지방행정연구 제40권 제2호(통권 145호) 2026. 6. 445~480
DOI http://dx.doi.org/10.22783/krila.2026.40.2.445

재산세 공동과세 이후 서울시 자치구 간 재정 격차의 장기적 추세 연구

: 단절적 시계열 분석을 중심으로*

Study on Long-Term Trends of Joint Property Taxation Effect in the Seoul Metropolitan Area(SMA)

: Focusing on Fiscal Disparities of SMA Districts

김 혜 원**·김 대 진***
Kim Hye Won, Kim Dae Jin

목 차

Ⅰ. 서론
Ⅱ. 재산세 공동과세제의 이론과 현실
Ⅲ. 공동과세 시행효과에 관한 단절적 시계열 분석
Ⅳ. 재산세 공동과세 시행 효과에 관한 단절적 시계열 분석
Ⅴ. 결론

본 연구는 2008년 도입된 서울시 재산세 공동과세 제도가 자치구 간 재정 격차에 미친 장기적 효과를 분석하는 것을 목적으로 한다. 특히 정책 도입 전후의 단기적 변화와 장기적 추세를 구분하여 검토하기 위해 2002년부터 2024년까지의 시계열 자료를 활용하고, 단절적 시계열 분석을 사용하여 재정자립도와 지방세 수입(재정력 지표), 변이계수, 사분위편차, 집중도 지수(재정 격차 지표)를 분석하였다. 분석 결과, 재산세 공동과세는 도입 직후 자치구 간 재정 격차를 유의하게 완화하는 효과를 보였다. 특히 자치구 간 재정 격차가 즉각적으로 감소하여 재정형평성이 단기적으로 개선된 것으로 나타났다. 그러나 장기적 추세에서는 일부 지표에서 격차가 다시 확대되는

* 이 논문은 2023년도 서울시립대학교 연구년교수 연구비에 의하여 연구되었음.
** 제1저자, 서울시립대학교 행정학과 조교수
*** 교신저자, 서울시립대학교 행정학과 교수
논문 접수일: 2026. 4. 20. 심사기간: 2026. 4. 20. ~ 2026. 6. 12. 게재확정일: 2026. 6. 12.

경향이 관찰되어 제도의 형평화 효과가 점차 약화될 가능성이 확인되었다. 또한 집단 간 비교분석 결과, 강남3구와 같은 고(高)세수 자치구는 재정자립도와 지방세 수입이 유의하게 감소한 반면, 저(低)세수 자치구의 재정력 증대 효과는 제한적으로 나타났다. 이러한 결과는 재산세 공동과세 제도가 고세수 자치구의 재원을 재분배하는 데에는 효과적이지만, 저세수 자치구의 재정력 강화에는 한계가 있음을 시사한다. 이에 따라 본 연구는 공동과세 비율 조정, 재정력 및 재정수요를 반영한 배분 방식 도입, 그리고 지방정부의 행태적 반응을 고려한 제도 설계의 필요성을 정책적 시사점으로 제시한다.

□ 주제어: 재산세 공동과세, 재정형평화, 단절적 시계열 분석, 자치구 간 재정 격차

This study analyzes the long-term effects of Seoul's property tax revenue-sharing system, introduced in 2008, on inter-district fiscal disparities using time-series data from 2002 to 2024 and Interrupted Time Series Analysis (ITSA). While the revenue-sharing system significantly reduced fiscal disparities immediately after