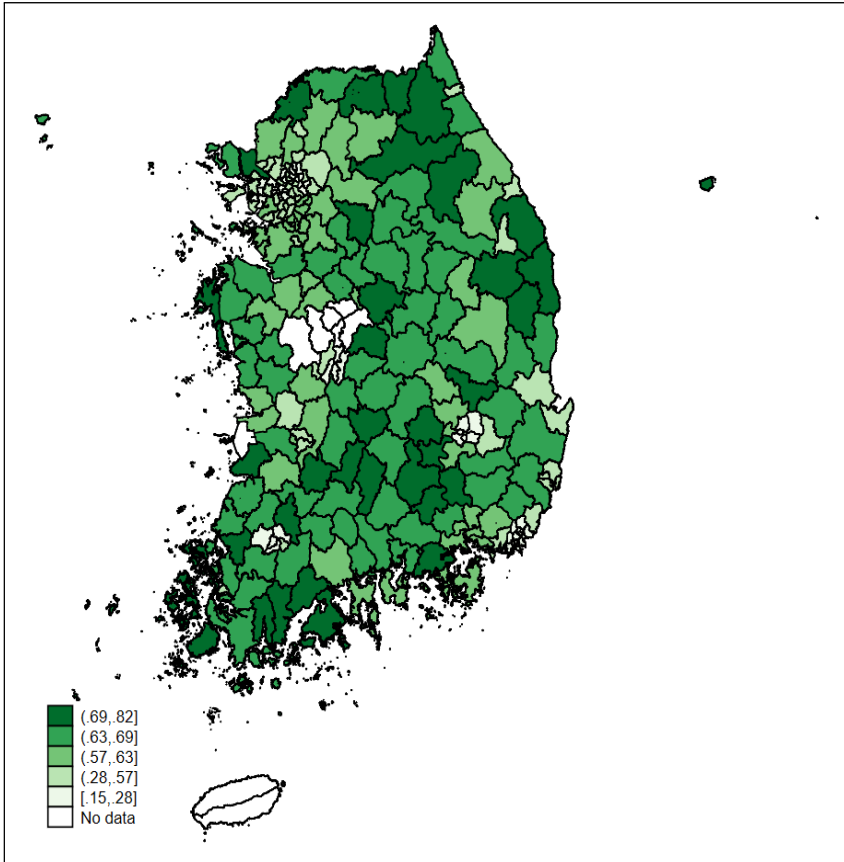
자료: 지방재정365, 보건복지부(2012), 보건복지부(2013), KOSIS를 사용하여 저자 제작

[그림 Ⅲ-4] 2016년 복지지출이 전체 지출에서 차지하는 비중의 지리적 분포



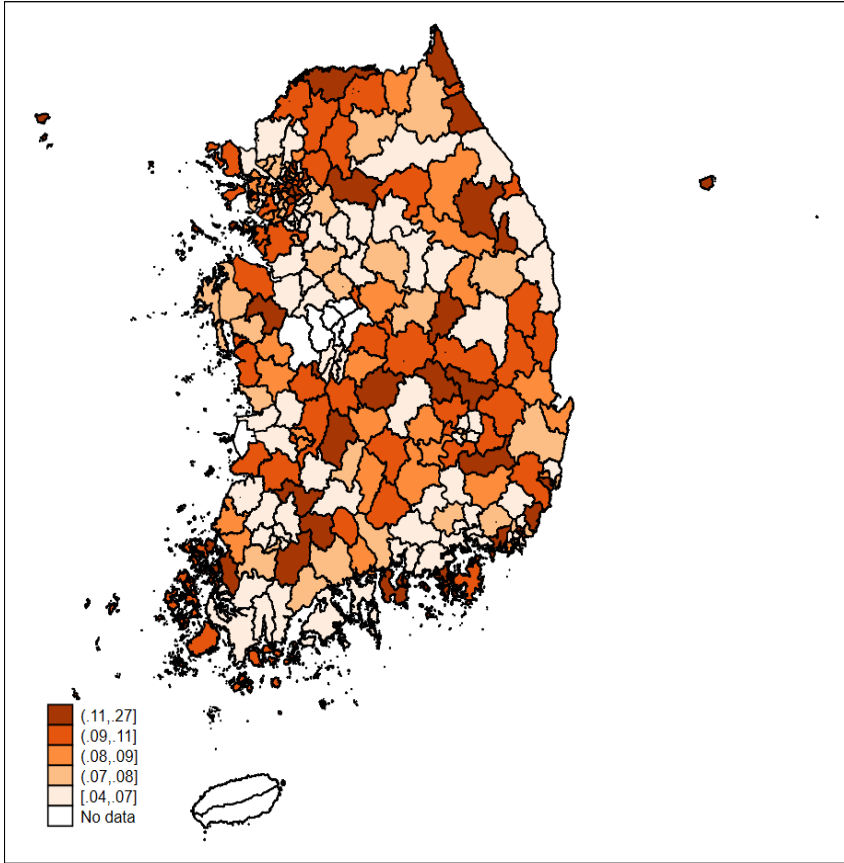
자료: 지방재정365, 보건복지부(2012), 보건복지부(2013), KOSIS를 사용하여 저자 제작

[그림 Ⅲ-5] 2016년 투자지출이 전체 지출에서 차지하는 비중의 지리적 분포



자료: 지방재정365, 보건복지부(2012), 보건복지부(2013), KOSIS를 사용하여 저자 제작

[그림 Ⅲ-6] 2016년 정부소비지출이 전체 지출에서 차지하는 비중의
지리적 분포



자료: 지방재정365, 보건복지부(2012), 보건복지부(2013), KOSIS를 사용하여 저자 제작

3. 분석 결과

가. 지방정부의 재정지출이 GRDP에 미치는 영향

〈표 Ⅲ-4〉에서는 (수식 Ⅲ-1)의 모형 (1)을 최소자승법과 도구변수를 활용한 추정 결과를 보여준다. (1)열과 (2)열은 최소자승법을 사용한 추정결과를 (3)열과 (4)열은 도구변수를 사용한 추정결과를 제시하였다. (1)열과 (3)열은 정부지출변수, 지자체 고정효과, 연도고정효과만을 통제한 기본 모형의 추정 결과이다. 그리고 (2)열과 (4)열은 광역수준의 경제적 충격의 영향을 통제하기 위해 광역더미와 선행추세의 교차항을 통제한다.

〈표 Ⅲ-4〉 지방재정 지출이 GRDP에 미치는 영향

구분	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS		IV	
Panel A: 기본모형				
budget_t	0.431** (0.186)	0.573** (0.267)	0.604*** (0.231)	1.261*** (0.316)
N	1,344	1,344	1,344	1,344
Panel B: 선행 및 후행 추가				
budget_t	-0.049 (0.433)	-0.083 (0.450)	1.440 (1.645)	1.443 (1.653)
budget_t-1	0.664** (0.258)	0.930*** (0.209)	0.318 (0.895)	0.664 (0.974)
budget_t+1	0.087 (0.156)	0.175 (0.131)	-1.137 (1.082)	-0.846 (1.143)
N	896	896	896	896
Panel C: 2년 차분 모형				
budget	0.227 (0.276)	0.171 (0.296)	3.087 (1.949)	2.173 (1.325)
N	448	448	448	448
광역×trend		v		v

주: 표준오차는 괄호 안에 표시되어 있으며 통계적 유의성은 다음과 같다: *** 1% ** 5% *10%
 자료: 지방재정365, 보건복지부(2012), 보건복지부(2013), KOSIS를 사용하여 저자 계산

분석 결과를 살펴보면, 먼저 Panel A에서는 기본모형(이원고정효과모형)의 추정 결과를 제시하였다. OLS 추정 결과는 (1)열, (2)열에서 확인할 수 있는데 추정치는 최소 0.431에서 최대 0.573으로 추정되었고 통계적으로 유의하였다. 광역 수준의 선행추세를 통제하면 추정치는 보다 크게 추정되었다. (2)열의 추정치를 해석하자면 지방정부의 지출이 10억원 증가하면 GRDP가 5.73억원 증가하는 것을 의미한다. 도구변수를 사용한 분석에서는 지방정부지출의 영향이 더 크게 추정되었으며 통계적으로 유의하였다. 기본모형의 추정치는 0.604이며 광역 수준의 충격을 통제하자 추정치는 1.261로 증가하였다. (4)열의 추정 결과는 지방정부의 지출이 10억원 증가할 때 GRDP가 12.61억원 증가하는 것을 의미한다.

Panel B에서는 선행 및 후행 변수를 추가한 모형의 추정 결과를 보여준다. OLS 추정에서 정부지출의 효과는 기본모형의 추정 결과(Panel A)와 비교해 더 크게 추정되었다. (2)열의 추정 결과를 살펴보면 현재의 정부지출의 추정치는 -0.083으로 통계적으로 유의하지 않았으나, 1년 전 시점의 정부지출의 추정치는 0.930으로 유의미한 양(+)의 값으로 추정되었다. 한편 1년 후 시점의 정부지출의 추정치는 통계적으로 유의하지 않은 0.175로 추정되었다. (4)열의 IV 분석에 따른 정부지출의 총 효과는 1.261로 통계적으로 유의하지 않지만 기본모형의 추정 결과와 동일하였다. 시점별 효과를 살펴보면 현시점의 지출의 추정치는 1.443으로 추정되었고, 1년 전 시점의 추정치는 0.664 그리고 1년 후 지출의 추정치는 -0.846으로 추정되었다.

마지막으로 Panel C에서는 Nakamura and Steinsson(2014)에서 사용한 통계모형과 유사한 차분모형(2년의 격차)을 사용하였다. OLS와 IV를 사용한 분석 모두 추정 결과는 통계적으로 유의하지 않았으며, OLS 추정 결과는 기본모형과 비교해서 작게 추정되었고, IV의 추정 결과는 크게 추정되었다. 다만 추정에 사용할 수 있는 관측치가 기본모형과 비교해 많지 않기 때문에 검정력이 낮으며, 불확실성의 증가에 따른 표준오차가 크게 추정되었다. 이상의 결과를 종합하자면 지방정부의 지출이 GRDP에 긍정적인 영향을 미친다는 사실을 확인할 수 있다. 또한 본 분석에서 선호하는 기본모형의 추정

결과는 지방정부 지출이 10억원 증가할 때 GRDP가 약 12.6억원 증가할 수 있음을 보여준다. 정부지출의 지역변이를 활용하여 승수효과를 추정한 연구들은 대체적으로 승수효과를 최소 1.34에서 최대 1.85의 값을 보고하고 있는데 (Dupor et al., 2021; Chodorow-Reich, 2019; Serrato et al., 2016; Nakamura, et al., 2014) 본 분석의 추정 결과는 이러한 선행연구와 비교해서 비교적 작게 추정된 것으로 판단된다.

나. 복지지출이 재정승수에 미치는 영향

〈표 III-5〉에서는 지방재정의 복지지출이 GRDP에 미친 영향을 추정하였다. Panel A에서는 1인당 노인청소년 예산을 설명변수로 사용하였고, Panel B에서는 1인당 사회복지예산을 설명변수로 활용하였다. 모든 모형에서 지역의 특성에 따른 GRDP 추세가 이질적일 수 있음을 고려하여 2012년 기준으로 구축된 통제변수(인구수, 경제활동인구 비율, 여성인구 비율, 서비스업종사자 비율, 기초생활수급자 비율, 기초연금 수급자 비율)와 광역 고정효과를 포함하였다. (1)열과 (4)열은 2013년과 2015년 사이의 GRDP와 복지지출의 변화를, (2)열과 (5)열에서는 2013년과 2017년 사이의 해당 변수들의 변화, 그리고 (3)열과 (6)열에서는 2013년과 2019년 사이의 차분을 사용하였다.

〈표 III-5〉의 추정 결과의 해석 시 한 가지 유념해야 하는 부분은 장기차분모형에 기반한 추정 결과를 선행연구에서 제시한 승수효과와 1:1로 비교하는 것이 어렵다는 점이다. 대체로 선행연구에서는 단기간의 정부지출 변화와 GRDP의 변화를 사용한 추정으로 단기 승수효과라 할 수 있으나, 본 분석은 2013~2019년 간의 장기간의 정부지출과 GRDP 변화를 살펴보았다는 점에서 차별점이 존재한다.

이러한 점을 유념하면서 Panel A의 결과를 살펴보면, (1)열부터 (3)열에 제시된 OLS 추정 결과와 (4)열부터 (6)열에 제시된 IV 추정 결과는 대체로 유사한 경향을 보였으며, (4)열을 제외한 모든 결과가 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 또한, 2017년까지의 기간을 사용한 경우 추정치의 크기가 2015년 또는 2019년까지의 기간을 사용한 추정치보다 더 큰 것으로 분석되

었다. 이는 2015년과 2019년에 시행된 기초연금 확장이 경제활동에 미치는 효과가 시차를 두고 나타날 가능성을 시사한다. 특히, 2015년의 기초연금 확장이 GRDP에 미친 영향이 이후 기간 점진적으로 반영되었을 것으로 보인다. 따라서 2015년 이후 데이터를 포함한 추정에서 재정승수가 상대적으로 크게 나타난 것으로 해석된다. 이와 유사하게, 2019년 기초연금 확장의 효과는 2019년 GRDP에 충분히 반영되지 않았을 가능성이 있다. 이에 따라 2013~2017 기간의 승수효과가 2013~2019 기간보다 더 크게 추정된 것으로 판단된다.

Panel B에서는 1인당 사회복지예산이 GRDP에 미친 승수효과를 살펴볼 수 있다. OLS와 IV 추정 결과 모두에서 2013~2017 기간 사회복지예산 증대가 GRDP에 유의미한 양의 효과를 미쳤으며, 2013~2019 기간에도 승수효과가 유지되었다. 다만, 2013~2015 기간에서는 승수효과가 상대적으로 작게 나타나, 사회복지예산의 효과가 중·장기적으로 점차 강화되는 경향을 보여준다. 이는 사회복지 지출의 정책적 효과가 시차를 두고 지역 경제에 긍정적으로 반영될 가능성을 시사한다. (6)열의 추정 결과를 해석하자면 2013~2019년 기간 1인당 복지예산이 10억원 증가하면 GRDP는 36억원 증가함을 의미한다.

〈표 Ⅲ-4〉와 비교했을 때, 〈표 Ⅲ-5〉의 승수효과가 더 크게 추정된 이유는 세 가지로 정리할 수 있다. 첫째, 〈표 Ⅲ-4〉는 정부지출의 단기적 효과(1년)를 추정했지만, 장기차분모형을 사용한 〈표 Ⅲ-5〉는 최소 3년에서 최대 7년까지의 중·장기적 효과를 추정한 결과로, 관측기간의 차이가 승수효과의 크기에 영향을 미친 것으로 보인다. 둘째, 〈표 Ⅲ-5〉는 기초연금 확장에 따른 변화를 바탕으로 이전지출의 승수효과를 추정하였다. 1985년부터 2020년까지 42개국의 데이터를 이용해 사회보호지출이 GDP에 미치는 영향을 분석한 Cardoso et al.(2023)의 연구 결과에 따르면, 사회보장지출이 정부총지출보다 GDP에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 이전지출의 승수효과가 투자지출 등 다른 정부지출의 승수효과보다 클 수 있음을 시사

〈표 Ⅲ-5〉 지방재정 복지지출이 GRDP에 미치는 영향

구분	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2013~2015	2013~2017	2013~2019	2013~2015	2013~2017	2013~2019
OLS			IV			
Panel A: 1인당 노인청소년 예산						
budget	5,305 (3,536)	7,889** (3,414)	5,399** (2,343)	5,015 (3,898)	8,147** (4,108)	6,162** (2,654)
N	221	221	221	221	221	221
Panel B: 1인당 사회복지예산						
budget	2,644 (2,370)	3,792* (1,978)	2,688* (1,469)	3,605 (2,821)	5,406* (2,856)	3,617** (1,636)
N	221	221	221	221	221	221

주: 표준오차는 괄호 안에 표시되어 있으며 통계적 유의성은 다음과 같다: *** 1% ** 5% *10%
 자료: 지방재정365, 보건복지부(2012), 보건복지부(2013), KOSIS를 사용하여 저자 계산

한다. 마지막으로, 이전지출이 상대적으로 저축 동기가 낮은 노인층에 집중되었다는 점도 승수효과를 키운 중요한 요인으로 판단된다. Lee and Ko (2024)에 따르면, 2014년 기초연금 확장으로 노인가구의 이전소득이 109.7만 원 증가했으며, 이 중 약 57.3만원은 소비 증가로 이어졌다. 또한, 이 추가 소득은 레저활동 증가(노동공급 감소)와 소비 지출 확대에 사용되어 노인가구가 소득 증가분의 상당 부분을 소비에 활용하는 경향을 보였다. 이러한 점들이 승수효과가 크게 나타난 주요 원인으로 해석된다.

마지막으로 〈표 Ⅲ-6〉에서는 2010~2013년 GRDP 증가율을 종속변수로 사용하는 일종의 플래시보 분석을 수행하였다. 만약에 기초연금을 원래부터 많이 하고 있던 지역이 그렇지 않은 지역과 비교하여 GRDP의 추세가 이질적이었다면, 본 분석의 추정 결과에는 편이가 발생할 수 있기 때문이다. 분석 결과, Panel B의 (2)의 결과를 제외하면 추정치의 값은 컸지만 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 추정 결과 모두 음의 값으로 추정되어 분석기간 복지지출이 많이 증가한 지역이 적게 증가한 지역과 비교해서 2010-2013년 기간 GRDP의 감소를 경험한 것으로 해석할 수 있다. 만약 이러한 추세가 통계적으로 유의미한 추세였다고 가정한다면, 〈표 Ⅲ-5〉의 추정 결과는 오

히려 과소추정 되었을 수 있기 때문에 <표 Ⅲ-5>의 추정치는 이전지출의 승수효과의 하한으로 해석할 수 있다.

<표 Ⅲ-6> 플라시보 테스트: 지방재정 복지지출이 2010~2013 GRDP 증가율에 미치는 영향

구분	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2013~2015	2013~2017	2013~2019	2013~2015	2013~2017	2013~2019
	OLS			IV		
Panel A: 1인당 노인청소년 예산						
budget	-1,914 (2,663)	-3,143 (2,239)	-2,230 (1,358)	-4,460 (3,180)	-3,920 (2,567)	-2,100 (1,437)
N	221	221	221	221	221	221
Panel B: 1인당 사회복지예산						
budget	-2,533 (1,782)	-2,663** (1,288)	-1,166 (0,757)	-3,180 (2,232)	-2,580 (1,660)	-1,233 (0,843)
N	221	221	221	221	221	221

주: 표준오차는 괄호 안에 표시되어 있으며 통계적 유의성은 다음과 같다: *** 1% ** 5% *10%
 자료: 지방재정365, 보건복지부(2012), 보건복지부(2013), KOSIS를 사용하여 저자 계산

4. 소결

본 장에서는 지역별 변이를 활용하여 지역 단위 재정승수를 추정하였다. 이를 위해 일반적인 이원고정효과(TWFE) 모형과 장기차분모형을 기본적으로 활용하였으며, 추가로 연도 고정효과와 광역 고정효과와 교차한 고정효과까지 같이 통제하였다. 그리고 추가로 발생 가능한 내생성을 고려하기 위하여 국가 수준에서 분야별 지출변화를 2016년 지자체별 분야별 비중을 활용하여 배분하는 발틱 도구변수를 활용하여 지역 단위에서의 재정정책이 지역 경제활동에 어떤 영향을 미쳤는지 분석하였다.

분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 지방정부 재정지출이 GRDP에 미치는 효과는 통계적으로 유의한 결과만 고려하면, 계수가 약 0.431~1.261 정

도이다. 선행 및 후행, 그리고 장기차분모형(2년 차분)도 다양하게 바라보았지만 통계적으로 유의하지 않았다. 미국 등에서 정부지출의 지역 단위를 활용한 승수효과가 대략 1.34~1.85 정도라는 점을 고려하면, 본 연구가 제시한 재정승수는 상대적으로 작은 것으로 보인다. 그리고 추가로 지방재정의 복지지출이 재정승수에 미치는 영향을 살펴본 결과, 복지지출이 지역경제에 미친 효과는 앞선 결과보다 더 크게 나왔다.

본 장에서 도출할 수 있는 정책 시사점은 다음과 같다. 우선 본 연구는 기존 연구에서 편익이 발생할 수 있는 부분을 최대한 조심스럽게 통제하면서 도구변수를 활용하여 지역단위 재정승수를 엄밀하게 추정했다는 점에서 학술적 기여가 있다. 또한 지출 성격별로 경제에 미치는 효과가 다를 수 있음 역시 잘 보였다고 할 수 있다. 최근 분야별 지출의 각 재정승수 등 정부지출을 더 세부적으로 이해하고자 하고 있다. 결국 한정된 자원에서 어떤 것이 국민후생을 높일 수 있는가를 알아가는 과정일 것이다. 이에 대한 연구자들과 관련 정책관계자들의 지속적인 관심과 노력이 필요할 것이다.

IV. 구조모형을 활용한 재정승수 분석 및 정책실험

1. 서론

본 장에서는 구조모형을 활용하여 지역 단위 재정승수와 국가 단위 혹은 거시경제 단위 재정승수 간 이론적 관계를 설명하고, 구조모형을 캘리브레이션 하여 다양한 정책실험 혹은 반사실적 실험을 통해 국가 내에서 지역 간 상호작용을 고려할 때 발생 가능한 다양한 메커니즘을 살펴보았다. 이를 위하여 2지역 - 2주체 뉴케인지언 모형을 구축하고 캘리브레이션 하였다.

앞선 제Ⅲ장에서는 응용미시계량경제학에서의 실증분석 방법론을 활용하여 지역 간 변이를 이용해 지역 단위 재정승수를 추정하였다. 지역 간 변이를 활용하면 거시시계열을 활용하였을 때보다 내생성 통제가 더 용이하기 때문에 더 엄밀한 인과관계를 도출할 수 있다. 하지만 이 추정 결과는 Dupor et al.(2023)과 Nakamura and Steinsson(2014)에서 논의하였듯이, 지역 간 상대적 차이를 나타내는 상대적 승수(Open Economy Relative Multiplier)이다. 즉, 제Ⅲ장 실증분석 추정치는 평균적으로 한 지역 재정지출이 다른 지역보다 1단위 더 클 때, 그 지역의 GRDP나 고용 등이 얼마나 상대적으로 얼마나 더 크게 변할 것인지를 나타낸다. 따라서 전통적으로 관심이 높았던 거시경제 단위에서의 재정승수인 ‘국가 전체적으로 정부지출을 1단위 증가시켰을 때 GDP나 총고용 등이 얼마나 변할 것인가’와는 다를 수 있다. 그렇기에 본 장에서는 Dupor et al.(2023)과 Nakamura and Steinsson(2014)과 유사하게 집계 단위 재정승수(aggregate fiscal multiplier)와 지역 단위 재정승수를 모두 이해하기 위해 국가 내 지역이 고려된 구조모형을 분석하였다.¹⁰⁾

10) 단, Dupor et al.(2023)과 Nakamura and Steinsson(2014)은 각각 지역 단위와 국가 단

구조모형이 시사하는 지역과 국가 재정승수 간 관계를 설명하는 전파 메커니즘은 다음과 같다. 모형 경제에는 2개 지역, 시군구나 시도 등 한 개 행정 지역과 이를 제외한 나머지 지역이 존재한다. 제Ⅱ장 선행연구에서 논의되었듯이, 본 연구에서 활용하는 구조모형에서는 지역별로 이질적인 재정승수를 고려할 수 있는 다지역(multi-region) 모형과는 구분되며, 이는 제Ⅲ장에서의 축약형 모형 분석과 일관성을 갖기 위함이다. 그리고 각 지역에는 교역재(tradable goods)와 비교역재(non-tradable goods)가 존재한다. 각 지역에서 최종재를 생산할 때 교역재와 비교역재가 각각 일정 비율로 고정적으로 필요하다고 가정하였다. 시군구 등 모형에서의 행정구역 하나의 비중과 교역재/비교역재 비중이 각 지역 간 교역 정도, 그리고 스페illo버를 결정하게 된다. 예를 들어 어떤 한 시군구에서 정부지출이 증가한 경우를 고려해 보자. 우선 해당 지역 산출량은 노동공급 증가 혹은 수요진작 등을 통하여 증가하게 된다. 만약 해당 지역이 다른 지역과 교역하지 않는다면 일반적인 폐쇄경제에서의 재정승수 효과와 동일하다. 하지만 다른 지역과 교역을 하는 경우에는 스페illo버(spillover) 효과를 통해 지역 단위와 국가 단위 재정승수 간에 차이가 발생하게 될 수 있다. 만약 교역재 비율이 높은 경우, 해당 지역에서 생산을 증가시키는 과정에서 다른 지역으로부터 교역재 중간재를 많이 수입하게 된다. 이는 해당 지역에서의 중간재 수요를 교역에 없을 때와 비교해서는 상대적으로 작게 할 수 있기 때문에 해당 지역의 지역승수효과(regional fiscal multiplier)는 작아질 수 있게 된다. 하지만 그만큼 다른 지역으로의 스페illo버 효과가 크기 때문에 경제 전반적 승수효과는 지역단위 승수효과보다 클 수 있게 된다. 이것이 2지역 모형에서 지역과 국가 단위 재정승수 간 차이를 설명하는 주요 메커니즘이다.¹¹⁾

위 재정승수의 크기에 대해서 시사하는 바가 다르며, 본 연구는 Dupor et al.(2023)의 모형에 기반하였기에 Nakamura and Steinsson(2014)과는 시사하는 바가 다를 수 있다. 이에 대해서는 본 장 본문에서 상술하였다.

11) 본 연구는 다른 국가와의 교역을 고려하지 않았다. 즉, 폐쇄경제에서의 재정승수를 고려하였다. 개방경제를 활용한 논의는 글로벌 금융위기 혹은 코로나19와 같이 전 세계적으로 확장정책이 필요한 시기에 환율과 국제무역을 통해 중요하게 논의될 수 있지만 본고에서 다루진 않았으며, 후속연구에서 다루길 것으로 기대한다. 다만 개방경제를 다루지

또한 통화정책 역시 중요한 역할을 한다. 기준금리는 중앙은행에서 결정되며, 이 기준금리는 모든 지역에 동일하게 적용된다. 그래서 이와 같은 모형에서는 통화연합(monetary union)이라는 표현이 쓰인다. 모형에서는 중앙은행이 테일러 준칙(Taylor Rule)에 따라 국가 전체 인플레이션 혹은 산출량 변화에 대해 고정된 탄력성 수준을 갖고 변화시킨다. 각 지역에서의 재정정책은 정량적으로 작을 수 있지만, 국가 전체 산출량 혹은 인플레이션을 변화시키기 때문에 기준금리를 변화시킬 수 있다. 이 기준금리 변화로 인하여 설령 교역을 하지 않더라도 어떤 한 지역의 재정정책은 다른 지역 경제에도 영향을 미칠 수 있다. 그래서 동태적확률일반균형(Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE) 모형을 활용해 재정승수를 분석한 문헌에서는, 통화정책이 거시경제에 어떻게 반응하는지를 잘 식별하는 것이 중요하게 다뤄진다.

마지막으로 본 모형에서는 2주체 뉴케인지언(Two-Agent New Keynesian, TANK) 모형을 활용하였다.¹²⁾ 지역마다 금융시장 상품 거래가 자유로운 가계와 그렇지 못한 가계(즉, 한계소비성향이 높은 가계)가 일정 비율로 존재하여, 산출량 변화와 미래에 기대되는 조세 변화에 대해 소비가 변하는 정도를 유연하게 볼 수 있다. 본 연구에서는 모형 분석에 직접 활용하진 않았지만, 한국노동패널조사(Korea Labor and Income Panel Study, KLIPS)를 활용하여 지역별로 제약된 가계, H2M(Hand-to-Mouth) 가계 비중을 캘리브레이션 하여 보고하여, 향후에 지역별로 이질적인 재정승수를, 구조모형을 활용하여 추정하고자 할 때 도움 될 수 있는 기초자료를 제공하였다.

본 장은 다음과 같이 구성되어 있다. 2절에서는 구조모형 환경, 즉 2지역 TANK 모형 환경과 균형조건을 소개한다. 3절에서는 모형 캘리브레이션을

않았음에도 불구하고, 본고에서 수행한 정책실험의 결과는 전 세계적으로 확장 재정정책이 필요한 시기에는 모두가 동시에 재정정책을 수행해야 한다는 논의와 유사한 결론을 도출할 수 있다. 해외로부터의 수입을 제외한 지역 간 교역이 정량적으로 어느 정도 중요한지는 캘리브레이션 결과와 함께 이재민·장수정(2015)에서 다뤄진 한국은행에서 발표한 지역산업연관표를 참조할 수 있다.

12) Nakamura and Steinsson(2014)에서는 대표적 경제주체 뉴케인지언(Representative Agent New Keynesian, RANK) 모형을, Dupor et al.(2023)에서는 이질적 경제주체 뉴케인지언(Heterogeneous Agent New Keynesian, HANK) 모형을 활용하였다. 이에 대한 함의점은 제 II 장 선행연구 부분을 참조할 수 있다.

상술하고, 4절에서는 수행한 정책실험과 반사실적 실험 결과를 보고한다. 5절에서는 소결한다.

2. 구조모형: 2지역 - 2주체 뉴케인지언 모형

본 절에서는 2지역 - 2주체 뉴케인지언, 즉 2지역 TANK 모형의 환경을 소개하고 균형조건을 도출하였다.¹³⁾

가. 모형 구성

지역 모형은 1국가(폐쇄경제) - 2지역 - 2주체로 구성되어 있다. 지역은 j 로 표기하며, 후에 다지역 모형으로도 확장이 가능하기에 일반적인 정의로써 지역은 $j = \{1, \dots, N\}$ N 개 지역으로 구성되어 있다고 가정하자. 즉, 본 연구에서는 $N = 2$ 인 경우에 해당한다. 각 지역은 인구 혹은 경제규모를 가지며, 각 지역의 규모는 $\mu_j, \sum_{j=1}^N \mu_j = 1$ 로 정의된다. 즉 $N = 2$ 인 경우, $\mu_2 = 1 - \mu_1$ 이게 된다.

지역1은 행정구역 단위 중 하나, 예를 들어 226개 기초자치단체 중 1개 혹은 17개 시도 중 하나의 시도 등을 나타내며, 지역2는 그 하나의 지역을 제외한 나머지 - 시군구 단위인 경우 나머지 225개 시군구, 시도 단위인 경우에는 나머지 16개의 시도 - 를 나타낸다.¹⁴⁾ 캘리브레이션에서는 지역1을 시군구 단위(county)로 캘리브레이션 하였으며, 이는 정책실험에서 다양한

13) 부록 2장에 TANK 모형 균형조건을 요약·정리하였으며, 본 연구에서는 균형조건을 로그선형화(log-linearization)하지 않고 해당 균형조건을 그대로 수치상으로 풀어서 해를 도출하였다.

14) 기술적으로는 소규모 개방경제(small open economy)와 유사한 부분을 갖지만 지역1과 지역2 간 상호작용이 소규모 개방경제에서의 소국과 나머지 세계 간과 다른 점이 있기 때문에 소규모 개방경제와 비교를 하는 것은 혼동을 야기할 수 있다. 해당 조연을 해수신 최준욱 박사님(한국조세재정연구원)과 오준석 교수님(University of Southampton)께 감사드린다.

행정단위를 고려하여 분석하였다.

본 연구에서 활용한 모형은 지역별로 이질적인 재정승수를 고려할 수 있는 다지역(multi-region) 모형과는 다르다. 지역2는 지역1을 제외한 나머지 지역을 의미하기 때문에, 본 모형은 각 지역 경제가 대칭적(symmetric)이라고 가정한 것이다. 이는 제Ⅲ장 실증분석 결과와 일관성을 갖기 위함이다. 제Ⅲ장 실증분석 결과는 지역별 차이를 모두 통제하였을 때 순수하게 지역 단위 정부지출 증가로 인한 지역 경제활동 변화 정도를 나타낸다. 그래서 제Ⅲ장에서와 같은 실증분석 결과와 일치시키기 위해서는 본 연구에서 활용한 2지역 구조모형이 오히려 다지역 모형보다 더 적합하다.

가계 각 지역 j 별로 두 가지 타입의 가계가 존재한다. 하나는 금융시장이 접근이 가능한 제약이 없는 가계(Unconstrained Households, 이하 U 가계)며, 지역마다 시간불변의 비율로 $1 - \lambda_j$ 만큼의 비율이 있다고 가정한다. 또한 금융시장 접근이 불가하여 근로 가치분소득이 곧 소비가 되는 가계(Hand - to - Mouth, 이하 H 가계 또는 H2M 가계)가 λ_j 비율로 존재한다. H2M 가계 비율 λ_j 는 외생적인 모수로써, 시간에 따라 변하지 않는다고 가정하였다.¹⁵⁾

기업 각 지역 j 에 최종재 기업과 중간재 기업이 존재한다. 보편적인 뉴케인지언 모형과 같이 최종재 시장은 완전경쟁시장(Perfectly competitive market)이고, 최종재는 각 지역 j 에서만 거래된다. 최종재를 생산하는데 필요한 중간재 종류는 지역별로 모두 동일하다고 가정한다. 모형에서 중요한 가정은 지역 j 에서 최종재를 생산할 때, 일정 비율 γ_{jj} 은 해당 지역에서 생산된 중간재(비교역재)를 활용하고, $\gamma_{jj'}$ 비율로 다른 지역 j' 에서 생산된 중

15) 시간불변이라는 의미에는 H2M 가계였던 가계는 영원히 H2M 가계임을 시사한다. 이와 같은 연속성 가정은 Aguiar et al.(2024)가 미국 패널자료인 Panel Study of Income Dynamics(PSID) 등을 통해 지속적인 경향이 있음을 밝혔기에 완전히 무리한 가정은 아닐 수 있다. Billie(Forthcoming) 등의 최근 연구에서는 매기 확률적으로 U 가계가 H2M 가계가 될 수 있거나 H2M 가계가 U 가계가 될 수 있는 충격을 고려하여 미국 경기변동의 성격을 TANK 모형을 통해 분석하고자 하였다.(이를 Tractable HANK 모형이라고 표현해서 THANK 모형이라고도 부른다) 본 모형에서는 이와 같은 이행확률을 고려하지 않으며, 후속연구에서 다루지길 기대한다.

간재(교역재)를 활용한다. 비율 γ_{jk} 는 외생적인 모수며, λ_j 와 마찬가지로 시간에 따라 변하지 않는다고 가정하였다. 서술하였듯이 각 지역에서 최종재를 생산할 때 다른 지역에서 생산된 교역재를 같이 활용하기 때문에 재정정책 등을 비롯한 경제변화는 스피로버 효과, 그리고 그 다른 지역의 경제환경이 변화하면서 다시 해당 지역에 영향을 미치는 피드백 효과를 모두 가질 수 있다.

중간재 시장은 불완전경쟁시장이다. 최종재를 생산할 때 각 중간재는 불완전 대체관계를 맺기 때문에, 각 중간재 기업은 가격결정력을 갖고 일정 마크업을 누릴 수 있다. 기업이 가격을 결정할 때 마찰적 요소가 존재하여 가격은 완전히 신축적으로 조정되지 않을 수 있다. 문헌에서는 이와 같은 경직적인 가격을 고려하기 위해 메뉴 가격 결정이론(Mankiw, 1985), 가격조정 시 상태에 따라 비용을 발생하여 가격이 경직적인 경우(Rotemberg, 1982; Calvo, 1983) 등을 고려하여 왔다. 본 장에서는 주요 참고문헌 중 하나인 Dupor et al.(2023)에서와 같이 Calvo 가격경직성 모형을 고려하였다.

정책: 재정정책 및 통화정책 재정정책은 각 지역 j 에서 t 기마다 정부지출 $G_{j,t}$ 를 지출하고, 정액세 $T_{j,t}$ 를 거두어서 재정지출 재원을 조달한다. 정부지출은 완전 신축가격 메커니즘을 고려하는 실물경기변동(Real Business Cycle, RBC) 모형에서와 같이 바다에 버려져서 생산적이지 않다고 가정하였다.¹⁶⁾ 추가로 정책실험에서 정액세 대신 국채를 발행하여 재정지출을 조달할 때 재정승수 효과를 살펴보았다.¹⁷⁾

16) 뉴케인지언 모형에서도 정부지출이 바다에 버려진다고 가정하면, 즉 생산활동에 쓰이지 않는다고 가정하면 결국 소비를 진작시키긴 어렵기 때문에 재정승수가 아주 크진 않을 수 있다. TANK 모형 혹은 HANK 모형에서는 재정승수가 더 클 수 있으며, 혹은 정부지출이 효용함수에 있는 경우나, 효용함수에 이전 소비가 들어가는 습관 형성(habit formation) 요소가 존재하거나, 정부지출이 생산함수의 투입물로 존재하는 경우에는 소비진작을 일으키면서 재정승수가 더 커질 수 있다. 정부지출이 생산적일 수 있음을 고려한 연구로는 Ma(2018), 효용함수에 습관형성을 고려한 연구로는 Zubairy (2014) 등이 있다.

17) 참고로 대표적 가계 뉴케인지언(Representative Agent New Keynesian, RANK) 모형에서는 조세로 바로 조달하는 경우와 국채를 발행하여 재원을 조달하는 경우 간에 소비에는 영향이 없는 Ricardian 동등성(Ricardian Equivalence) 정리가 적용되지만, 본 연구와 같이 TANK 모형에서는 다를 수 있다.

본 모형에서의 재정정책이 갖는 함의점은 다음과 같다. 모형에서는 Dupor et al.(2023)과 같이 지역별로 재정지출과 조세를 통한 재정지출 조달이 이루어진다고 가정하였다. 즉, 중앙정부가 부재한다고 할 수 있다. 한국은 중앙정부 재정과 지방정부 재정이 완전히 독립적인 관계는 아닐 수 있어서, 본 절 ‘마’ 항에서와 같이 지방정부별 정부예산 제약식이 개별로 성립한다고 가정한 부분은 후속연구 등을 통해서 검토되어야 할 것이다.

본 연구에서는 중앙정부와 지방정부를 모두 고려하진 못하였지만, 본 연구와 같은 재정정책이 시사하는 점을 자세히 설명하자면 다음과 같다. 만약 지역1에서 정부지출이 증가한다면 해당 지출은 지역1의 조세를 통해서만 조달된다. 다른 지역 입장에서는 지역1에서의 교역재 수입 증가로 인해 조세 부담 없이 스피로버를 통해 산출량 증가가 이루어지기 때문에, 이 경우 다른 지역에서의 소비증가분이 클 수 있다. 다른 지역에서 산출량과 소비가 증가하는 과정에서 다시 지역1로부터 교역재 수요가 증가하기 때문에, 지역 단위 재정승수와 국가 단위 재정승수 간 차이가 발생한다.

이에 대한 대안적인 방법은 Nakamura and Steinsson(2014)에서와 같이 통합적인 정부예산 제약식을 고려하는 것이다.¹⁸⁾ 이와 같은 경우, 지역1에서 정부지출이 증가하는 경우, 이를 조달하기 위한 조세부담은 앞선 경우와 달리 다른 지역에서도 부담하게 된다. 이와 같은 재정연합(fiscal union) 구조에서는 현재 모형과 비교하여 지역 단위 재정승수는 더 커질 수 있고 국가 단위 재정승수는 스피로버가 작아지기 때문에 더 크지 않을 수 있다.

통화정책은 기준금리 조정을 통해 수행되며, 기준금리는 중앙은행에서 결정된다. 본 연구에서는 불환지폐(fiat money) 등 화폐는 고려하지 않는다. 지역별로 금리가 정해지지 않고, 모든 지역에 동일한 기준금리가 적용되기 때문에, 국가 내 지역 구조모형에서의 통화정책은 통화연맹(monetary union)이라고도 부른다. 통화정책은 테일러 준칙(Taylor rule)에 의해 결정되며,

18) 수식으로 표현하자면 본 연구에서의 지방정부별 예산제약식 $G_{j,t} + R_{t-1}\Pi_t^{-1}b_{j,t}^G = T_{j,t} + b_{j,t}^G$ 각 지역 j 에 모두 성립해야 한다고 가정한 것이며, Nakamura and Steinsson(2014)에서는 위 식이 집계 단위에서만, 즉 제약이 $G_t + R_{t-1}\Pi_t^{-1}b_t^G = T_t + b_t^G$ 하나만 존재한다고 할 수 있다.

Dupor et al.(2023)에서처럼 기준금리가 물가상승에 반응하지 않고 균제상태(steady state)에 고정된 경우를 같이 고려하여, 재정정책이 통화정책과 지역 간 교역을 통해 작동하는 메커니즘을 분리하여 살펴보고자 하였다.

논의: Nakamura and Steinsson(2014)과의 비교 본 연구는 축약형 모형을 통해 지역 단위 재정승수를 추정하고 구조모형을 통해 지역 단위와 국가 단위 재정승수 간 관계를 바라보았다. 이는 Nakamura and Steinsson(2014) 연구에서 제시한 방향성과 유사하지만 활용한 방법론, 특히 구조모형 부분에서의 방법론은 Dupor et al.(2023)의 것과 더 유사하다. 이 방법론의 차이 때문에 Nakamura and Steinsson(2014)과 Dupor et al.(2023) 간 차이처럼, 지역 단위와 국가 단위 재정승수 관계가 Nakamura and Steinsson(2014)의 것과는 다르다.

Nakamura and Steinsson(2014)에서는 지역 단위 재정승수가 국가 단위 재정승수보다 더 클 수 있음을 보였다. 그렇게 분석된 이유는 1) 지역 단위, 즉 j 간에는 기준금리 간 차이가 없기 때문에, 이는 통화정책이 산출량 증가에 따라 기준금리 상승이 반영 안 되는 것과 같이 작동될 수 있고 2) 정부 예산 제약식이 지역별로 성립되는 것이 아니라, 국가 단위에서 성립하는 경우를 고려하였기 때문이라고 서술되어 있다.¹⁹⁾ 첫 번째 이유는 그들의 실증 분석에서 강조된 부분이며, 본 연구자가 Nakamura and Steinsson(2014) MATLAB 코드를 확인한 바로는 구조모형에서의 재정승수를 도출할 때는 고려되지 않은 것으로 보인다.

본 모형에서의 구조모형은 Dupor et al.(2023)에서와 같이 지역별로 재정

19) 엄밀히 말하자면 Nakamura and Steinsson(2014)은 각 지역 간 변이를 고려 시에 통화정책 변화가 적용되지 않기 때문에 거시시계열 실증분석에서와 같이 통화정책으로부터도 비롯되는 내생성 문제가 해결되기 때문에 식별이 용이해지는 점에 주목하였다. 또한 논문에서는 RANK 모형을 시뮬레이션한 뒤에 지역 단위 승수와 국가 단위 승수를 회귀 분석을 통해 구할 때, 기준금리를 통제하는 것에 해당하는 시간 고정효과(time-fixed effect)를 지역 단위 승수 회귀분석에서만 고려한 것으로 보이는 서술이 있지만, 그들이 제시한 MATLAB 코드에서는 국가단위 승수와 지역단위 승수 계수를 추정할 때, 지역 단위 승수에서 별도로 시간 고정효과를 통제하지는 않은 것으로 확인하였다. 저자들이 올린 MATLAB 코드는 <https://www.openicpsr.org/openicpsr/project/112744/version/V1/view>(검색일자: 2024. 11. 17.)에서 접근할 수 있다.

지출이 조달되는 구조를 고려하였고, 특히 교역재 수요를 통한 스피로버를 강조하였기 때문에 국가 단위 재정승수가 지역 단위 재정승수보다 클 수 있으며, 나중에 정책실험에서 보이듯이 각 지역의 규모가 커질수록 해당 지역의 재정승수가 커지게 된다. 정리하자면 본 연구에서와 같이 교역재를 통해 교역이 이루어지면서 지역별로 지방재정이 지방조세를 통해 충당되는 경우, 스피로버 효과가 크기 때문에 지역 단위 재정승수가 국가 단위 재정승수보다 클 수 있다. 하지만 만약 Nakamura and Steinsson(2014)에서와 같이 조세부담을 다른 지역에서도 지게 되는 경우, 이 조세부담은 스피로버를 작게 할 수 있다. 어느 효과가 정량적으로 더 클지는 후속연구를 통해서 검증할 필요가 있다.²⁰⁾

나. 가계의 문제

각 지역 j 에는 금융시장 접근에 제약이 없는 가계, 즉 U 가계와 접근할 수 없어서 근로 가치분소득이 모두 소비로 쓰이는 H (혹은 $H2M$) 가계가 각각 $1 - \lambda_j$ 와 λ_j 비율로 존재한다.

U 가계 문제 먼저 U 가계의 효용극대화 문제를 먼저 살펴보자. 각 지역 j 에 $1 - \lambda_j$ 비율로 있는 U 가계는 다음과 같은 문제를 최적으로 품으로써 생애효용을 극대화한다.

$$\max_{\{C_{j,t}^U, N_{j,t}^U, B_{j,t}^U\}_{t=0}^{\infty}} \sum_{t=0}^{\infty} E_t \beta^t U(C_{j,t}^U, N_{j,t}^U)$$

subject to

$$P_{j,t} C_{j,t}^U + B_{j,t}^U = W_{j,t} N_{j,t}^U + P_{j,t} D_{j,t} - P_{j,t} T_{j,t}^U + R_{t-1} B_{j,t-1}^U$$

20) 한 가지 참고할 수 있는 것은 Nakamura and Steinsson(2014) 실증분석 결과 중, p.763 Table 2와 p.765 Table 3 모두에서 Regions(52개 주를 10개 Census Division으로 구분한 지역 개념)에서의 승수가 더 크게 나왔는데, 이는 본 연구 구조모형 정책실험과 일치하는 결과이다.

위 식에서 $P_{j,t}, C_{j,t}^U, B_{j,t}^U, W_{j,t}, N_{j,t}^U, D_{j,t}, T_{j,t}^U, R_{t-1}$ 은 각각 지역 j 의 t 기 가격지수(Price Index), 지역 j 에 있는 U 가계의 t 기 실질 소비, 지역 j 에 있는 U 가계의 t 기 채권 등 명목자산 보유량, 지역 j t 기 명목임금, 지역 j 에 있는 U 가계의 t 기 노동공급량, 지역 j t 기 실질 이윤 배당금, 지역 j t 기 U 가계의 정액세/이전지출(음(-)의 값을 갖는 경우) 그리고 $t-1$ 기 명목금리를 의미한다.

예산 제약식에서 볼 수 있듯이, 가계가 받는 기업 이윤 배당금에는 윗첨자 U가 없다. 이는 TANK 모형에서 흔히 가정하듯이, 이윤 배당금은 U 가계만 받고 H 가계는 받지 않는다고 가정하였기 때문이다.

또한 균형에서 U 가계가 갖는 총 실질 채권보유량은, H 가계는 채권을 보유하지 않기 때문에 지역 j 지방정부가 보유한 국채보유량과 동일해야 한다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$b_{j,t}^G = (1 - \lambda_j)b_{j,t}^U, \quad b_{j,t}^s = B_{j,t}^s/P_{j,t}, \quad s \in \{U, G\}$$

U: 제약받지 않은 가계, U 가계를 의미

G: 정부를 의미

H 가계 문제 각 지역 j 에 λ_j 비율로 있는 H 가계는 다음과 같은 문제를 최적으로 품으로써 생애효용을 극대화한다.

$$\max_{\{C_{j,t}^H, N_{j,t}^H\}_{t=0}^{\infty}} \sum_{t=0}^{\infty} E_t \beta^t U(C_{j,t}^U, N_{j,t}^U)$$

$$\text{subject to } P_{j,t} C_{j,t}^H = W_{j,t} N_{j,t}^H - P_{j,t} T_{j,t}^H$$

위 식에서 $C_{j,t}^H, N_{j,t}^U, T_{j,t}^H$ 은 각각 지역 j 에 있는 H 가계의 t 기 실질 소비, 노동공급량과 정액세/이전지출(음(-)의 값을 갖는 경우)을 의미한다. 시사 점은, H 가계는 금융시장에 접근이 제한되었기 때문에 U 가계와 달리 채권 B 를 통해 기간 간 선택을 통한 소비평탄화(consumption smoothing through

inter-temporal decision)가 불가능하다. 따라서 H 가계는 가처분소득을 전부 소비로 활용하며, 소비와 여가 중 기간 내 선택(intra-temporal decision)만을 하게 된다.

H 가계 존재로 인해 Nakamura and Steinsson(2014)과는 달리 리카도 동등성 정리가 성립하지 않는다. 즉, 정부지출을 정액세로 바로 충당하는 경우와 국채발행을 통해 조달하는 경우, 처음 재정지출이 증가한 시점에서의 정액세 수준이 다를 수 있기 때문에 H2M 가계에의 소비진작 효과는 자원 조달 방식에 따라서 다를 수 있다. 뉴케인지언 모형에서는 소비 변화를 통한 수요진작이 산출량 공급을 변화시킬 수 있기 때문에, 이로 인해 거시경제 효과가 달라질 수 있으며, 정부지출 증대로 인해 소비진작 효과 발생 여지가 RANK에 비하여 더 클 수 있음을 시사한다.

효용함수와 1계 최적화 조건 본 장 연구에서 효용함수 $U(C, N)$ 은 다음과 같이 가정하였다.

$$U(C, N) = \frac{C^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \theta \frac{N^{1+\chi}}{1+\chi}$$

위 효용함수에서 σ 는 위험기피도를, θ 는 근로에 대한 비효용 정도를, 그리고 χ 의 역수 $1/\chi$ 는 Frisch 노동공급 탄력성을 의미한다. 위와 같이 효용함수가 주어졌을 때, 서술한 효용극대화를 푸는 해의 조건은 다음과 같다.²¹⁾

U 가계의 효용극대화를 위한 기간 간 최적 소비 분배조건

$$(C_{j,t}^U)^{-\sigma} = \beta E_t R_t \Pi_{j,t+1}^{-1} (C_{j,t+1})^{-\sigma}$$

21) 참고로 본 장에서의 효용함수와 같이 소비와 여가가 가산적으로 분리된 경우(additively separable preferences)에는 본 연구에서 고려하지 않은 임금경직성을 고려하기 용이하다. TANK 모형에서의 임금경직성을 고려하여 승수효과를 분석한 연구로는 Ida and Okano(2023) 등이 있다.

where $\Pi_{j,t+1} = \frac{P_{j,t+1}}{P_{j,t}}$: 지역 j 의 총물가상승률(Gross inflation)

U 및 H 가계의 효용극대화를 위한 소비 - 여가 간 최적 분배조건

$$\theta(N_{j,t}^s) = (C_{j,t}^s)^{-\sigma} w_{j,t} \text{ for } s \in \{U, H\}$$

where $w_{j,t} = \frac{W_{j,t}}{P_{j,t}}$: 지역 j 의 t 기의 실질임금

다. 기업: 최종재 기업 및 중간재 기업

최종재 기업 각 지역 j 에 최종재 $Y_{j,t}$ 를 생산하는 최종재 기업이 존재한다. 최종재 시장은 완전경쟁시장이며, 최종재는 각 지역 내에서만 매기 가격 $P_{j,t}$ 로 거래된다. 지역 간 교역을 고려하기 때문에 Dupor et al.(2023)과 동일하게 지역 간 실질 상대가격 혹은 실질환율을 $Q_{j'j} = P_{j',t}/P_{j,t}$ 로 먼저 정의한다. 이 실질환율은 기업 문제에서 많이 쓰이게 되는 개념이다.

최종재 기업은 불완전 대체관계에 있는 중간재 i 를 수요하고, 집계(aggregation)하여 최종재를 생산한다. 중간재를 집계하여 최종재를 생산하는 생산기술은 다음과 같이 주어진다.

$$Y_{j,t} = \left[\sum_{j'=1}^N \gamma_{jj'}^{1/\epsilon} \int_0^1 Y_{jj'}(i)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} di \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$$

where

$\gamma_{jj'}$: 지역 j 에서 지역 j' 에서 생산된 중간재를 수요하는 정도

$j \neq j'$ 일 때 $\gamma_{jj'}$ 은 교역재 비중에 해당함

ϵ : 대체탄력성

지역 간 교역이 존재하기 때문에 위 최종재 생산함수에서 중요한 것은 비 교역재와 교역재 비중이 된다. 예를 들어, 본 장 연구에서와 같이 $N=2$ 인

경우, γ_{11} 은 지역1에서 자체 생산된 중간재에 대한 활용 비율(즉, 지역1의 지역편향)을, γ_{12} 는 지역1에서 지역2에서 생산된 중간재에 대한 수요 정도, 즉 교역재 비중을 나타내게 된다. 참고로 지역 간 교역이 없고, 국가 단위에서의 생산만 고려되는 경우의 전통적인 뉴케인지언 모형에서의 최종재 생산 함수는 다음과 같이 기술될 수 있다.

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$$

본 모형과 같이 $N=2$ 인 경우에는 μ_1 과 $\mu_2 = 1 - \mu_1$ 이 주어진 경우, 비교역재 비중 γ_{11} 값을 알면 나머지 중간재 활용비율은 $\gamma_{12} = 1 - \gamma_{11}$, $\gamma_{21} = \frac{\mu_1}{\mu_2} \gamma_{12}$, 그리고 $\gamma_{22} = 1 - \gamma_{21}$ 으로 결정되기 때문에 μ_1 과 γ_{11} 이 충분 통계량이 된다. 실제 캘리브레이션에서도 지역1의 비중, 즉 기초자치단체 1개 행정구역의 규모와 한국은행 지역산업연관표에서의 비교역재 활용비율을 구하여 캘리브레이션 하였다. 만약 다지역 모형으로 확장하고자 하는 경우, $\{\mu_j\}_{j=1}^{N-1}$ 값이 주어졌을 때, $\{\mu_j\}_{j=1}^{N-1}$ 을 제외한 모형 캘리브레이션 시 필요한 모수 개수는 $\frac{N(N-1)}{2}$ 임을 쉽게 도출할 수 있다.²²⁾

최종재 기업의 이윤극대화 문제와 그 이윤극대화의 해(solution)에 해당하는 최적 중간재 i 에 대한 수요함수 $Y_{jj',t}(i)$, 그리고 지역 j 의 가격지수 P_{jt} 는 다음과 같다. 도출과정은 전형적인 폐쇄경제 뉴케인지언 모형에서의 최적 중간재 수요함수와 가격지수를 도출하는 것과 유사하다.

$$\text{이윤극대화: } \max_{\{Y_{jj',t}(i)\}} P_{j,t} Y_{j,t} - \sum_{j'} \int_0^1 P_{j'j} Y_{jj',t}(i) di$$

22) 이론상으로는 다지역 모형으로 확장 시, 해당 사항을 고려하여 N 을 증가시키는 방법으로 진행할 수 있다. 다국가 모형을 수치 해석적으로 분석 시 발생할 수 있는 불확정성(indeterminacy) 문제 혹은 균형도출의 안정성 문제를 해결하는 것이 중요할 수 있다.

최적중간재 수요함수: $Y_{jj',t}(i) = \gamma_{jj'} \left[\frac{P_{j',t}(i)}{P_{j,t}} \right]^{-\epsilon} Y_{j,t}$

지역 j 의 가격지수: $P_{j,t}^{1-\epsilon} = \left[\sum_{j'=1}^N \gamma_{jj'} \int_0^1 P_{j',t}(i)^{1-\epsilon} \right]$

중간재 기업 각 지역 j 에서는 i 로 표시되는 연속체 중간재를 생산하는 중간재 기업이 존재한다. 최종재를 생산하는데 요구되는 중간재 종류는 모두 같다고 가정하였다. 또한 분석의 편의를 위해 마찬가지로 다른 뉴케인지언 모형에서처럼 중간재를 생산할 때 오로지 노동만 활용하며, 자본은 없다고 가정하였다. 또한 이주 등을 통한 지역 간 노동력 이동(Migration)은 없다고 가정하였다.²³⁾

해당 가정하에서 중간재 i 생산함수는 다음과 같다.

$$Y_{j,t}(i) = N_{j,t}(i)$$

where $Y_{j,t}(i) = \sum_{j'} \mu_{j'} Y_{j'j,t}(i)$

즉, 지역 j 의 총 중간재 수요량은 다른 지역으로 중간재를 수출한 양(=다른 지역으로부터의 수입 수요)과 해당 지역 최종재를 생산할 때 최종재 기업으로부터 수요(그리고 생산된) 양과의 가중합(weighted-sum)에 해당한다.

가격경직성과 중간재 가격 결정 본 연구에서는 Calvo 방식의 가격경직성이 있다고 가정한다. 즉, 가격결정력이 있는 중간재 기업은 매기 $1 - \phi_p$ 확률로 이윤을 극대화하는 가격을 설정할 수 있지만, ϕ_p 확률로 가격을 조정하지 못할 수 있다. 그렇기 때문에 가격을 재설정하는 중간재 기업은 향후에 가격을 조정하지 못할 수 있기 때문에 미래에 시간 할인된 가치(time-discounted value)를 염두에 두고 가격을 결정한다(Dupor, et al., 2023).

23) 해당 가정을 완화하고자 하는 경우, 공간 구조모형(Spatial model)을 분석해야 하며, 이는 본 연구의 범위를 벗어난다고 판단하였다.

해당 경우 t 기에 가격을 설정하는 중간재 기업의 이윤극대화 문제는 다음과 같다.

$$\max_{P_{j,t}(i)} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\phi_p \beta)^s [P_{j,t}(i) Y_{j,t+s} \text{vertt}(i) - W_{t+s} Y_{j,t+s} \text{vertt}(i)]$$

$$\text{where } Y_{j,t+s} \text{vertt}(i) = \sum_{j'} \mu_j \gamma_{j'j} \left[\frac{P_{j,t}(i)}{P_{j',t+s}} \right]^{-\epsilon} Y_{j',t}$$

위 식을 재서술하면 다음과 같다.

$$\max_{P_{j,t}(i)} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\phi_p \beta)^s \left[P_{j,t}(i) \sum_{j'} \mu_j \gamma_{j'j} \left[\frac{P_{j,t}(i)}{P_{j',t+s}} \right]^{-\epsilon} Y_{j',t} - mc_{t+s} P_{t+s} \sum_{j'} \mu_j \gamma_{j'j} \left[\frac{P_{j,t}(i)}{P_{j',t+s}} \right]^{-\epsilon} Y_{j',t} \right]$$

where $mc_{t+s} = W_{t+s}/P_{t+s}$: 실질한계비용 혹은 실질임금

위 극대화 문제의 해(solution)는 다음과 같다.

$$\tilde{p}_{j,t}^* = \frac{\epsilon}{\epsilon - 1} \times \frac{\xi_{j,t}}{Z_{j,t}}$$

= 가격마르크업

$$\text{where } \xi_{j,t} = mc_{j,t} \sum_{j'=1}^N \mu_{j'} \gamma_{j'j} Y_{j',t} Q_{j'j,t}^{\epsilon} + \phi_p \beta E_t \xi_{j,t+1} \Pi_{t+1}^{1+\epsilon},$$

$$Z_{j,t} = \sum_{j'=1}^N \mu_{j'} \gamma_{j'j} Y_{j',t} Q_{j'j,t}^{\epsilon} + \phi_p \beta E_t Z_{j,t+1} \Pi_{t+1}^{\epsilon}$$

마지막으로 지역별 집계 가격 및 물가상승률 동학은 서술하였던 지역별 가격지수로부터 다음과 같이 도출할 수 있다.²⁴⁾

$$P_{j,t}^{1-\epsilon} = \left[\sum_{j'=1}^N \gamma_{j'j} \int_0^1 P_{j',t}(i)^{1-\epsilon} di \right]$$

$$\rightarrow 1 = (1 - \phi_p) \times \sum_{j'=1}^N \gamma_{j'j} \tilde{p}_{j,t}^{*1-\epsilon} \times Q_{j'j,t}^{1-\epsilon} + \phi_p \Pi_{j,t}^{\epsilon-1}$$

24) $\xi_{j,t}$, $Z_{j,t}$ 그리고 지역별 물가상승률 동학 수식은 (Dupor, et al., 2023)

라. 지역 - 국가 간 집계 계정

국가 단위 집계변수는 아래와 같이 지역별 집계변수의 가중합으로 표현된다.

$$Y_t = \sum_{j=1}^N \mu_j Y_{j,t}, C_t = \sum_{j=1}^N \mu_j C_{j,t}, N_t = \sum_{j=1}^N \mu_j N_{j,t}$$

$$G_t = \sum_{j=1}^N \mu_j G_{j,t}, T_t = \sum_{j=1}^N \mu_j T_{j,t}, b_t^G = \sum_{j=1}^N \mu_j b_{j,t}^G$$

where $G_{j,t}$: 지역 j 의 t 기 실질정부지출

그리고 지역 단위 집계변수 중 소비, 노동과 정액세는 다음과 같이 각 지역 j 에서 U 가계와 H 가계 변수의 가중합으로 표현된다.

$$C_{j,t} = (1 - \lambda_j) C_{j,t}^U + \lambda_j C_{j,t}^H$$

$$N_{j,t} = (1 - \lambda_j) N_{j,t}^U + \lambda_j N_{j,t}^H$$

$$T_{j,t} = (1 - \lambda_j) T_{j,t}^U + \lambda_j T_{j,t}^H$$

Dupor et al.(2023)에서 정의된 중요변수 중 하나는 지역별 총부가가치, 즉 지역별 소득이다. 지역 j 의 총부가가치 혹은 지역별 소득 $\Gamma_{j,t}$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$\Gamma_{j,t} = \int_0^1 \sum_{j'=1}^N \mu_{j'} Y_{j',t}(i) di$$

그리고 위 수식은 균형에서 다음과 같이 계산이 가능한 형태로 표현된다.

$$\Gamma_{1,t} = \left[(1 - \phi_p) \tilde{p}_{1,t}^{*-e} + \phi_p \Pi_{1,t}^\epsilon \right] (\gamma_{11} Y_{1,t} + \gamma_{12} Q_{21,t}^\epsilon Y_{2,t})$$

$$\Gamma_{2,t} = \left[(1 - \phi_p) \tilde{p}_{2,t}^{*-e} + \phi_p \Pi_{2,t}^\epsilon \right] (\gamma_{21} Q_{12,t}^\epsilon Y_{1,t} + \gamma_{22} Y_{2,t})$$

위 식은 Dupor et al.(2023)에서 강조되었듯이, 지역 간 교역을 통해 지역 j 에서의 정부지출 등의 수요충격이 다른 지역 j' 에 미치는 스피로버 효과를 반영한다. 예를 들어 정부지출 등의 수요충격으로 인해 $Y_{j',t}$ 가 증가하는 경우, 이는 1) j' 지역의 j 지역 교역재에 대한 수요 정도 $\gamma_{j'j}$, 그리고 다시 j 지역의 j' 지역 교역재에 대한 수요 정도 $\gamma_{jj'}$, 지역별 규모 정도 μ_j , 그리고 지역 간 상대가격 $Q_{j'j,t}^\epsilon$ 등을 통해 전파되게 된다. 참고로 정책실험 결과에서 논의하듯이, 지역 간 교류가 존재하지 않는 경우, 통화정책 스탠스에 따라 스피로버 효과 유무가 결정된다. 만약 Dupor et al.(2023)의 벤치마크 모형에서처럼 중앙은행이 기준금리를 균제상태 수준으로 고정한 경우, 지역 간 교류가 없으면 재정지출 증가로 인한 j' 지역에서의 부양효과는 j 지역으로 전파되지 않는다. 하지만 중앙은행이 기준금리를 물가상승률 변화 등에 반응하게 되면, 비교역재만 활용하여 교역이 없는 경우에도 스피로버 효과는 양적으로 약해지지만, 지역 j 의 경제여건 변화로 인해 중앙은행이 기준금리를 변경하고, 이것이 지역 j' 에도 영향을 주게 된다.

마. 재정 및 통화정책

재정정책 각 지역 j 정부는 외생적인 정부지출 $G_{j,t}$ 를 조달하기 위해 정액세 $T_{j,t}$ 를 과세하거나 혹은 실질 지방정부채권 $b_{j,t}^G$ 를 발행한다. 지역 j 정부예산 제약식(Government Budget Constraint, GBC)은 다음과 같다.

$$P_{j,t} G_{j,t} + R_{t-1} B_{j,t-1}^G = T_{j,t} + B_{j,t}^G$$

$$\rightarrow G_{j,t} + R_{t-1} \Pi_t^{-1} b_{j,t-1}^G = T_{j,t} + b_{j,t}^G \text{ for each } j$$

서술했던 집계조건에 의하여 국가 단위 정부예산 제약식은 다음과 같다.

$$G_t + R_{t-1} \Pi_{t-1}^{-1} b_{t-1}^G = T_t + b_t^G$$

그리고 자연로그를 취한 정부지출은 다음과 같이 확률적 1차 자기회귀 과정(1st order Auto-Regressive Process, 이하 AR(1) 과정)을 따른다고 가정하였다. 수식에서 알 수 있듯이 사전적 정부지출 프로세스는 동일 - 즉 $\rho_{G,j} = \rho_G, \sigma_{G,j} = \sigma_G$ - 하다고 가정하였다.

$$\log G_{j,t} = (1 - \rho_G) \log G_{ss} + \rho_G \log G_{j,t-1} + \sigma_G \epsilon_t^G, \quad \epsilon_t^G \sim N(0,1)$$

정부지출 재원조달 방식 매기 균형재정(Balanced Budget)을 수행한다고 가정하는 경우, 국채 발행은 없게 된다. ($b_{j,t}^G = b_{j,t}^U = 0$ for all j & t) 그 대신, 정부지출 $\Delta G_{j,t}$ 조달은 U 가계와 H 가계에 대한 정액세를 통해 조달한다. RANK 모형에서는 $\Delta G_j = \Delta T_j$ 로 하면 되었지만, TANK 모형에서는 U 가계와 H 가계의 정액세 부담이 어떻게 될지를 결정해야 한다. 본 연구에서는 TANK 모형을 분석한 문헌의 방법론을 차용하여 H 가계의 정액세가 확률과정을 따르고, 나머지를 U 가계가 부담한다고 가정하였다. 즉 지역 j 의 H 가계 정액세는 다음과 같은 확률과정을 따른다고 가정한 것이다.

$$T_{j,t}^H = (1 - \rho_T) T_{ss}^H + \rho_T T_{j,t-1}^H + \sigma_T \epsilon_t^{T,H}, \quad \epsilon_t^{T,H} \sim N(0,1)$$

참고로 정액세에 자연로그를 취하지 않았기 때문에 절대적인 개념으로의 음(-)의 충격을 고려할 수 있다. 즉, 정액세에의 음(-)의 충격이 발생한 경우는 H 가계에 이전지출이 발생했을 때의 효과를 분석할 수 있다는 것을 의미한다.

반대로 정부가 국채를 통해 재원조달하는 경우에는 U 가계와 H 가계 모두 다음과 같은 정액세 프로세스를 가정하게 된다.

$$T_{j,t}^s = \rho_b b_{j,t-1}^G + \sigma_T \epsilon_t^T, \epsilon_t^T \sim N(0,1) \text{ for } s \in \{U, H\}$$

위 확률과정의 시사점은 정부지출 증가를 국채발행을 통해 재원을 충당한 경우, ρ_b 의 속도로 국가부채를 조세를 통해 충당함을 시사한다.(Galí, 2020; Leeper, 1991)

본 연구에서는 지방정부 재정지출이 각 지방정부에서 지방세 혹은 지방채 등을 통해 조달되는 것으로 가정하였다. 이는 양(+의 스피로버 효과를 반대의 경우, 국가 전체 통합 단위 조세 혹은 국채 등을 통해 조달되는 경우보다 크게 만든다. 예를 들어 지역 j 에서 재정지출이 증가하여 지역 j' 로부터 추가적인 교역재를 필요하게 되는 경우, 지역 j' 은 해당 재정지출을 조세로 조달할 필요 없이 순수하게 양(+의 효과만을 가질 수 있다. 반면에 만약 지역 j 에서의 재정지출이 국가 전체적으로 조달하게 되어 지역 j' 역시 조세부담을 갖게 되는 경우, 스피로버 효과는 경감되게 되며, 때에 따라서는 Nakamura and Steinsson(2014)에서와 같이 음(-)의 스피로버 효과가 존재할 수 있게 된다. 한국의 경우, 지방세를 통해 조달되기도 하지만, 전체 조세 및 국채를 통해 조달되기도 하여 실제 스피로버 효과는 본 연구에서 이론적으로 도출한 것보다는 작을 수 있다. 본 연구는 Dupor et al.(2023)을 기본 모형으로 전제하였기 때문에 매기 지방정부 단위 균형재정을 가정하였지만 후속연구를 통해 더욱 다양한 형태의 재정조달 방식이 고려되어 더 엄밀한 재정승수가 도출될 수 있길 기대한다.

통화정책 통화정책은 보편적으로 고려하는 테일러 준칙(Taylor rule)을 고려하였다. 추가로 Dupor et al.(2023)과 같이 기준금리가 균제상태(steady-state)에 고정된 경우($\theta = 0$)인 때도 정책실험에서 같이 고려하였다.

$$\log R_t = \log R_{ss} + \theta \log \Pi_t, \quad \theta = 0$$

3. 캘리브레이션

본 절에서는 본 장의 구조모형 캘리브레이션 작업에 대하여 상술했었다. <표 IV-1>에서 모형에서 활용한 모수들의 값과 설명을 간략하게 정리하였다.

<표 IV-1> 모형 캘리브레이션

모수	값	변수	설명 및 출처/문헌
N	2	지역 개수	2지역
γ_{11}	0.389	지역1의 지역1에서 생산된 중간재 사용 비율(Home-bias)	한국은행 지역산업연관표: 이재민·장수정(2015)
μ_1	0.004	지역1 비중	시군구 단위, 226개 시군구를 고려하였음
$\{\lambda_j\}_{j=1}^N$	0.369	H2M 가계 비중	KLIPS 2007~2021년
β	0.985	시간할인율	Dupor et al.(2023)
θ	5.800	근로에 대한 비효용	Dupor et al.(2023)
χ	1.000	Frisch 노동공급 탄력성	Beraja et al.(2019) 및 Dupor et al.(2023)
σ	1.000	위험기피도	소비에 대해 자연로그 함수임을 시사. Dupor et al.(2023)
ϕ_p	0.750	가격을 다시 재설정하지 못하는 확률. Calvo 모수	뉴케인지언 문헌에서 흔히 활용되는 값
ϵ	6.000	중간재 간 대체탄력성	가격 마크업 $\epsilon/(\epsilon-1)=1.2$ 임을 시사. Dupor et al.(2023)
ρ_b	0.200	정부지출을 국채발행 시, 조세가 국채에 반응하는 정도	
ρ_T	0.200	H 가계의 이전지출 AR(1) 모수	
ρ_G	0.570	정부지출 AR(1) 모수	정부지출 추정
σ_G	0.100	정부지출 구조충격의 표준편차	
$\{\sigma_T^s\}, s \in \{U, H\}$	0.002	정액세/이전지출 충격의 표준편차	
ψ_G	0.2141	G_{ss}/Y_{ss} 균제상태에서의 GDP 혹은 GRDP 대비 총 정부지출 혹은 지역별 정부지출 비율	IMF 자료: 2010~2022년 평균 ¹⁾
θ	1.000	테일러 준칙 모수: 현재 물가상승률이 균제상태를 벗어났을 때 기준금리가 반응하는 정도	

주: 1. 변수별 문헌 부분 참조. 설명이 없는 모수는 이론적으로 가정한 값을 시사함

1) 자료 웹사이트 출처: <https://www.imf.org/external/datamapper/exp@FPP/USA/FRA/JPN/GBR/SWE/ESP/ITA/ZAF/IND>(검색일자: 2024. 6. 28.)

자료: 변수별 문헌 부분 참조. 설명이 없는 모수는 이론적으로 가정한 값을 시사함

먼저 지역1 비중, 즉 구조모형에서 어떤 행정단위를 나타내는지를 시사하는 모수 μ_1 은 1/226인 약 0.004로 캘리브레이션 하였다. 이는 본 모형경제에서 한 (행정)지역 단위가 시군구임을 시사한다.²⁵⁾ 이는 제Ⅲ장 실증분석이 시군구 단위에서 수행되었기에 일관적인 분석을 수행하고자 함이다. Dupor et al.(2023)에서는 한 카운티 단위를 나타내는 모수로써 $\mu_1 = 0.031$ 로 캘리브레이션 하였다.

다음으로 자국편향(Home-bias) 혹은 해당 지역에서 생산된 중간재 투입 비율을 나타내는 γ_{11} 은 0.389로 캘리브레이션 하였다. 이는 한국은행 지역 산업연관표를 활용하여 시도별 중간투입액의 가중평균에 해당하는 값이다. 참고한 한국은행 지역산업연관표는 부록에 있는 〈부표 3〉을 참고할 수 있다.

$N = 2$ 인 경제에서, 본문에서 서술하였던 대로 μ_1 과 γ_{11} 이 주어지면, 나머지 교역재와 지역2(나머지 지역경제, rest of nation)의 비교역재 비율을 구할 수 있다. 즉, $\gamma_{12} = 1 - \gamma_{11} = 0.611$, $\gamma_{21} = (\mu_1/\mu_2) \times \gamma_{12} = 0.060$ 그리고 $\gamma_{22} = 0.9397$ 을 가짐을 알 수 있다.

다음으로 중요한 모수인 제약된 가계(Hand-to-Mouth, H 가계 혹은 H2M 가계) 비율을 나타내는 모수 λ 는 약 0.369로 추정하였다. 해당 캘리브레이션 수치는 한국을 대상으로 본 연구와 동일하게 한국노동패널조사(KLIPS)를 활용해 추정한 Park(2017)과 Panel Study of Income Dynamics(PSID)를 이용해 미국 H2M 가계 비율을 추정한 Aguiar et al.(2024) 등의 추정 결과보다 크지는 않지만 유의한 차이를 보이진 않는다.

KLIPS에서 H2M 가계 비율 λ 를 추정한 방법은 다음과 같다. 우선 표본기간은 2007~2021년까지를 사용해 연도별 및 지역별로 λ 를 추정하였다. 최근 관련 선행연구에 해당하는 Aguiar et al.(2024)에서는 가구주가 25~64세, 연간소비 혹은 세후소득이 2009년 물가 기준 2,000미국달러 이상인 경우 등에 해당하는 표본을 활용하였다.²⁶⁾ 본 연구에서는 한국 상황에 맞게 표본을

25) 행정안전부(2023), 「지방자치단체 행정구역 및 인구 현황」 p. 4 참조

26) 이외에 1999~2019년에 H2M 가계로 분류되었던 적이 최소한 세 번 이상이어야 한다는 조건 등이 포함되었다. 자세한 내용은 Aguiar et al.(2024) Appendix A.2. 참조.

구성하였다. 우선 표본 중 가구주가 남성이며 연령이 30~60세인 표본만을 분석에서 활용하였다. 또한 연간 세후근로소득이 매년 최저임금 시급보다는 높아야 하며, 근로시간은 고용보험 적용기준에 해당하는 주 15시간 이상, 「근로기준법」에 해당하는 상한선(68시간(2019년까지), 2020년부터는 52시간 이하)에 해당하는 경우에 한정해서 보았다.

H2M 가계의 정의는 널리 활용되는 Kaplan et al.(2014)의 소득이 작지 않지만 유동성 자산이 적고 비유동성 자산이 큰 가계(Wealth Hand-to-Mouth)와 Zeldes(1989)의 저소득층에 해당하는 제약된 가계(Poor H2M) 둘 다 활용하였다. Zeldes(1989)는 순자산이 두 달 치 총소득보다 작은 경우 H2M 가계라고 정의하였으며, 본 연구에서도 동일한 정의를 활용하였다. 순자산은 부채를 제외한 총자산을 의미하며, 금융자산은 은행예금, 주식·채권·신탁 액수, 저축성보험 액수, 아직 타지 않은 계 액수, 개인적으로 다른 사람에게 빌려준 돈과 기타 금융자산 액수를 합한 값이다. 부채는 금융기관부채, 비금융기관 부채, 개인적으로 빌린 돈, 전세금 및 임대보증금 받은 것, 미리 타고 앞으로 부어야 할 계와 기타 부채를 합한 값이다. 가구 총소득은 근로소득, 자산소득, 부동산소득, 사회보험, 이전 소득과 그 외 소득을 합한 값이다.

반면에 유동 순자산(liquid net-worth)이 연소득의 16.5%보다 작은 경우, Kaplan et al.(2014)이 제시한 뒤, 널리 활용되는 소득이 낮지 않지만 유동성 자산이 적은 Wealthy H2M 가계로 정의하였다. 유동 순자산은 유동자산(liquid asset)이 부채보다 적은 경우의 순부채의 절댓값으로 측정하였으며, 유동자산은 은행예금, 주식·채권·신탁 액수 및 저축성보험 액수의 합으로 정의하였다.

이와 같이 Zeldes H2M과 Wealthy H2M을 정의하였을 때, H2M과 관련된 기초통계표는 <표 IV-2>와 같다. <표 IV-2>에서 볼 수 있듯이, Zeldes(1989) 정의대로 측정한 저소득층 H 가계 비중은 전체 표본기간(2007~2021년)에서는 약 35.2%, 코로나19 이전 기간(2007~2019년)에 한정하면 27.1%, 그리고 코로나19 기간인 2020~2021년에는 약 59.7%였음을 보인다. 또한 유동

성 자산 보유 비중이 낮음을 시사하는 Kaplan et al.(2014)의 Wealthy H2M 가계 비중은 전체 표본기간에서는 약 48.7%, 코로나19 이전에는 약 36.9%, 그리고 코로나19 기간에는 약 84.3%였다. 코로나19 기간에는 본 장에서 측정한 방법대로 측정하면 과도하게 높은 비율을 보이기에 후속연구에서의 검토가 필요하지만, 코로나19 기간이 가구에 미친 경제적 타격은 분명히 유의했던 것을 알 수 있다. 본 장에서 λ 는 코로나19 이전 기간 Wealth H2M 가계 비율인 36.9%로 벤치마크 하였다.

〈표 IV-2〉 H2M 가계 비율: KLIPS

H2M 가계 비율: 전체 표본기간(2007~2021년)			
구분	평균	표준편차	표본수
Zeldes H2M (Share)	0.352	0.478	31,329
Wealthy H2M (Share)	0.487	0.500	31,329
H2M 가계 비율: 코로나19 이전(2007~2019년)			
구분	평균	표준편차	표본수
Zeldes H2M (Share)	0.271	0.444	23,541
Wealthy H2M (Share)	0.369	0.483	23,541
H2M 가계 비율: 코로나19 기간(2020~2021년)			
구분	평균	표준편차	표본수
Zeldes H2M (Share)	0.597	0.491	7,788
Wealthy H2M (Share)	0.843	0.363	7,788

주: Zeldes H2M (Share)는 Zeldes(1989) 정의대로 측정한 H 가계 비중을, Wealthy H2M (Share)는 Kaplan et al.(2014)에서 제시한 저소득층이 아니지만 유동성 자산 보유비율이 낮은 경우에 해당하는 Wealthy H2M 가계 비중을 나타냄

자료: 한국노동패널조사(KLIPS), 2007~2021년

본 연구가 지역 단위 구조모형을 고려하고 있기 때문에, Bellifemine et al.(2023)과는 달리 다지역(multi-region)을 고려하진 않고 대칭적 균형이 주 분석대상이기엔 지역별 H2M 가계 비중을 캘리브레이션에서 활용하진 않았다. 그런데도 지역별로 어느 정도 편차가 있는지 확인하는 것은 그 자체로도, 그리고 후속연구에서도 유용할 기초자료가 될 것이기에 본 절에서 보고한다.

〈표 IV-3〉에서 볼 수 있듯이, 지역별 편차가 다소 존재하는 것으로 보인다. 예를 들어 세종은 Zeldes 기준 H2M 가계 비중은 아주 높진 않은 편이지만 Wealth H2M 가계 비중은 약 77.0%로서 시도 중에서 가장 높은 비율을 보인다. H2M 가계 비중은 최근 HANK 모형에서 중요하게 다뤄지는 한계소비성향과 밀접한 연관이 있기 때문에 λ 의 분포는 Bellifemine et al.(2023)에서 수행한 다지역 HANK 모형 분석의 필요성과 관련이 있다. 본 연구목적과는 맞지 않기에 수행하진 않았지만, 지역별 특성을 가능한 세부적으로 고려한 조세재정정책 효과분석은 한국과 같이 지역균형발전에 대한 관심이 높은 국가에서 더욱 도움이 될 것으로 기대한다.

정부지출 프로세스의 1차 자기회귀 계수(AR(1) coefficient)는, 이전지출은 제외한 정부소비지출과 투자지출을 합한 값은 정부지출로 정의하여, 이를 Hodrick-Prescott 필터(평활화 모수는 1,600)로 추세를 제거한 뒤에 ARIMA(p, d, q) 모형 중 p, d, q 값이 2이하인 경우의 조합에서 적합한 상황에 해당하는 계수를 활용한 것이다.²⁷⁾ 당연히 엄밀하게 분석하기 위해서는 이것보다 엄밀한 방법-DSGE 모형을 아예 베이지언 방법으로 추정하거나 거시시계열 변수들을 모아서 벡터자기회귀(VAR) 모형을 추정하는 방법 등-을 고려할 수 있지만, 본 연구에서 추정한 값인 $\rho_G = 0.570$ 이 문헌에서 크게 벗어나지 않는 추정치이기엔 이를 그대로 활용하였다.

마지막으로 정책실험에서 지역1 정부지출과 지역2 정부지출 충격에 서로 상관관계가 존재할 때, 참고한 지역별 정부지출의 상관관계 표는 부록 〈부

27) 표본기간은 2000년 1분기부터 2019년 4분기까지, 실질 정부지출 자료를 활용하였다. 요청 시 추정된 회귀테이블을 제공할 수 있다.

표 4)와 <부표 5>을 참고하길 바란다. 두 가지 방법으로 측정하였는데, <부표 4>에서는 연간 시도별 실질 정부소비지출(1995~2019년)을 Hodrick-Prescott 필터(평활화 모수는 100)로 추세를 제거한 순환변동치 간 상관관계를, <부표 5>에서는 지역별 실질 정부소비지출을 AR(1) 모형으로 추정된 뒤 잔차항을 추출하여 지역별 잔차항 간 상관관계를 살펴본 것이다.

<표 IV-3> 지역별 H2M 가계 비율: KLIPS

지역	Zeldes H2M			Wealthy H2M		
	평균	표준편차	표본수	평균	표준편차	표본수
서울	0.282	0.450	5,354	0.435	0.496	5,354
부산	0.387	0.487	2,085	0.537	0.499	2,085
대구	0.393	0.489	1,572	0.464	0.499	1,572
대전	0.463	0.499	999	0.626	0.484	999
인천	0.325	0.469	1,890	0.446	0.497	1,890
광주	0.470	0.499	793	0.509	0.500	793
울산	0.403	0.491	1,289	0.526	0.500	1,289
경기	0.258	0.438	8,373	0.410	0.492	8,373
강원	0.407	0.492	551	0.465	0.499	551
충청북도	0.510	0.500	1,007	0.641	0.480	1,007
충청남도	0.505	0.500	1,273	0.676	0.468	1,273
전라북도	0.402	0.491	978	0.453	0.498	978
전라남도	0.534	0.499	847	0.551	0.498	847
경상북도	0.402	0.491	1,538	0.533	0.499	1,538
경상남도	0.406	0.491	2,448	0.585	0.493	2,448
제주도	0.328	0.471	180	0.361	0.482	180
세종	0.362	0.482	152	0.770	0.422	152

주: Zeldes H2M (Share)는 Zeldes(1989) 정의대로 측정된 H 가계 비중을, Wealthy H2M (Share)는 Kaplan et al.(2014)에서 제시한 저소득층이 아니지만 유동성 자산 보유비율이 낮은 경우에 해당하는 Wealthy H2M 가계 비중을 나타냄

자료: 한국노동패널조사(KLIPS), 2007~2021년

4. 정량적 분석: 정책실험 및 반사실적 분석

본 절에서는 서술한 구조모형을 활용하여 재정승수를 분석하였다. 즉, 서술한 모형의 선형 시스템방정식(Linear System Equation)을 풀 뒤, 정부지출 프로세스의 오차항에 각 구조충격의 1 표준편차만큼의 충격을 준 뒤, 경제 변수들의 반응을 살펴보는 충격반응(Impulse Response) 분석을 통해 재정승수를 구한 것이다. 반응변수로는 주로 지역별 및 국가 수준 GDP와 소비를 살펴보았다.²⁸⁾

분석 결과를 보고하기 전에 모형에서 재정승수를 어떻게 정의하였는지를 살펴보자. 우선 충격변수는 서술한 대로 지역별 재정지출 충격이며, $\{\epsilon_{j,t}^G\} = 1$ (결과적으로 1 표준편차 충격)이 주어지면 재정지출의 동적변화량 $\{\{\Delta G_{j,t}\}_{t=1}^T\}_{j=1}^N$ 을 구할 수 있게 된다. 재정지출의 동적변화량 $\{\{\Delta G_{j,t}\}_{t=1}^T\}_{j=1}^N$ 을 이용하여 경제변수 반응, 지역별 반응 $\{\{\Delta Y_{j,t}\}_{t=1}^T\}_{j=1}^2$ 와 소비 $\{\{\Delta C_{j,t}\}_{t=1}^T\}_{j=1}^2$ 와 국가 수준 반응 $\{\Delta Y_t\}_{t=1}^T$ 와 $\{\Delta C_t\}_{t=1}^T$ 를 구하게 된다. 재정승수는 $\sum_{t=1}^T \Delta X_t / \sum_{t=1}^T \Delta G_{j,t}$, X : 관심변수가 된다.

재정승수를 구할 때 문헌에서는 흔히 당기승수와 누적승수를 고려한다. 당기승수는 충격이 발생한 시점 1에서의 경제변수 변화량을, 즉, 위 수식에서 $T=1$ 인 경우에 해당하며, 누적승수는 $T>1$ 인 경우에 해당하는데, 엄밀한 수학적 기준이 있는 것은 아니지만 보통 20분기 혹은 5년을 고려한다.

$$\text{당기승수(1시점 충격): } \frac{\Delta X_{j,1}}{\Delta G_{j,1}}$$

28) 분석을 위해 Dynare 6.1을 활용하였으며, 분석은 MATLAB 2019a에서 수행하였다. 2024년 10월 17일에 확인한 결과, 최근 Dynare는 6.2 버전이 제공되고 있으며, 해당 분석은 6.2 버전에서도 원활히 수행됨을 확인하였다. Dynare 공식 홈페이지: <https://www.dynare.org/>(검색일자: 2024. 10. 17.)

$$\text{누적승수(20분기 누적)}: \frac{\sum_{t=1}^{20} \Delta X_{j,t}}{\sum_{t=1}^{20} \Delta G_{j,t}}$$

마지막으로 본 연구에서는 국가 단위 재정승수와 지역 단위 재정승수를 별도로 구할 수 있고, 모형에서 기본적으로 산출되는 결과물은 지역 단위 재정승수이기에, 국가 단위 재정승수는 별도의 정의가 필요하다. 본 연구에서는 Dupor et al.(2023)의 정의를 차용하여 국가 단위 재정승수를 다음과 같이 지역별 누적승수의 가중합으로 정의하였다.

국가 단위 재정승수(Aggregate Multiplier) =

$$\frac{\sum_{j'=1}^N \sum_{j=1}^N \mu_j \left(\sum_{t=1}^{20} \Delta X_{j,t} | \Delta G_{j'} \right)}{\sum_{j=1}^N \mu_j \left(\sum_{t=1}^{20} \Delta G_{j,t} \right)}$$

$\Delta X_{j'} | \Delta G_{j'}$: j' 지역 정부지출 충격에 대한 j 지역 경제변수 X 의 반응

위 정의들을 활용하여 먼저 기준경제(정액세를 통해 추가 재정지출을 매기 정확히 조달하여 균형재정을 수행하는 경우)에서의 지역 및 국가 재정승수를 보고하고, 다양한 정책실험과 반사실적 실험 결과를 보고하였다. 수행한 정량실험은 정액세 재원조달과 국채발행 조달 간 재정정책 효과 분석, 재정정책이 수행되는 행정지역 규모와 교역의 역할, 통화정책과의 상호작용, H2M 가계비율이 재정정책 효과에 미치는 영향, 지역별 정부지출 간 상관관계가 존재하는 경우 등을 분석하였다.

가. 기준경제: 지역 재정승수 및 국가 재정승수

본 연구에서의 기준경제는 〈표 IV-1〉 캘리브레이션하에서 정부지출 증가

시 매기 정부지출 증가분을 정액세를 통해 조달하는 균형재정(Balanced Budget)이 이루어지는 경우이다. 균형재정 경제에서 정부지출이 증가한 충격반응 함수 분석을 수행한 결과는 <표 IV-4>에 정리되어 있다.

<표 IV-4> 기준경제 모형 당기 재정승수

기준경제 재정승수: 당기승수(Impact Multiplier)		
산출량		
구분	지역1 산출량 재정승수	지역2 산출량 재정승수
지역1 정부지출 충격	0.830	0.003
지역2 정부지출 충격	0.657	1.484
국가 단위 산출량 재정승수 = 1.487		
소비		
구분	지역1 소비 재정승수	지역2 소비 재정승수
지역1 정부지출 충격	-0.170	0.003
지역2 정부지출 충격	0.657	0.484
국가 단위 산출량 재정승수 = 0.487		

주: 지역1은 시군구 등 행정 한 구역을 나타내는 지역을, 지역2는 지역1을 제외한 모든 지역을 의미함
 자료: 모형에 기반한 저자 계산

<표 IV-4>를 해석하는 방법은 다음과 같다. 지역1(small region) 산출량 재정승수는 0.830인데, 이는 지역1에서 정부지출 1원이 증가하였을 때 지역1 실질 산출량이 0.830원 증가하였음을 시사한다. 이 지역1 산출량 재정승수가 제Ⅲ장 실증분석에서의 지역 단위 재정승수에 대응하는 결과로 해석할 수 있다. 소비의 경우, 지역1 지역 단위 재정지출의 소비진작 효과는 -0.170, 즉 지역1 정부지출이 1원 증가하였을 때 소비는 0.170원 감소하였음을 시사한다. 지역1을 제외한 나머지 지역에 해당하는 지역2의 산출량과 소비 재정승수는 각각 1.484와 0.484에 해당한다.²⁹⁾

본 연구에서 중요한 스피로버 효과를 먼저 살펴본 뒤에 국가 단위 재정승

29) 균형에서 $\Delta Y_{j,t} = \Delta C_{j,t} + \Delta G_{j,t}$ 을 만족하고 정의상 $\Delta G_{j,t} = 1$ 이기 때문에 거칠게 요약하면, $\Delta Y_{j,t} - \Delta C_{j,t} = 1$ 임을 참조하여 승수들을 해석할 수 있다.

수를 살펴보도록 하겠다. <표 IV-4>는 지역1에서 정부지출이 증가하고 지역 2에서는 아무런 변화가 없었음에도 지역1 정부지출 1원 증가에 대해 지역2 산출량이 0.003원이 증가하였음을 보인다. 이것이 서술하였던, 지역1에서 정부지출 증가로 인해 (본 경제에서는 경제주체들이 증가하는 세원을 조달하기 위해 더 일을 함으로써 발생하는) 지역1 산출량, 최종재가 증가하고, 이 최종재를 더 생산할 때 지역2 중간교역재를 γ_{12} 비율만큼 활용하기 때문에 지역2 산출량이 증가하게 된다. 또한, 지역1 정부지출 증가에 따른 지역2 소비잔작 효과도 0.003으로 동일함을 볼 수 있는데, 이는 지역1 경제주체는 증가한 조세를 부담하기 위해 소비를 줄이는 모습을 보이지만(-0.170), 지역 2 가계는 지역1 재정정책에 대한 조세부담이 없기 때문에 산출량 증가가 소비로 증가함을 볼 수 있다. 지역2, 즉 지역1을 제외한 나머지 지역에서 재정지출이 증가하였을 때 지역1로의 스피illo버는 0.657³⁰⁾, 이 스피illo버로 인해 지역2의 산출량과 소비 재정승수는 각각 1.484와 0.484임을 보인다. 반대로 논의하면, 지역 j 가 어떠한 이유로든 경기가 침체되는 경우에는 다른 지역 j' 에도 연결될 수 있음을 의미한다. 또한 뉴케인지언 모형에서는 RBC 모형보다 소비수요가 산출량에 미치는 영향이 크기 때문에 캘리브레이션에 따라서 재정지출이 소비를 어느 이상 낮추게 되면 스피illo버가 음(-)으로 작용할 수도 있다.

이제 국가 단위 재정승수에 대해서 논의할 수 있다. 기준경제 캘리브레이션하에서는 국가 단위 재정승수는 산출량의 경우 1.487, 소비의 경우에는 0.487임을 보인다. 이 결과의 함의점은 다음과 같다. 서술하였듯이 산출량 기준 지역1 지역 재정승수(regional fiscal multiplier)는 0.830, 지역2 지역 재정승수는 1.484인 반면 집계 단위 재정승수(aggregate fiscal multiplier)는 $1.487 > \max\{0.830, 1.484\}$ 임을 보인다. 집계 단위 재정승수가 클 수 있는 이유는 서술한 대로 교역으로 인한 스피illo버 효과 때문이다. 또 하나 주목할 수 있는 부분은 본 모형에서는 정부지출이 실제로 생산에 쓰이거나 가계가 정부지출로부터 효용을 느끼지 않는다고 가정하였다. 이런 경우, 보통

30) 대칭적으로 지역2 재정지출 증가의 경우, 지역1 산출량 증가와 소비 증가가 동일하다.

의 경우 다른 모형에서는 정부지출로 인한 소비진작 효과를 관측하기 어려운데 본 모형의 구조와 캘리브레이션에서는 소비진작 효과가 관측되었으며, 0.487은 상당히 큰 수치에 해당한다. 여러 가지 요소들이 영향을 미칠 수 있는데 본 연구에서는 소비진작 효과와 관련하여 두 가지 요소에 주목하여 살펴보고자 한다. 첫째, 본 모형은 근로 가치분소득이 소비에 모두 쓰이는 제약된 가계, H2M 가계가 존재한다. 기준모형에서는 $\lambda = 0.369$ 로 설정되었는데 λ 값에 따라서 소비진작 효과, 그리고 그로 인한 수요진작 경기부양효과가 달라질 수 있다. 둘째, 통화정책의 반응이다. 현재 통화정책은 물가상승률에 반응하는데, 재정지출 변화로 인해 소비가 변화하고, 이로 인해 물가상승률이 변화하여 기준금리를 조정하는 과정에서 피드백 효과가 존재할 수 있다. 뒤에서 다루는 정책실험에서 이 두 가지에 관해 논의하고자 한다.

누적승수를 보고하기 전에 마지막으로 재정승수가 갖는 함의점에 대하여 간략하게 논의하고자 한다. 정책관계자로서는 국민의 세금으로 재정정책을 수행하기 때문에 가능하다면 같은 재원으로 조세·재정정책의 효과를 증가시키기 위한 방법을 찾고자 할 수 있다. 이는 당연히 옳은 방향이지만 재정승수가 높은 것과 서술한 정책목표는 엄연하게 의미가 다르다. 우선 본 연구와 같이 승수를 분석하는 연구의 경우, 보통 환경을 가상적으로 변경시켜가면서 효과성을 검증하는 것이기 때문에 서술한 정책관계자와의 목적과 정확하게 맞지 않을 수 있다. 그리고 무엇보다 중요한 것은 현재까지의 경제학에서 재정승수가 높다는 것은 일반적으로 그만큼 경제가 비효율적인 환경임을 시사하는 경우가 많다. 통화정책을 예로 들어보자면, 뉴케인지언 모형은 가격경직성 정도가 높아지면 통화정책이 실물경제에 미치는 영향력이 커질 수 있음을 시사한다. 즉, 기준금리 인하의 실물경제 부양효과가 클 수 있다는 것이다. 하지만 그렇다고 해서 가격경직성이 높은 경제가 바람직하다면 그렇지 않을 것이다. 마찬가지로 뒤의 정책실험에서 다루지듯이 재정승수가 높아지는 경우 중 하나는 H2M 가계 비율이 증가하면 재정승수가 높아질 수 있다. 하지만 이것이 재정승수를 높이기 위해서는 H2M 가계비율을 높여야 한다는 시사점으로 연결되지는 말아야 함이 자명하듯이, 재정승수

효과는 어떤 연구에서 어떻게 다뤄지고 있는 것인가를 엄밀하게 살펴보아야 한다.

다음으로 <표 IV-5>에서 기준경제 누적승수를 보고하였다.

<표 IV-5> 기준경제 모형 누적 재정승수

기준경제 재정승수: 누적승수		
산출량		
구분	지역1 산출량 재정승수	지역2 산출량 재정승수
지역1 정부지출 충격	-0.703	0.009
지역2 정부지출 충격	2.029	1.317
국가 단위 산출량 재정승수 = 1,326		
소비		
구분	지역1 소비 재정승수	지역2 소비 재정승수
지역1 정부지출 충격	-1.703	0.009
지역2 정부지출 충격	2.029	0.317
국가 단위 소비 재정승수 = 0,326		

주: 지역1은 시군구 등 행정 한 구역을 나타내는 지역을, 지역2는 지역1을 제외한 모든 지역을 의미함
 자료: 모형에 기반한 저자 계산

재정지출이 발생한 당 분기에서 5년까지의 동학을 살펴본 누적승수는, 당 기승수와 정량적인 측면뿐만 아니라 정성적인 측면에서도 다른 모습을 보였다. 주목할 것은 지역1의 소비반응이다. 지역1 정부지출에 대해서 지역1은 소비를 크게 줄이면서 그에 따라 산출량도 감소한 모습을 보인다. 그러나 지역2 정부지출에 대해서 지역1은 크게 소비를 증가시킴을 보인다. 해당 분석은 개방경제에서의 정부승수 효과 논의와 유사한 시사점을 갖는다. 글로벌 금융위기나 코로나19 등 전 세계적으로 경기가 어려울 때 관련 문헌 시사점 중 하나는, 개방경제에서 수출과 수입이 존재하기 때문에 부모든 나라가 동시에 재정지출을 증가시키는 것이 좋을 수 있다는 것이다. 유사하게, 만약 경기를 부양하고자 하는 경우, 위 누적승수 결과는 한 지역에서만 별도로 재정지출을 증가시키면, 이론적으로 제약된 상황이긴 하지만 지역 경

제에의 효과성이 낮을 수 있음을 시사한다. 그렇기 때문에 국가 내 지역경제에서도 각 지자체가 각 지역의 상황에 맞게 재정을 운용하면서 지역끼리 서로 영향을 줄 수 있으므로 해당 지자체 입장에서는 다른 지역의 재정정책 기조 역시 고려해야 할 수 있음을 시사한다.

나. 정책실험: 국채발행을 통한 정부지출 조달

본 항에서는 정부가 증가한 정부지출 재원을 매기 재정균형을 달성하지 않고 국채발행을 통해 재원을 조달하여 조세부담을 점차 부과하는 경우의 승수효과를 살펴보았다.

〈표 IV-6〉은 국채를 통해 자원조달하였을 때의 당기승수와 누적승수를 나타낸다. 이 결과를 매기 $\Delta G = \Delta T$, 즉 정부지출이 증가한 만큼 정액세를 증가시키는 균형재정을 이루는 경우의 정부승수를 나타내는 〈표 IV-4〉와 〈표 IV-5〉와 비교하면, 전반적으로 국채를 통해 조달한 경우에 산출량과 소비 재정승수 모두 커짐을 알 수 있다. 즉, 자원조달 방식은 정부지출이 소비 지출에 영향을 미치지 않는다는 Ricardian 동등성 정리가 성립하지 않음을 보인 것이다. 이는 RANK 모형과 TANK 모형의 차이로 이해할 수 있다. 본 장에서와 같이 근로 가치분소득을 모두 소비로 활용하는 H2M 가계가 존재하는 경우, 국채발행을 통한 자원조달은 유동성 제약에 걸린 H2M 가계에 가치분소득을 증가시키는 것이기 때문에 소비를 더 많이 증가시킬 수 있다. 이는 뉴케인지언 모형에서 수요진작으로 이루어져 산출량 증대로 같이 연결된다.

〈표 IV-6〉 국채발행을 통해 정부지출 증가를 조달하는 경우: 당기 및 누적승수

당기승수		
산출량		
구분	지역1 산출량 재정승수	지역2 산출량 재정승수
지역1 정부지출 충격	0.828	0.003
지역2 정부지출 충격	0.665	1.490
국가 단위 산출량 재정승수 = 1.493		
소비		
구분	지역1 소비 재정승수	지역2 소비 재정승수
지역1 정부지출 충격	-0.173	0.003
지역2 정부지출 충격	0.003	0.490
국가 단위 소비 재정승수 = 0.493		
누적승수		
산출량		
구분	지역1 산출량 재정승수	지역2 산출량 재정승수
지역1 정부지출 충격	-0.724	0.009
지역2 정부지출 충격	2.055	1.322
국가 단위 산출량 재정승수 = 1.331		
소비		
구분	지역1 소비 재정승수	지역2 소비 재정승수
지역1 정부지출 충격	-1.724	0.009
지역2 정부지출 충격	2.055	0.322
국가 단위 소비 재정승수 = 0.331		

주: 지역1은 시군구 등 행정 한 구역을 나타내는 지역을, 지역2는 지역1을 제외한 모든 지역을 의미함
 자료: 모형에 기반한 저자 계산

다. 정책실험: 지역 간 정부지출 충격 간에 상관관계가 존재하는 경우

〈표 IV-7〉과 〈표 IV-8〉은 이전 분석에서는 지역 j 간 정부지출 충격 간에 상관관계가 없어서 독립적으로 재정정책이 발생했다. 이번 항에서는 지역 j 간 정부지출 충격 간에 상관관계가 존재할 때, 즉 $corr(\epsilon_{1,t}^G, \epsilon_{2,t}^G) \neq 0$ 인 경우를 고려한다. 즉, 지역1에서 정부지출이 증가하면 지역2에서도 정부지출이 증가할 수 있음을 시사한다. 후술하는 정책실험들에서는 모두 기준모형 환경에 해당하는 경우, 즉 국채발행 없이 조세를 통해 재정균형을 수행

하는 경우만을 고려한다.

〈표 IV-7〉은 지역1과 지역2 정부지출 충격 간에 양(+)의 상관관계 $corr(\epsilon_{1,t}^G, \epsilon_{2,t}^G) = 0.5$ 인 경우에 대해 재정승수를 보고한 것이다. 우선 국가 단위 산출량 및 소비 재정승수는 기준모형과 변함이 없다. 달라지는 것은 지역1의 재정승수 효과이다. 양(+)의 관계가 존재하는 경우, 기준모형과 비교하여 지역1의 당기와 누적 산출량 재정승수는 각각 $0.830 \rightarrow 1.158$, $-0.703 \rightarrow 0.311$ 로 증가하는 모습을 보인다. 이는 지역1 정부지출 증가가 지역2 정부지출 증가로 이어져서 지역2에서 지역1로부터의 교역재 수입이 증가하여 발생한다. 반대로, 지역2 입장에서는 지역1과의 교류가 더 많아졌기 때문에 지역2 재정승수는 감소하였다.

〈표 IV-7〉 지역1과 지역2 정부지출 간 상관관계가 0.5인 경우: 당기 및 누적승수

당기승수		
산출량		
구분	지역1 산출량 재정승수	지역2 산출량 재정승수
지역1 정부지출 충격	1.158	0.745
지역2 정부지출 충격	0.657	1.484
국가 단위 산출량 재정승수 = 1.487		
소비		
구분	지역1 소비 재정승수	지역2 소비 재정승수
지역1 정부지출 충격	0.158	0.245
지역2 정부지출 충격	0.657	0.484
국가 단위 소비 재정승수 = 0.487		
누적 승수		
산출량		
구분	지역1 산출량 재정승수	지역2 산출량 재정승수
지역1 정부지출 충격	0.311	0.667
지역2 정부지출 충격	2.029	1.317
국가 단위 산출량 재정승수 = 1.326		
소비		
구분	지역1 소비 재정승수	지역2 소비 재정승수
지역1 정부지출 충격	-0.689	0.167
지역2 정부지출 충격	2.029	0.317
국가 단위 소비 재정승수 = 0.326		

주: 지역1은 시군구 등 행정 한 구역을 나타내는 지역을, 지역2는 지역1을 제외한 모든 지역을 의미함
 자료: 모형에 기반한 저자 계산

라. 반사실적 실험: 지역1 비중 변화

다음으로 반사실적 실험을 수행하였다. 먼저 지역1, 즉 지역 단위 재정정책 수행 단위가 현재 시군구 단위에서 시도 단위(〈표 IV-8〉) 혹은 서울과 비서울 단위(〈표 IV-9〉)로 나뉜 경우, 지역 단위 재정승수와 국가 단위 재정승수가 어떻게 바뀌는지를 살펴보았다.

〈표 IV-8〉은 지역 재정정부 단위가 시군구에서 시도 단위로 바뀔 때, ($\mu_1 = 0.004 \rightarrow \mu_1 = 0.059 (= 1/17)$) 지역 단위 및 국가 단위 재정승수가 어떻게 바뀌는지를 나타낸다. 또한 〈표 IV-9〉는 $\mu_1 = 0.004 \rightarrow \mu_1 = 0.224$ ³¹⁾로 지역 재정정부 단위가 서울과 비서울로 나뉠 때의 지역 단위 및 국가 단위 재정승수를 나타낸다. 우선 공통으로 집계 단위 재정승수는 기준모형과 모두 동일하다. 즉, 분포의 변화가 발생하지만 가중치 변화로 인해 균형에서의 집계변수 동학이 변화하지 않음을 시사한다.

지역1 규모가 시군구 단위에서 서울 규모로 증가한 경우, 시군구 단위에서의 승수(〈표 IV-4〉, 당기승수) 및 〈표 IV-5〉, 누적승수)와 비교하여 지역1 재정승수가 모두 증가함을 보인다. 이것은 지역2의 재정지출 증가로 인한 스펀오버 효과 역시 커진다는 것이기 때문에, 결국 집계상 산출량 및 재정승수는 기준모형과 동일하다. 본 장의 모형에서는 대칭균형, 즉 지역1과 지역2 간 비대칭적 이질성이 존재하지 않기 때문에, 지역1의 규모 변화 등은 국가 단위 승수에는 영향이 없을 수 있다.

31) 2015년 한국은행 지역산업연관표에서 서울특별시 중간재 투입량 비중을 계산한 것이다. 부록 〈부표 3〉과 이재민·장수정(2015) 참조

〈표 IV-8〉 지역1 비중이 커진 경우: $\mu_1 = 0.004 \rightarrow 0.059$, 당기 및 누적승수

당기승수		
산출량		
구분	지역1 산출량 재정승수	지역2 산출량 재정승수
지역1 정부지출 충격	0.874	0.038
지역2 정부지출 충격	0.613	1.448
국가 단위 산출량 재정승수 = 1.487		
소비		
구분	지역1 소비 재정승수	지역2 소비 재정승수
지역1 정부지출 충격	-0.126	0.038
지역2 정부지출 충격	0.613	0.448
국가 단위 소비 재정승수 = 0.487		
누적승수		
산출량		
구분	지역1 산출량 재정승수	지역2 산출량 재정승수
지역1 정부지출 충격	-0.504	0.115
지역2 정부지출 충격	1.829	1.211
국가 단위 산출량 재정승수 = 1.326		
소비		
구분	지역1 소비 재정승수	지역2 소비 재정승수
지역1 정부지출 충격	-1.504	0.115
지역2 정부지출 충격	1.829	0.211
국가 단위 소비 재정승수 = 0.326		

주: 지역1은 시군구 등 행정 한 구역을 나타내는 지역을, 지역2는 지역1을 제외한 모든 지역을 의미함
 자료: 모형에 기반한 저자 계산

〈표 IV-9〉 지역1 비중이 커진 경우: $\mu_1 = 0.004 \rightarrow 0.224$, 당기 및 누적승수

당기승수		
산출량		
구분	지역1 산출량 재정승수	지역2 산출량 재정승수
지역1 정부지출 총격	1.017	0.136
지역2 정부지출 총격	0.469	1.351
국가 단위 산출량 재정승수 = 1.487		
소비		
구분	지역1 소비 재정승수	지역2 소비 재정승수
지역1 정부지출 총격	0.017	0.136
지역2 정부지출 총격	0.469	0.351
국가 단위 소비 재정승수 = 0.487		
누적승수		
산출량		
구분	지역1 산출량 재정승수	지역2 산출량 재정승수
지역1 정부지출 총격	0.189	0.328
지역2 정부지출 총격	1.137	0.997
국가 단위 산출량 재정승수 = 1.323		
소비		
구분	지역1 소비 재정승수	지역2 소비 재정승수
지역1 정부지출 총격	-0.812	0.328
지역2 정부지출 총격	1.137	-0.003
국가 단위 소비 재정승수 = 0.323		

주: 지역1은 시군구 등 행정 한 구역을 나타내는 지역을, 지역2는 지역1을 제외한 모든 지역을 의미함
 자료: 모형에 기반한 저자 계산

마. 반사실적 실험: 교역의 역할과 통화정책 기초 변화

〈표 IV-10〉은 지역 내 비교역재 비율, $\gamma_{11} = \gamma_{22} = 1.000$ 으로 되어 지역1과 지역2 간 교역이 없는 경우를 나타낸다. 우선 지역1 산출량 재정승수는 기준모형과 비교하여 당기와 장기 모두에서 증가한 모습을 보인다. 즉, 기준모형에서 지역1의 산출량 당기승수와 누적승수가 각각 0.830과 -0.703인 반면, 〈표 IV-10〉에서의 지역1 산출량 당기승수와 누적승수는 각각 0.980과 0.489임을 보인다. 즉, 교역을 하지 않기 때문에 스피로버가 발생하지 않아서 재정지출이 증가한 해당 지역에서의 승수효과는 커지게 된다. 또한 스피로버가 발생하지 않기 때문에 다른 지역의 승수효과는 작아져서 전체 집계 승수효과는 작아지게 된다.

한 가지 이론적으로 추가로 점검해 봐야 하는 부분은, $\gamma_{11} = \gamma_{22} = 1.000$ 으로 설정되어 두 지역 간 교역이 없음에도 불구하고 스피로버 효과가 존재한다는 것이다. 이유 중 하나는 교역이 없다고 하더라도 재정정책을 통해 지역의 경제환경이 변화한 것이, 중앙은행이 통화정책을 통해 기준금리를 변경시키는 경우, 기준금리는 모든 지역에 동일한 금리로 작용하기 때문에 영향을 줄 수 있다.

위 가설을 검증하기 위해 〈표 IV-11〉과 〈표 IV-12〉에서 $\theta = 0.000$ 인 경우, 즉 중앙은행이 물가상승률에 반응하지 않고 기준금리를 고정하는 통화정책을 수행하는 경우를 분석하였다. 〈표 IV-12〉을 먼저 살펴보면, $\theta = 0.000$ 이고 $\gamma_{11} = \gamma_{22} = 1.000$ 이어서 교역이 없는 경우, 지역1과 지역2 간 스피로버 효과가 사라지는 것을 관측할 수 있다. 즉, $\Delta Y_{j,t} / \Delta G_{j,t} = 0$ 인 것이다. 또한 추가로 〈표 IV-11〉에서 $\theta = 0.000$ 만 가정하고 지역 간 교역은 존재하는 경우, 즉 기준모형에서 통화정책 경로만 담은 경우에는 〈표 IV-12〉와 비교하여 지역1 지역 승수효과는 작아지는 모습을 보인다.

〈표 IV-10〉 교역이 없는 경우 $\gamma_{11} = 0.389 \rightarrow \gamma_{11} = 1.00$: 당기 및 누적승수

당기승수		
산출량		
구분	지역1 산출량 재정승수	지역2 산출량 재정승수
지역1 정부지출 충격	0.980	0.002
지역2 정부지출 충격	0.507	1.484
국가 단위 산출량 재정승수 = 1.487		
소비		
구분	지역1 소비 재정승수	지역2 소비 재정승수
지역1 정부지출 충격	-0.020	0.002
지역2 정부지출 충격	0.507	0.484
국가 단위 소비 재정승수 = 0.487		
누적승수		
산출량		
구분	지역1 산출량 재정승수	지역2 산출량 재정승수
지역1 정부지출 충격	0.489	0.004
지역2 정부지출 충격	0.837	1.322
국가 단위 산출량 재정승수 = 1.326		
소비		
구분	지역1 소비 재정승수	지역2 소비 재정승수
지역1 정부지출 충격	-0.511	0.004
지역2 정부지출 충격	0.837	0.322
국가 단위 소비 재정승수 = 0.326		

주: 지역1은 시도 등 행정 한 구역을 나타내는 지역을, 지역2는 지역1을 제외한 모든 지역을 의미함
 자료: 모형에 기반한 저자 계산

〈표 IV-11〉 교역이 있고 기준금리가 고정된 경우 $\gamma_{11} = 0.369$, $\theta = 0.000$:
당기 및 누적승수

당기승수		
산출량		
구분	지역1 산출량 재정승수	지역2 산출량 재정승수
지역1 정부지출 충격	0.828	0.001
지역2 정부지출 충격	0.150	0.977
국가 단위 산출량 재정승수 = 0.978		
소비		
구분	지역1 소비 재정승수	지역2 소비 재정승수
지역1 정부지출 충격	-0.172	0.001
지역2 정부지출 충격	0.150	-0.023
국가 단위 소비 재정승수 = -0.023		
누적승수		
산출량		
구분	지역1 산출량 재정승수	지역2 산출량 재정승수
지역1 정부지출 충격	-0.707	0.005
지역2 정부지출 충격	1.192	0.480
국가 단위 산출량 재정승수 = 0.485		
소비		
구분	지역1 소비 재정승수	지역2 소비 재정승수
지역1 정부지출 충격	-1.707	0.005
지역2 정부지출 충격	1.192	-0.520
국가 단위 소비 재정승수 = -0.515		

주: 지역1은 시도 등 행정 한 구역을 나타내는 지역을, 지역2는 지역1을 제외한 모든 지역을 의미함
자료: 모형에 기반한 저자 계산

〈표 IV-12〉 교역이 없고 기준금리가 고정된 경우 $\gamma_{11} = \gamma_{22} = 1.0$, $\theta = 0.000$:
 당기 및 누적승수

당기승수		
산출량		
구분	지역1 산출량 재정승수	지역2 산출량 재정승수
지역1 정부지출 충격	0.978	0.000
지역2 정부지출 충격	0.000	0.978
국가 단위 산출량 재정승수 = 0.978		
소비		
구분	지역1 소비 재정승수	지역2 소비 재정승수
지역1 정부지출 충격	-0.023	0.000
지역2 정부지출 충격	0.000	-0.023
국가 단위 소비 재정승수 = -0.023		
누적승수		
산출량		
구분	지역1 산출량 재정승수	지역2 산출량 재정승수
지역1 정부지출 충격	0.485	0.000
지역2 정부지출 충격	0.000	0.485
국가 단위 산출량 재정승수 = 0.485		
소비		
구분	지역1 소비 재정승수	지역2 소비 재정승수
지역1 정부지출 충격	-0.515	0.000
지역2 정부지출 충격	0.000	-0.515
국가 단위 소비 재정승수 = -0.515		

주: 지역1은 시도 등 행정 한 구역을 나타내는 지역을, 지역2는 지역1을 제외한 모든 지역을 의미함
 자료: 모형에 기반한 저자 계산

바. 반사실적 실험: 제약된 가계(H2M) 가계 비중 변화

마지막으로 본 모형이 TANK 모형이기에, 모형경제에서 H2M 가계비율이 변화할 때, 승수효과가 어떻게 달라지는지를 살펴보았다. 현재 기준모형 캘리브레이션에서는 $\lambda_1 = \lambda_2 = 0.369$ 이다. 이를 0.600으로 조정하면서 승수효과를 분석하고자 하였다.

〈표 IV-13〉은 모든 지역에서 H 가계 비율이 0.600으로 변화하였을 때의 승수효과를 나타낸다. 우선 전반적인 승수효과는 매우 커짐을 나타낸다. 이는 유동성 제약에 걸린 가계가 많아짐으로써, 재정지출이 그들의 가처분소득을 증대시킴에 따라 소비를 크게 늘리면서 수요진작으로 인해 산출량이 많이 증가하기 때문이다. 그리고 특히 당기승수의 경우에는 스프illo버로 인한 경기진작 효과가 큰 것을 관측할 수 있다. 누적승수효과는 당기승수에 비해 작아지는 모습을 보이며, 특히 소규모 지역에서는 지역1 재정지출에 대한 누적승수가 크게 낮아지는 모습을 보이면서, 스프illo버 효과와 피드백 효과를 고려하더라도 장기효과는 단기효과만큼 클 수 없고, 오히려 기준모형의 경우보다 더 작아질 수 있음을 보였다. 그리고 나머지 지역에서 전반적으로 λ 가 큰 경우에는 재정승수가 커지며, 마찬가지로 누적승수가 당기승수보다 크지 않음을 보인다.

〈표 IV-13〉 H 가계 비율이 변화한 경우: $\lambda = 0.369 \rightarrow \lambda = 0.600$

당기승수: 모든 지역에서 증가한 경우		
산출량		
구분	지역1 산출량 재정승수	지역2 산출량 재정승수
지역1 정부지출 충격	0,831	0,018
지역2 정부지출 충격	3,956	4,769
국가 단위 산출량 재정승수 = 4,786		
소비		
구분	지역1 소비 재정승수	지역2 소비 재정승수
지역1 정부지출 충격	-0,169	0,018
지역2 정부지출 충격	3,956	3,769
국가 단위 소비 재정승수 = 3,786		
누적승수: 모든 지역에서 증가한 경우		
산출량		
구분	지역1 산출량 재정승수	지역2 산출량 재정승수
지역1 정부지출 충격	-1,386	0,017
지역2 정부지출 충격	0,017	2,311
국가 단위 산출량 재정승수 = 2,237		
소비		
구분	지역1 소비 재정승수	지역2 소비 재정승수
지역1 정부지출 충격	-2,386	0,017
지역2 정부지출 충격	0,017	1,311
국가 단위 소비 재정승수 = 1,327		

주: 지역1은 시도 등 행정 한 구역을 나타내는 지역을, 지역2는 지역1을 제외한 모든 지역을 의미함
 자료: 모형에 기반한 저자 계산

〈표 IV-14〉는 $\lambda = 0$, 즉 모든 가계가 금융시장에 자유롭게 접근 가능하여 소비를 원하는 기간에 원하는 정도로 평탄화할 수 있는 경제, 즉 통상적인 RANK 모형인 경우, 지역 간 교역이 존재하는 경제에서의 승수효과를 보고한다. 기준모형과 비교하여 당기승수는 모든 지역에서 다 낮아진 모습을 보이며, 누적승수는 집계 단위에서 작아진 모습을 보인다.

〈표 IV-14〉 RANK 모형에서의 재정정책 효과 분석

당기승수		
산출량		
구분	지역1 산출량 재정승수	지역2 산출량 재정승수
지역1 정부지출 충격	0.828	0.001
지역2 정부지출 충격	0.161	0.988
국가 단위 산출량 재정승수 = 0.989		
소비		
구분	지역1 소비 재정승수	지역2 소비 재정승수
지역1 정부지출 충격	-0.172	0.001
지역2 정부지출 충격	0.161	-0.012
국가 단위 소비 재정승수 = -0.011		
누적승수		
산출량		
구분	지역1 산출량 재정승수	지역2 산출량 재정승수
지역1 정부지출 충격	-0.241	0.005
지역2 정부지출 충격	1.148	0.902
국가 단위 산출량 재정승수 = 0.907		
소비		
구분	지역1 소비 재정승수	지역2 소비 재정승수
지역1 정부지출 충격	-1.241	0.005
지역2 정부지출 충격	1.148	-0.098
국가 단위 소비 재정승수 = -0.093		

주: 지역1은 시도 등 행정 한 구역을 나타내는 지역을, 지역2는 지역1을 제외한 모든 지역을 의미함
 자료: 모형에 기반한 저자 계산

5. 소결

본 장에서는 2지역 TANK 모형을 활용하여 지역 단위 재정승수와 국가 단위/집계 단위 재정승수에 영향을 미치는 메커니즘을 이해하고자 하였다. 앞선 제Ⅲ장에서는 응용미시계량경제학에서의 실증분석 방법론을 활용하여 재정지출과 지역의 경제활동 간 엄밀한 인과관계를 추정하고자 하였다. 이 자체로 학문적으로도 정책적으로도 유의하게 기여하지만, 본 장의 분석은 제Ⅲ장의 내용을 실질적으로도 이론적으로도 보완하고자 하였다.

본 장 연구에서는 국가 간뿐만 아니라 지역 간에도 교역을 하고, 기준금리는 모든 지역에 공통으로 작용하기 때문에 이 둘 간의 상호작용이 중요함을 보였다. 이론적인 메커니즘뿐만 아니라, 본 연구에서는 수행하지 못하였지만 후속연구를 통해 실증분석과 구조모형을 융합시켜서 늘 문제 되어 왔던 거시경제 재정승수 추정에서의 식별문제를 해결한 추정치를 바탕으로, 국가 단위 재정승수를 이론적으로 이해하고 정량적으로 추정할 수 있는 틀에 해당하는 연구를 제시하였다. HANK 모형으로는 이미 제시된 바 있지만, TANK 모형은 거시경제 변수 동학을 이해하는 데는 HANK 모형과 비교할 수 있는 성과를 낼 수 있고, 상대적으로 쉽게 연구자가 목적에 맞게 수정할 수 있다. RANK 모형과 비교해서는 모형 분석 난이도가 거의 유사하지만 소비진작 효과까지 더 용이하게 분석이 가능하다는 점이 있다.

본 연구에서는 지역1(1개 시군구 단위)과 지역2(나머지 지역)로 구성되는 2지역 모형을 분석하였다. 2지역 모형을 고려한 것은 실증분석과 더 일관된 분석을 제공할 수 있기 때문이지만, 한국은 지역 간 차이에 대한 관심이 지속적으로 있었고, 이를 해소하고자 하는 논의 또한 꾸준히 있었기에, 2지역 모형에서 발전하여 지역별 이질성을 고려한 분석은 해당 논의에 도움되는 기초자료를 제공할 수 있을 것으로 기대한다.

V. 결론 및 정책적 시사점

본 연구는 재정지출이 경제에 미치는 영향을 지역 단위와 국가 단위에서 분석하고, 이를 응용미시경제학의 회귀분석과 거시경제학의 구조모형을 통해 살펴보았다. 실증분석 부분에서는 지역 단위 변이를 활용해 기존 재정승수를 더 정교하게 추정하려 했다. 재정승수를 거시시계열 자료를 이용하여 벡터자기회귀(VAR) 모형이나 국소투영법(LP)으로 분석하면 내생성 문제를 해결하기 어렵다는 한계가 있기 때문이다. 그래서 본 연구에서는 이를 보완하기 위하여 지역별 변이를 활용하여 지역 단위 재정승수를 추정하였다. 이를 위해 시군구 단위와 시간 고정효과를 통제하는 이원고정효과(TWFE) 모형과 2년 시차를 고려한 장기차분모형을 기본적으로 활용하였으며, 추가로 연도 고정효과와 광역 고정효과와 교차한 고정효과까지 같이 통제하였다. 그리고 추가로 발생할 수 있는 내생성을 고려하기 위하여, 국가 수준에서 분야별 지출변화를 2016년 지자체별 분야별 비중을 활용하여 배분하는 발틱 도구변수를 활용하여, 지역 단위에서의 재정정책이 지역 경제활동에 어떤 영향을 미쳤는지 분석하였다. 분석 결과는 통계적으로 유의하지 않은 결과들이 있었으며, 유의한 추정치 기준으로는 재정지출이 지역 경제활동, GRDP에 양(+)의 효과를 가졌음을 보였다.

또한 2지역 2주체 뉴케인지언(Two-Agent New Keynesian, TANK) 모형을 분석하였다. 앞선 실증분석에서 재정지출이 지역 경제활동에 미친 인과관계를 엄밀하게 식별한 것에 더하여, 국가 단위 재정승수를 어떻게 도출할 수 있는지, 그리고 축약형 모형에서 수행하기 어려운 정책실험이나 반사실적 실험을 하기 위함이다. 분석 결과, 지역 간 교역과 한 지역의 규모는 재정승수의 분포적 함의점에 중요한 역할을 한다는 것을 보였다. 지역 간 교역은 해당 지역에서 재정지출이 증가하였을 때 다른 지역으로부터 교역재를 더

구입하기 때문에 해당 지역 재정승수를 낮출 수 있다. 그러나 그 스�필오버로 인해 다른 지역 역시 경기가 활성화될 수 있고, 이는 다시 해당 지역을 포함한 다른 지역에 스�필오버가 발생하는 피드백 효과 역시 존재하기에, 국가 단위 재정승수에 악영향을 미치지 않는다. 단, 지역이 자체적으로 재정정책을 수행하는 경우, 해당 지역의 경제규모와 교역규모, 그리고 다른 지역 재정정책 기조에 따라서 분포적 함의점이 달라질 수 있다. 이는 각 지역에서 자체적으로 해당 지역 경제상황에 맞추어 재정정책을 수행하되, 특히 지역 경기를 부양하기 위한 정책을 수행할 때는 해당 지역 입장에서는 다른 지역 재정정책 기조를 고려해야 할 수 있음을 시사한다.

또한 통화정책과 재정정책 간 상호작용 역시 중요함을 보였다. 본 모형에서는 통화정책이 전통적인 테일러 준칙(Taylor rule)을 따른다고 가정하였다. 이와 같은 환경에서는 통화정책을 통해 결정되는 기준금리가 거시경제 환경변화에 반응하고, 모든 지역에 동일한 수치로 적용되는 기준금리는 다시 거시경제 및 지역경제 변수에 영향을 미친다. 앞서 서술한 한 재정정책을 수행하는 단위 지역 규모 및 교역 정도는 주로 분포적 함의점을 갖지만, 통화정책은 국가 단위 재정승수에도 영향을 미치게 된다. 또한, 모형에서는 통화정책이 거시경제 변화에 반응하여 기준금리를 변화시키기 때문에, 지역 간 교역이 없다고 하더라도 지역 단위 재정정책으로 인해 지역 경제가 변화하면 기준금리가 변화하고, 이것이 다른 지역에도 영향을 미치게 된다.

구조모형 측면에서 본 연구는 다음과 같은 후속연구의 필요성을 갖는다. 본 연구에서는 실증분석과의 일관성을 갖기 위해 2지역만을 고려하였다. 한국노동패널조사(Korea Labor and Income Panel Study, KLIPS)를 이용해 지역별로 가처분 근로소득이 거의 소비와 같다고 볼 수 있는 가계(Hand-to-Mouth, H2M) 비중을 살펴본 결과, 시도 단위에서 H2M 가계 비중의 이질성이 존재하는 것을 확인하였다. 이는 지역별로 한계소비성향이 다를 수 있다는 것이며, 한계소비성향이 재정정책과 통화정책 효과에 모두 중요하다는 점을 감안하면, 본 연구에서 수행하지 못한 다지역(Multi-Region) 구조모형 분석이 추가적인 함의점을 가질 수 있음을 시사한다.

지역 단위와 국가 단위 재정승수를 실증적·이론적으로 도출하는 과정에서 우리가 참조할 수 있는 정책시사점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 평균적인 재정승수를 구하긴 하였지만, 도출하는 과정에서도 지역별 이질성을 고려한 세밀한 정책이 가능할 수 있음을 시사한다. 구조모형에서 당기승수 기준으로 H2M 가계비율이 높을수록 재정승수가 큰 것을 확인할 수 있었다. H2M 가계는 (단기적으로) 한계소비성향이 높기 때문이다. 이는 코로나19 당시에 재난지원금을 저소득 가계에 더 많이 지원하는 것이 효율적일 수 있다는 논의와 연관되어 있다. 그래서 경기부양을 위한 재정정책을 고려할 때 지역별 차등정책 등을 고려한다면 H2M 가계비율이 높은 지역에 더 많은 지원을 고려할 수 있겠지만, 본고가 시사하는 내용은 단순히 H2M 비율이 높은 지역을 대상으로 삼아야 한다는 의미 이상이 존재한다. 효율적인 곳에 자원을 배분해야 한다는 차원에서는 서술한 차등지원이 중요하지만, H2M 비율이 높다는 것은 그만큼 가계들이 비효율적으로 자원을 배분하고 있다는 의미도 된다. 과도한 저축 역시 비효율성을 창출하지만, 장기적으로는 저소득층이 지금보다 더 많은 저축을 수행할 수 있다면 그들의 생애효용이 증가할 수 있다. 따라서 재정정책 수행 시에 단기적으로는 H2M 비율에 따라 차등적으로 재정정책을 수행하는 것을 고려할 수 있겠지만, 역설적으로 장기적으로는 적어도 H2M 비율에 따른 차등지원을 통한 효율성 개선이 이루어지지 않도록 목표로 하는 것이 중요할 수 있다.

둘째, 본 연구에서 고려한 구조모형에서와 같이 지방재정이 실제로 지역별로 이루어지는 경우, 중앙정부를 통한 지역 간 효율적인 공조 체제 설계를 같이 고려할 수 있다. 예를 들어 조선업 위기로 인한 고용위기지역에서 지역 차원에서의 확장적 재정정책 수행 시에, 다른 인근 지역 혹은 해당 지역과 교역이 많이 이루어지는 지역에서도 재정지출을 같이 증가시키는 것을 통한 사회후생 개선이 이론적으로는 가능할 수 있다. Nakamura and Steinsson(2014)에서와 같이, 지역별 재정지출을 조달하기 위한 조세부담이 다른 지역에도 존재하는 경우, 각 지역 입장에서는 재정지출을 각자 많이 시행하고자 하는 유인이 존재할 수 있다. 그러나 본 모형과 같이 시군구 등

어떤 한 지역에서만 재정지출을 증가시키는 경우에는 거시경제적으로는 스프िल오버 효과가 존재하지만, 각 지역 입장에서는 다른 지역이 정부지출을 증가시키면 조세부담 없이 지역 경기가 개선될 수 있기 때문에 반대의 유인이 작용한다. 두 가지 경우 모두 게임이론적으로 지역 간 공조(co-ordination) 체제를 어떻게 하는가에 따라서 사회후생이 달라질 수 있다. 본문에서 예로 들었던 글로벌 금융위기 혹은 코로나19와 같이 국제적으로 확장적 재정 및 통화정책을 수행해야 하는 경우, 국가별 재정정책은 완벽하게는 아닐 수 있어도 후자의 경우에 더 가깝다. 그래서 이론적으로 다 같이 동시에 확장적 재정정책을 수행할 필요가 있다는 논의가 있으며, 본 연구는 개방경제를 고려하지는 않았지만 유사한 이론적 메커니즘이 존재한다.

마지막으로 본 연구 실증분석을 통하여 정부지출 성격별로 경제에 미치는 효과가 다를 수 있음을 보여줌으로써 정부지출 성격별로 미치는 경제의 영역이 다를 수 있고, 이를 잘 이해함으로써 제한된 자원을 더 효율적으로 배분할 방법이 있음을 보였다.

본 연구는 응용미시경제학의 실증분석과 거시경제학의 구조모형을 결합하여 재정정책의 효과를 엄밀하게 분석했다는 점에서 학술적 의의가 있으며, 정책적으로도 중요한 시사점을 제공한다. 특히, 최근 지역 단위에서 재정정책을 세부적으로 이해하고자 하는 관심이 높아졌기 때문에, 본 연구에서 논의한 정책시사점이 관련 연구자와 정책입안자 모두에게 도움이 될 것으로 기대한다.

참고문헌

〈국내 문헌〉

- 김동익, 「국소투영 모형을 통한 정부지출의 경기부양효과와 구축효과 분석」, 『경제학연구』, 69(2), 2021, pp. 127~155.
- 곽노선, 「이전지출 및 정부지출의 장단기 경제적 효과: 장기 식별조건을 이용한 구조형 VAR모형」, 『재정학연구』, 7(4), 2014, pp. 41~82.
- 김명중, 「동태확률적일반균형(DSGE) 모형을 이용한 정부 소비지출과 SOC 투자지출의 거시경제적 파급효과 비교」, 『산업연구』, 38(1), 2014, pp. 47~71.
- 김배근, 「구조적 VAR 모형 및 세율자료를 이용한 재정정책의 효과 분석」, 『경제학연구』, 59(3), 2011, pp. 5~52.
- 김성순, 「SVAR모형을 이용한 정부지출과 조세 변화의 경제적 효과 분석」, 『재정논집』, 22(1), 2007, pp. 3~33.
- 김소영·김용건, 「구조 VAR 모형을 이용한 한국의 재정정책 효과 분석」, 『한국경제의 분석』, 26(3), 2020, pp. 61~119.
- 김소영·이동현, 「기능별 재정 정책의 효과」, 『예산정책연구』, 10(4), 2021, pp. 1~42.
- 김승래·송호신·김우철, 『부문별 재정지출의 거시경제적 효과에 관한 연구』, 연구보고서 09-09, 한국조세재정연구원, 2009.
- 김우철, 「세입과 세출의 변화가 국민소득에 미치는 효과 분석」, 『재정포럼』, 제123호, 한국조세재정연구원, 2006.
- 김원기, 「FAVAR 모형을 이용한 한국 정부지출의 효과 분석」, 『경제분석』, 25(3), 2019, pp. 100~137.

- 김태봉·허석균, 「한국 재정정책의 유효성에 관한 논의: SVAR 추정법을 중심으로」, 『한국경제의 분석』, 23(3), 2017, pp. 107~170.
- 김현아, 『지역발전정책과 재정정책』, 연구보고서 14-16, 한국조세재정연구원, 2014.
- 김형우·조태형·주상영·류덕현, 「한국의 거시적 재정정책의 효과 분석」, 『경제발전연구』, 30(1), 2024, pp. 1~33.
- 김혜선, 『소규모개방경제의 거시·재정 모형 - 베이지언 DSGE 접근법』, 국회예산정책처, 2014.
- 남광희, 「경험적 가계를 고려한 새케인지안 DSGE 모형의 추정을 통한 재정 승수효과의 분석」, 『재정학연구』, 10(2), 2017, pp. 77~110.
- 마은성, 『가계특성을 고려한 재정정책의 효과 분석』, 국회예산정책처, 2024.
- 마은성·이우석, 「경기변동에 따른 재정정책 효과의 비대칭성」, 『응용경제』, 22(2), 2020, pp. 5~31.
- 박명호·오중현, 『조세재정정책의 거시경제적 효과 분석을 위한 DSGE 모형 구축: GIMF 모형의 이해와 활용』, 연구보고서 15-06, 한국조세재정연구원, 2015.
- 배병호·유진옥·지정구, 「경제전망 및 정책분석을 위한 BOKDSGE 모형 개선편 결과」, 『한국은행 [BOK] 조사통계월보』, 제72권, 한국은행, 2018.
- 보건복지부, 「2011년 국민기초생활보장 수급자 현황」, 2012.
- _____, 「통계로 본 2012년 기초노령연금」, 2013.
- 손민규·이정욱, 「우리나라 재정정책 효과의 비대칭성 분석」, 『금융연구』, 28(2), 2014, pp. 45~74.
- 이강구, 『분야별 재정지출의 경제적 효과와 정책시사점』, 정책연구시리즈 2022-02, 한국개발연구원, 2022.
- 이강구·허준영, 「한국의 재정승수 연구: 베이지언 VAR 방법을 이용하여」, 『경제분석』, 23(1), 2017, pp. 55~81.
- 이근재·최병호, 「우리나라 시군의 재정승수와 세출구조조정에 대한 함의」, 『지방정부연구』, 19(2), 2015, pp. 299~317.

- 이재민·장수정, 「2015년 지역산업연관표로 본 지역경제 및 지역간 산업연관구조」, 『Quarterly National Accounts Review』, 한국은행, 2015, pp. 32~70.
- 이태석, 『경기순환에 따른 재정정책의 시간변동효과 측정』, 정책연구시리즈 2017-18, 한국개발연구원, 2017.
- 이한규, 『KDI-DSGE 모형을 이용한 우리나라 경기변동의 특징 및 동인 분석』, 연구자료 2013-01, 한국개발연구원, 2013.
- 정경숙·최병호·이근재, 「우리나라 시군의 인구규모와 재정지출 승수: 국가 균형발전을 위한 정책적 함의」, 『지방정부연구』, 24(1), 2020, pp. 335~354.
- 정용승·송승주, 「가계부채 제약하의 통화정책: 2주체 거시모형(TANK)에서의 정량적 분석」, 『經濟分析』, 제25권 2호, 한국은행 경제연구원, 2019, pp. 1~53.
- 지정구·한경수, 「재정정책 분석을 위한 신케인지언 모형 구축 결과」, 『한국은행 [BOK] 조사통계월보』, 제70권 제2호, 한국은행, 2016.
- 최진호·손민규, 「재정지출의 성장에 대한 영향력 변화와 시사점」, 한국은행 BOK 경제리뷰, 2013.
- 행정안전부, 「2015년도 보통교부세 산정내역」.
- _____, 「지방자치단체 행정구역 및 인구 현황」, 2023.
- 허석균, 「우리나라 재정정책의 유효성에 관한 연구」, 『KDI Journal of Economic Policy』, 29(2), 2007, pp. 1~40.

〈외국 문헌〉

- Aguiar, M., Bils, M., and Boar, C., “Who Are the Hand-to-Mouth?,” *The Review of Economic Studies*, rdae056, 2024.
- Angrist, J., and Pischke, J., *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*, Princeton university press, 2008.
- Auclert, A., Bardóczy, B., and Rognlie, M., “MPCs, MPEs, and Multipliers:

- A Trilemma for New Keynesian Models,” *The Review of Economics and Statistics*, 105(3), 2023. pp. 700~712.
- Auclert, A., Matthew, R., and Straub, L., “The Intertemporal Keynesian Cross,” *Journal of Political Economy*, 132(12), 2024, pp. 4068~4121.
- Bayer, C., Kriwoluzky, A., Müller, G., and Seyrich, F., “A HANK2 model of monetary unions,” *Journal of Monetary Economics*, 147, 2024, 103579.
- Bellifemine, M., Couturier, A., and Jamilov, R., “The Regional Keynesian Cross,” Working Paper, University of Oxford, 2023.
- Beraja, M., Hurst, E., and Ospina, J., “The Aggregate Implications of Regional Business Cycles,” *Econometrica*, 87(6), 2019, pp. 1789~1833.
- Bilbiie, F., “Monetary Policy and Heterogeneity: An Analytical Framework,” *The Review of Economic Studies*, Forthcoming.
- Broer, T, Krusell, P. and Öberg, E., “Fiscal multipliers: A heterogeneous-agent perspective,” *Quantitative Economics*, 14(3), 2023, pp. 799~816.
- Brückner, M., and Tuladhar, A., “Local Government Spending Multipliers and Financial Distress: Evidence from Japanese Prefectures,” *The Economic Journal*, 124(581), 2014, pp. 1279~1316.
- Calvo, G. A., “Staggered prices in a utility-maximizing framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 1983, pp. 383~398.
- Cardoso, D., Carvalho, L., Lima, G. T., Nassif-Pires, L., Rugitsky, F., Sanches, M., “The Multiplier Effects of Government Expenditures on Social Protection: A Multi-Country Analysis,” Working Paper, University of São Paulo (FEA-USP), 2023.
- Chodorow-Reich, G., “Geographic Cross-Sectional Fiscal Spending Multipliers: What Have We Learned?,” *American Economic Journal: Economic*

- Policy*, 11(2), 2019, pp. 1~34.
- Chodorow-Reich, G., Feiveson, L., Liscow, Z., and Woolston, W. G., “Does State Fiscal Relief during Recessions Increase Employment? Evidence from the American Recovery and Reinvestment Act,” *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(3), 2012, pp. 118~145.
- Conley, T. G., and Dupor, B., “The American Recovery and Reinvestment Act: Solely a government jobs program?,” *Journal of Monetary Economics*, 60(5), 2013, pp. 535~549.
- Debortoli, D., and Galí, J., “Heterogeneity and Aggregate Fluctuations: Insights from TANK Models,” NBER Working Paper, No.32557, 2024.
- Debortoli, D., and Galí, J., “Monetary Policy with Heterogeneous Agents: Insights from TANK models,” CREI Working Paper, Universitat Pompeu Fabra, 2018.
- Dube, A., Kaplan, E., and Zipperer, B., “Excess Capacity and Heterogeneity in the Fiscal Multiplier: Evidence from the Obama Stimulus Package,” Working Paper, University of Maryland, 2014.
- Dupor, B., Karabarbounis, M., Kudlyak, M., and Mehkari, M. S., “Regional Consumption Responses and the Aggregate Fiscal Multiplier,” *The Review of Economic Studies*, 90(6), 2023, pp. 2982~3021.
- Galí, J., “The effects of a money-financed fiscal stimulus,” *Journal of Monetary Economics*, 115, 2020, pp. 1~19.
- Goldsmith-Pinkham, P., Sorkin, I., and Swift, H., “Bartik Instruments: What, When, Why, and How,” *American Economic Review*, 110(8), 2020, pp. 2586~2624.
- Ida, D. and Okano, M., “Does Nominal Wage Stickiness Affect Fiscal Multiplier in a Two-Agent New Keynesian Model?,” *B.E. Journal of*

- Macroeconomics*, 24(2), 2004, pp. 883~923.
- Jung, Y., "Inspecting Business Cycles in Korea through the Lens of the TANK Model," *The Korean Economic Review*, 38(1), 2022, pp. 109~131.
- Kang, C., Lee H., Park S., and Cha S., "Measuring Regional Economic Activity through Electricity Sales," Working Paper, 2024.
- Kaplan, G., Violante, G. L., and Weidner, J., "The Wealthy Hand-to-Mouth," NBER Working Paper, No.20073, 2014.
- Lee, H, Ko C., "Expansion of Cash Transfer for the Elder and Elderly Suicide Rates," Working Paper, 2024.
- Leeper, E. M., "Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies," *Journal of Monetary Economics*, 27(1), 1991, pp. 129~147.
- Ma, E., "Reducing Inequality: Government Spending, Monetary or Tax Policy?," *Journal of Industrial Economics and Trade(JIET)*, 2(2), 2018. pp. 63~90.
- Mankiw, N. G., "Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly," *The Quarterly Journal of Economics*, 100(2), 1985, pp. 529~528.
- Nakamura, E., and Steinsson, J., "Fiscal Stimulus in a Monetary Union: Evidence from US Regions," *American Economic Review*, 104(3), 2014, pp. 753~792.
- Park, K. "The Wealthy Hand-to-Mouth Households in South Korea," *Global Economic Review*, 46(3), 2017, pp. 299~324.
- Punzo, C., and Rossi, L., "A Money-Financed Fiscal Stimulus: Redistribution and Social Welfare," *Journal of Money, Credit and Banking*, 55(2-3), 2023, pp. 595~617.
- Rotemberg, J. J., "Sticky Prices in the United States," *Journal of Political*

- Economy*, 90(6), 1982, pp. 1187~1211.
- Serrato, S., Carlos, J., and Wingender, P., “Estimating Local Fiscal Multipliers,” NBER Working Paper, No.22425, 2016.
- Shoag, D., “The Impact of Government Spending Shocks: Evidence on the Multiplier from State Pension Plan Returns,” Working Paper, Unpublished, 2010.
- Wilson, D. J., “Fiscal spending jobs multipliers: Evidence from the 2009 American Recovery and Reinvestment Act,” *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(3), 2012, pp. 251~282.
- Zeldes. S. P., “Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation,” *Journal of Political Economy*, 97(2), 1989, pp. 305~346.
- Zubairy, S., “On Fiscal Multipliers: Estimates from a Medium Scale DSGE Model,” *International Economic Review*, 55(1), 2014. pp. 169~195.

〈웹사이트〉

- 국토교통부 국가교통정보 - 교통통계DB, <https://www.ktdb.go.kr/www/selectTransportTreeView.do?key=32> (검색일자: 2024. 3. 4.)
- 통계청 국가통계포털, <https://kosis.kr> (검색일자: 2024. 10. 16.)
- 통계청 인구주택총조사, <https://census.go.kr/> (검색일자: 2024. 10. 16.)
- 통계청, 지역소득, <https://kostat.go.kr/> (검색일자: 2024. 10. 16.)
- 한국노동패널조사(KLIPS), <https://www.kli.re.kr/klips> (검색일자: 2024. 10. 16.)
- 행정안전부, 지방재정365, <https://www.lofin365.go.kr/> (검색일자: 2024. 3. 2)
- Dynare, <https://www.dynare.org/> (검색일자: 2024. 10. 16.)
- International Monetary Fund, <https://www.imf.org/external/datamapper/exp@FPP/USA/FRA/JPN/GBR/SWE/ESP/ITA/ZAF/IND> (검색일자: 2024. 10. 16.)

Nakamura, E., and Steinsson, J., Replication data for: Fiscal Stimulus in a Monetary Union: Evidence from US Regions, <https://www.openicpsr.org/openicpsr/project/112744/version/V1/view> (검색일자: 2024. 11. 17.)
OPENICPSR, <https://www.openicpsr.org/openicpsr/project/112744/version/V1/view> (검색일자: 2024. 10. 16.)

부 록

1. 국내 재정승수 결과 정리

〈부표 1〉 국내 재정승수 추정 관련 문헌: 실증분석

국내 재정승수 추정 관련 문헌: 실증분석			
문헌	재정승수 관련 내용		
김우철(2006)	정부지출 확대가 소득증대에 미치는 영향 - 1년: 0.093 - 5년: 0.409		
김성순(2007)	정부지출 → 조세 관계를 가정한 경우 - 재정승수: -0.06 - 외환위기 이후 재정승수: -0.012		
	조세 → 정부지출 관계를 가정한 경우 - 재정승수: -0.07 - 외환위기 이후 재정승수: -0.013		
허석균(2007)	1.2~1.6, 단 통계적으로 유의하지 않음		
김승래 외(2009)	경상지출승수(통합재정수지 자료 / 지방정부 경상이전 자료) - 단기(1년): 2.850 / 2.514 - 장기(3년): 2.694 / 4.069		
	경상이전승수 - 단기(1년): 0.458 / 0.944 - 장기(3년): 2.046 / 2.667		
	자본지출승수 - 단기(1년): 1.462 / 1.607 - 장기(3년): 1.305 / 1.267		
김배근(2011)	정부소비지출승수 - 4분기 후: 1.640 - 8분기 후: 1.854 - 12분기 후: 1.705 - 16분기 후: 1.609 - 20분기 후: 1.516	정부투자지출승수 - 4분기 후: 2.673 - 8분기 후: 2.865 - 12분기 후: 2.555 - 16분기 후: 2.484 - 20분기 후: 2.395	민간경상이전지출승수 - 4분기 후: 0.462 - 8분기 후: 0.373 - 12분기 후: 0.323 - 16분기 후: 0.280 - 20분기 후: 0.243

〈부표 1〉의 계속

국내 재정승수 추정 관련 문헌: 실증분석			
문헌	재정승수 관련 내용		
최진호 · 손민규 (2013)	경기확장 기간 중에는 지출승수가 추세 대비 0.011 하락 경기수축 기간: 지출승수 0.013 증가		
곽노선(2014)	정부지출 장기 재정승수: 0.9~1.6		
손민규 · 이정욱 (2014)	임계치 상회국면(above threshold): -0.10~0.63 임계치 하회국면(below threshold): 0.78~3.55		
김태봉 · 허석균 (2017)	정부소비재정승수 - 15분기 이내: 0.172~0.768(더미 미포함) - 15분기 이후: 0.229~1.137(더미 포함)		
이강구 · 허준영 (2017)	누적재정승수 - 1년: 0.15 - 2년: 0.78 - 3년: 0.94	정부소비 · 투자승수 - 1년: 0.31 - 2년: 0.41 - 3년: 0.46	이전지출승수 - 1년: 0.37 - 2년: 1.05 - 3년: 1.16
이태석(2017)	재정지출: 0.21~5.58 정부소비: -2.33~2.78 정부투자: -0.97~7.71		
김원기(2019)	재정지출 - 당기승수: -0.05 - 1년: 0.24 - 2년: 0.15 - 3년: 0.50	정부소비 - 당기승수: -0.07 - 1년: 0.55 - 2년: 0.02 - 3년: 0.08	정부투자 - 당기승수: -0.08 - 1년: -0.14 - 2년: -0.26 - 3년: -0.30
김소영 · 김용건 (2020)	정부지출승수 - 1년: 0.67 - 1.01 - 2.5년: 0.61 - 2.68		
김소영 · 이동현 (2021)	부문별 재정지출을 가중합: 1.38 - 1.90		
Lee and Park(2021)	1.5년: 1.68 5년: 1.27		
마은성 · 이우석 (2020)	정부소비승수 - 당기: 2.24~3.36 - 1년: 2.34~11.76 - 2년: 3.57~4.67		
강동익(2021)	전체, 소비지출 및 자본지출 모두 포함 - 1년: -1.57~-0.10 - 2년: -0.24~1.30		

자료: 표에 제시된 참고문헌

〈부표 2〉 국내 재정승수 추정 관련 문헌: DSGE 모형

국내 재정승수 관련 문헌: DSGE 모형 기반	
저자	재정승수 관련 내용
이한규(2013)	(그래프 기준) 약 0.0~0.1
김명중(2014)	소비지출: 1인당 총산출을 단기에 0.0047 증가 SOC 투자지출: 1인당 산출 0.0092 증가
김혜선(2014)	(그래프 기준) 정부소비지출: 실질GDP를 단기적으로 0.15~0.20%만큼 증가 정부투자지출: 실질GDP를 단기적으로 0.06~0.08%만큼 증가
박명호 · 오종현 (2015)	정책기간 1년(기준금리 1년간 유지 및 1차년도) - 정부소비승수: 0.707 - 정부투자승수: 0.817 - 일반이전지출승수, 특정계층이전지출승수: 0.106, 0.264 정책기간 1년(기준금리 1년간 유지 및 2차년도) - 정부소비승수: 1.203 - 정부투자승수: 1.492 - 일반이전지출승수, 특정계층이전지출승수: 0.236, 0.569
지정구 · 한경수 (2016)	정부이전 지출승수 - 당기: 0.16(개방경제) / 0.24(폐쇄경제) - 누적: 0.36(개방경제) / 0.49(폐쇄경제)
남광희(2017)	재정승수를 기본모형, 최적화가계모형, 명목경직성완화 모형으로 나누어서 비교 - 기본모형: 1.103~1.160 - 최적화가계모형: 0.873~1.076 - 명목경직성완화모형: 0.785~0.865 기본모형의 경우 재정지출 확대정책의 기간이 늘어날수록 재정지출승수는 하락 - 1년: 1.103~1.160 - 2년: 0.983~1.111 - 3년: 0.884~1.048
배병호 외 (2018)	정부소비지출의 5% 일시적 증가: 초기 1년간 민간소비 규모를 0.9%를 감소 - 기존 모형보다 감소하는 소비규모가 작아졌는데, 이는 제약가계의 소비가 증가함에 기인 정책금리고정가정: 정부소비지출을 1% 확대할 때 GDP는 약 1% 증가

〈부표 2〉의 계속

국내 재정승수 관련 문헌: DSGE 모형 기반	
저자	재정승수 관련 내용
이강구(2022)	분야별 경제성장 승수효과 - 교통 및 물류: 1.40 - 공공질서 및 안전: 0.96 - 국방: 0.85 - 환경: 0.66 - 농림수산: 0.45 - 보건: 0.42 - 사회복지: 0.21 - 일반지방행정: 0.21 - 교육: 0.24
김형우 외 (2024)	정부지출의 1% 증가의 효과는 0.4~0.6에서 지속적으로 감소, 효과는 2년 후에 거의 없어짐 장기효과는 미미한 수준
마은성(2024)	정부소비지출승수(기준경제 / 불평등경제 / 고령화경제) - 당기승수: 1.14 / 0.99 / 0.93 - 1년 누적승수: 1.15 / 1.00 / 0.94 - 3년 누적승수: 1.16 / 1.01 / 0.97 - 5년 누적승수: 1.18 / 1.02 / 1.00 정부투자지출승수(기준경제 / 불평등경제 / 고령화경제) - 당기승수: 0.87 / 0.80 / 0.71 - 1년 누적승수: 0.87 / 0.81 / 0.72 - 3년 누적승수: 0.86 / 0.81 / 0.72 - 5년 누적승수: 0.85 / 0.82 / 0.72

자료: 표에 제시된 참고문헌

2. 제Ⅳ장 TANK 모형 균형조건

- (1) 지역 j U 가계의 기간 간 최적화 조건

$$(C_{j,t}^U)^{-\sigma} = \beta E_t R_t \Pi_{t+1}^{-1} (C_{j,t+1}^U)^{-\sigma}$$

- (2) 지역 j U 가계의 기간 내 최적화 조건

$$\theta(N_{j,t}^U) = (C_{j,t}^U)^{-\sigma} w_{j,t}$$

- (3) 지역 j H 가계의 기간 내 최적화 조건

$$\theta(N_{j,t}^H) = (C_{j,t}^H)^{-\sigma} w_{j,t}$$

- (4) 지역 j H 가계의 예산 제약식

$$C_{j,t}^H = w_{j,t} N_{j,t}^H - T_{j,t}^H$$

- (5) 지역 j 에서의 최적 가격과 인플레이션 간 가격 동학

$$1 = (1 - \phi_p) \sum_{j'=1}^N \gamma_{jj'} \tilde{p}_{j,t}^{*1-\epsilon} Q_{j',t}^{1-\epsilon} + \phi_p \Pi_{j,t-1}^{\epsilon-1}$$

- (6) 지역 j 에서의 최적 재설정 가격

$$\tilde{p}_{j,t}^* = \underbrace{\frac{\epsilon}{\epsilon - 1}}_{\text{가격 마크업}} \times \frac{\xi_{j,t}}{Z_{j,t}}$$

- (7) 지역 j 에서의 최적 재설정 가격 - 분자항

$$\xi_{j,t} = mc_{j,t} \sum_{j'=1}^N \mu_{j'} \gamma_{j'j} Y_{j't} Q_{j',t}^{\epsilon} + \phi_p \beta E_t \xi_{j,t+1} \Pi_{t+1}^{1+\epsilon}$$

(8) 지역 j 에서의 최적 재설정 가격 - 분모항

$$Z_{j,t} = \sum_{j'=1}^N \mu_{j'} \gamma_{j'j} Y_{j't} Q_{j'j,t}^\epsilon + \phi_p \beta E_t Z_{j,t+1} \Pi_{t+1}^\epsilon$$

(9) 지역 j 소득: 지역 부가가치. $j = 1$ 인 경우³²⁾

$$\Gamma_{1,t} = \left[(1 - \phi_p) \tilde{p}_{1,t}^{*-\epsilon} + \phi_p \Pi_{1,t}^\epsilon \right] (\gamma_{11} Y_{1,t} + \gamma_{12} Q_{21,t}^\epsilon Y_{2,t})$$

(10) 지역 j 소득: 지역 총 부가가치 = 지역 총고용

$$\mu_j \Gamma_{j,t} = \mu_j N_{j,t}$$

(11) 지역 j 총고용

$$N_{j,t} = \lambda_j N_{j,t}^H + (1 - \lambda_j) N_{j,t}^U$$

(12) 지역 j 총소비

$$C_{j,t} = \lambda_j C_{j,t}^H + (1 - \lambda_j) C_{j,t}^U$$

(13) 지역 j 자원제약(Regional Resource Constraint)

$$Y_{j,t} = C_{j,t} + G_{j,t}$$

(14) 지역 j 정부예산 제약(GBC)

$$G_{j,t} + R_{t-1} \Pi^{-1} b_{j,t}^G = T_{j,t} + b_{j,t}^G$$

(15) 지역 j 채권시장 균형

$$b_{j,t}^G = (1 - \lambda_j) b_{j,t}^U$$

32) $j = 2$ 인 경우, 서술한 바와 같이 다음과 같음: $\Gamma_{2,t} = \left[(1 - \phi_p) \tilde{p}_{2,t}^{*-\epsilon} + \phi_p \Pi_{2,t}^\epsilon \right] (\gamma_{21} Q_{2,t}^\epsilon Y_{1,t} + \gamma_{22} Y_{2,t})$

(16) 지역 j 총 조세수입

$$T_{j,t} = \lambda_j T_{j,t}^H + (1 - \lambda_j) T_{j,t}^U$$

(17) 지역 j 정부지출 프로세스

$$\log G_{j,t} = (1 - \rho_G) G_{ss} + \rho_G \log G_{j,t-1} + \sigma_G \epsilon_t^G, \epsilon_t^G \sim N(0,1)$$

(18-1) 재원조달 조세방식: 지역 j 에서 매기 균형재정을 이루는 경우

$$b_{j,t}^U = 0$$

(19-1) 재원조달 조세방식: 지역 j 에서 매기 균형재정을 이루는 경우 H
가계 조세

$$T_{j,t}^H = (1 - \rho_T) T_{j,ss}^H + \rho_T T_{j,t-1}^H + \sigma_T \epsilon_t^T$$

(18-2) 재원조달 조세방식: 지역 j 에서 채권발행 시 - H 가계 조세

$$T_{j,t}^H = \rho_b b_{j,t-1}^H + \sigma_T \epsilon_t^T$$

(19-2) 재원조달 조세방식: 지역 j 에서 채권발행 시 - U 가계 조세

$$T_{j,t}^U = \rho_b b_{j,t-1}^U + \sigma_T \epsilon_t^U$$

(20) 지역 간 상대가격 동학: $N=2$ 인 경우 - 1

$$Q_{12,t} Q_{21,t-1} = \Pi_{1,t} / \Pi_{2,t}$$

(21) 지역 간 상대가격 동학: $N=2$ 인 경우 - 2

$$Q_{12,t-1} Q_{21,t} = \Pi_{2,t} / \Pi_{1,t}$$

(22) 국가 집계: 물가상승률

$$\Pi_t = \sum_{j=1}^N \mu_j \Pi_{j,t}$$

(23) 국가 집계: 채권

$$b_t^G = \sum_{j=1}^N \mu_j b_{j,t}^G$$

(24) 국가 집계: 산출량

$$Y_t = \sum_{j=1}^N \mu_j Y_{j,t}$$

(25) 국가 집계: 소비

$$C_t = \sum_{j=1}^N \mu_j C_{j,t}$$

(26) 국가 집계: 정부지출

$$G_t = \sum_{j=1}^N \mu_j G_{j,t}$$

(27) 국가 집계: 고용

$$N_t = \sum_{j=1}^N \mu_j N_{j,t}$$

(28) 통화정책

$$\log R_t = \log R_{ss} + \Theta(\log \Pi_t - \log \Pi_{ss})$$

3. 제Ⅳ장 지역별 중간재 비교역재 비율: 지역산업연관표

〈부표 3〉 한국은행 지역산업연관표 - 중간투입액

지역	중간투입액					수입의존도 (%)
	총액 (단위: 조원)	국산품(%)	지역 내 생산(%)	타지역 이입(%)	수입(%)	
수도권	962.3	81.7	41.8	39.9	18.3	9.8
서울	356.3	87.1	47.9	39.2	12.9	6.3
인천	112.0	73.0	28.8	44.2	27.0	15.9
경기	494.0	79.9	40.4	39.5	20.1	11.4
충청권	296.8	76.8	30.1	46.7	23.2	14.0
대전	36.9	83.9	28.4	55.5	16.1	8.1
세종	11.6	83.7	17.1	66.7	16.3	9.8
충북	79.0	81.5	30.7	50.8	18.5	10.9
충남	169.3	72.5	31.1	41.4	27.5	17.5
호남권	227.8	73.1	33.7	39.3	26.9	16.4
광주	45.3	86.5	33.4	53.0	13.5	7.7
전북	63.8	82.5	35.2	47.3	17.5	10.3
전남	118.7	62.9	33.0	29.8	37.1	23.5
대경권	225.3	77.6	34.8	42.9	22.4	13.4
대구	56.9	87.0	36.2	50.8	13.0	6.8
경북	168.4	74.4	34.3	40.2	25.6	16.0
동남권	432.6	73.5	33.5	40.0	26.5	16.7
부산	97.4	81.0	38.3	42.7	19.0	10.2
울산	171.3	60.2	25.4	34.8	39.8	28.2
경남	163.9	82.9	39.0	43.8	17.1	10.6
강원	36.5	88.7	36.5	52.2	11.3	5.5
제주	14.8	89.2	37.4	51.8	10.8	5.1
전국	2196.1	78.3	36.9	41.4	21.7	12.4

자료: 이재민·장수정(2015), '한국은행 지역산업연관표', p. 49 (표 7) 참조

4. 제IV장 지역별 정부지출 상관관계

〈부표 4〉 지역별 정부소비지출 간 상관관계: 순환변동치

지역	전국	서울 특별시	부산 광역시	대구 광역시	인천 광역시	광주 광역시	대전 광역시	울산 광역시	세종 특별자치시	경기도	강원도	충청 북도	충청 남도	전라 북도	전라 남도	경상 북도	경상 남도	제주 특별자치도		
전국	1.00																			
서울특별시	0.84	1.00																		
부산광역시	0.05	0.26	1.00																	
대구광역시	0.32	0.34	0.74	1.00																
인천광역시	0.77	0.66	0.15	0.26	1.00															
광주광역시	0.50	0.51	0.65	0.84	0.41	1.00														
대전광역시	0.72	0.75	0.19	0.30	0.78	0.38	1.00													
울산광역시	0.03	-0.29	-0.08	0.07	0.10	0.09	-0.09	1.00												
세종특별자치시	-0.49	-0.78	-0.41	-0.21	-0.06	-0.36	-0.35	0.59	1.00											
경기도	0.77	0.67	-0.43	-0.19	0.55	-0.04	0.60	-0.07	-0.53	1.00										
강원도	0.76	0.62	-0.04	0.31	0.46	0.48	0.47	-0.25	-0.52	0.63	1.00									

〈부표 4〉의 계속

지역	전국	서울 특별시	부산 광역시	대구 광역시	인천 광역시	광주 광역시	대전 광역시	울산 광역시	세종 특별자치시	경기도	강원도	충청북도	충청남도	전라북도	전라남도	경상북도	경상남도	제주특별자치도
충청북도	0.46	0.37	0.24	0.29	0.17	0.16	0.29	-0.11	-0.12	0.28	0.35	1.00						
충청남도	0.73	0.46	0.18	0.49	0.59	0.62	0.48	0.18	0.13	0.29	0.47	0.20	1.00					
전라북도	0.79	0.50	-0.02	0.31	0.69	0.51	0.54	0.14	-0.14	0.49	0.59	0.22	0.77	1.00				
전라남도	0.45	0.07	-0.23	0.04	0.41	0.28	0.12	0.41	0.51	0.23	0.38	-0.21	0.60	0.70	1.00			
경상북도	0.57	0.33	-0.18	-0.23	0.61	0.11	0.47	0.16	0.10	0.46	0.27	-0.02	0.52	0.68	0.62	1.00		
경상남도	0.66	0.45	-0.24	0.00	0.42	0.12	0.27	-0.08	-0.43	0.50	0.51	0.21	0.49	0.51	0.47	0.40	1.00	
제주특별자치도	0.55	0.30	-0.46	-0.14	0.51	0.01	0.26	-0.01	-0.18	0.57	0.58	-0.10	0.38	0.55	0.69	0.43	0.71	1.00

주: 지역별 실질 정부소비지출을 HP 필터를 통해 순환변동치를 추출한 뒤 지역별 실질정부소비지출 순환변동치 간 상관관계를 분석한 것임. 저자 계산
 자료: 통계청, 「지역소득, 1999~2019」.

〈부표 5〉 지역별 정부소비지출 간 상관관계: AR(1) 추정식 잔차항 간 상관관계

지역	전국	서울특별시	부산광역시	대구광역시	인천광역시	광주광역시	대전광역시	울산광역시	세종특별자치시	경기도	강원도	충청북도	충청남도	전라북도	전라남도	경상북도	경상남도	제주특별자치도
전국	1.00																	
서울특별시	0.75	1.00																
부산광역시	0.21	0.40	1.00															
대구광역시	0.37	0.20	0.61	1.00														
인천광역시	0.70	0.52	0.27	0.25	1.00													
광주광역시	0.59	0.45	0.52	0.78	0.33	1.00												
대전광역시	0.51	0.47	0.28	0.29	0.61	0.29	1.00											
울산광역시	0.29	-0.13	-0.16	0.12	0.20	0.11	0.09	1.00										
세종특별자치시	-0.42	-0.80	-0.47	0.21	-0.34	0.01	-0.56	0.70	1.00									
경기도	0.56	0.47	-0.40	-0.31	0.46	-0.15	0.33	0.16	-0.79	1.00								
강원도	0.59	0.28	-0.10	0.21	0.35	0.44	0.18	-0.18	-0.26	0.40	1.00							

〈부표 5〉의 계속

지역	전국	서울 특별시	부산 광역시	대구 광역시	인천 광역시	광주 광역시	대전 광역시	울산 광역시	세종 특별자치시	경기도	강원도	충청북도	충청남도	전라북도	전라남도	경상북도	경상남도	제주 특별자치도
충청북도	0.29	0.19	0.29	0.30	0.10	0.12	0.18	-0.02	0.01	0.00	0.23	1.00						
충청남도	0.73	0.48	0.32	0.55	0.52	0.71	0.50	0.17	0.02	0.14	0.38	0.14	1.00					
전라북도	0.70	0.34	0.02	0.34	0.45	0.58	0.30	0.28	-0.10	0.28	0.56	0.10	0.76	1.00				
전라남도	0.44	0.01	-0.17	0.12	0.34	0.31	0.07	0.43	0.43	0.21	0.40	-0.23	0.59	0.75	1.00			
경상북도	0.47	0.36	-0.07	-0.31	0.48	0.12	0.22	0.26	-0.22	0.34	0.18	-0.16	0.44	0.55	0.58	1.00		
경상남도	0.62	0.37	0.00	0.13	0.33	0.22	0.12	0.18	-0.25	0.25	0.38	0.11	0.38	0.48	0.39	0.34	1.00	
제주특별자치도	0.52	0.16	-0.27	-0.02	0.52	0.12	0.18	0.14	-0.17	0.46	0.59	-0.22	0.31	0.55	0.70	0.44	0.55	1.00

주: 지역별 실질 정부소비지출 순환변동치 별로 AR(1) 회귀모형을 추정 후, 잔차항을 추출하여 잔차항 간 상관관계를 계산함. 저자 계산.

자료: 통계청, 「지역소득, 1999~2019」.

재정승수효과 추정에 관한 연구: 시군구 단위 분석을 중심으로

강신혁·이환웅

재정승수는 정부지출 변화에 따른 산출 또는 일자리 변화를 측정하는 지표이다. 경제학 문헌에서 오랫동안 중요한 개념으로 간주했지만, 내생성 문제로 인해 더 엄밀한 추정을 하기 위한 연구가 지금도 지속되고 있다. 본 연구는 한국 재정승수를 분석하여 더욱 신뢰할 수 있는 추정치를 제공하고자 한다. 구체적으로, 본 연구에서는 바틱(Bartik) 도구변수를 활용한 이중고정효과모형을 통해 지역별 재정승수를 추정하고, 2지역-2주체-2재화 뉴케인지안 모형을 캘리브레이션 하였다. 이를 통해 본 연구는 시군구 수준 지역 단위 재정승수를 제시할 뿐만 아니라, 지역 단위 재정승수와 국가 단위 재정승수 간 관계를 밝히고자 하였다. 특히, 지역 간 교역에서 발생하는 양(+)의 스피로버로 인해 국가 단위 재정승수가 지역 단위 재정승수보다 클 수 있음을 보였다. 스피로버 효과는 지방정부 정부지출이 각 지역 정부에 의해 조달되는지, 아니면 국가 차원에서 조달되는지에 따라 달라질 수 있다.

분석 결과를 바탕으로 다음과 같은 정책시사점을 제시하였다. 첫째, 지역 재정정책 거버넌스를 효율적으로 설계하는 것이 중요하다. 분석 결과에 따르면, 어떤 지역경제를 활성화하기 위해서는 특정 시군구뿐만 아니라 해당 지역과 밀접하게 연계된 다른 지역에서도 재정지출을 확대하는 것을 고려할 수 있다. 둘째, 지역 간 파급효과는 지방정부 재정지출이 개별 지방정부에

의해 조달되는지, 국가 전체 차원에서 조달되는지에 따라 달라질 수 있다. 마지막으로, H2M(Hand-to-Mouth) 가구 비율의 지역적 이질성을 고려하여 단기적으로는 이질적인 재정정책을, 장기적으로는 가구 수준 복지를 향상하는 방안을 고려할 수 있다.

Estimating fiscal multipliers: Focuses on Si-Gun-Gu level analysis

ShinHyuck Kang · Hwanoong Lee

The fiscal multiplier, which measures the change in output or employment in response to changes in government spending, has been a crucial concept for a long time. However, the literature continues to seek more robust estimates due to the endogeneity issue. We examine the fiscal multiplier in Korea to provide more reliable estimates in this study. In particular, we estimate regional fiscal multipliers using a two-way fixed effects model with a Bartik instrument and calibrate a Two-Region – Two-Agent – Two-Good New Keynesian model. Our research not only presents regional fiscal multipliers at the Si-Gun-Gu level but also sheds light on the relationship between regional and aggregate fiscal multipliers. Notably, we show that the aggregate or country level fiscal multiplier might be larger than the regional one due to the positive spillover effects from the trade between regions. The spillover effect would depend on how the local government spending is financed, whether it is financed by each local government or the whole country. Based on our analysis, we propose the following policy implications. First, it would be crucial to design the governance of regional fiscal policy efficiently. Our analysis

implies that it would be good to increase the fiscal spending not only in the region but also other regions closely related with that region to boost the local economy of that region. Second, the spillover effect between regions would depend on whether the local fiscal spending is financed by each local government or the whole country level. Lastly, based on the regional heterogeneity of H2M(Hand-to-Mouth) households share, we could consider heterogeneous fiscal policies in the short-run and improving household-level welfare in the long-run.

저자약력

강신혁

성균관대학교 수학과, 경제학과 졸업
미국 Indiana University 경제학 박사
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

이환웅

연세대학교 경영학과 졸업
미국 Michigan State University 경제학 박사
현, 건국대학교 경제학과 교수

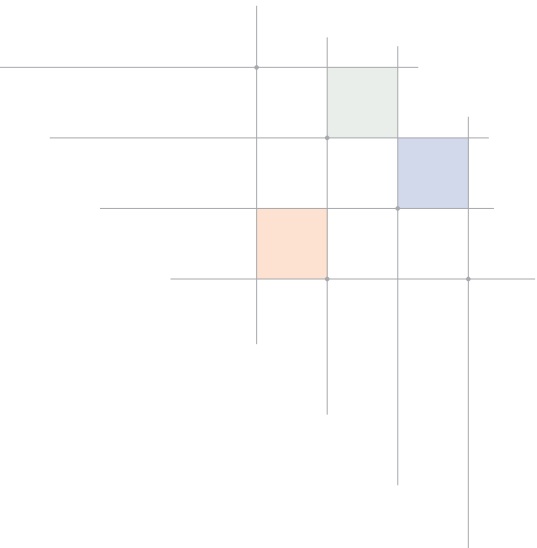
자료 수집 및 정리

김달유 한국조세재정연구원 연구원

연구보고서 24-14

재정승수효과 추정에 관한 연구: 시군구 단위 분석을 중심으로

발행	행	2024년 12월 31일
저자	자	강신혁 · 이환웅
발행인	인	이영
발행처	처	한국조세재정연구원
주소	소	30147 세종특별자치시 시청대로 336
전화	화	(044)414-2114(대)
홈페이지	지	www.kipf.re.kr
등록	록	1993. 7. 15. 제2014-24호
정가	가	16,000원
조판 및 인쇄	쇄	고려씨엔피
I S B N		979-11-6655-323-3 93320



KOREA INSTITUTE
OF PUBLIC FINANCE

kipf 한국조세재정연구원

30147 세종특별자치시 시청대로 336

TEL: (044)414-2114(대) www.kipf.re.kr



값 16000 원
9 3 3 2 0

9 791166 553233

ISBN 979-11-6655-323-3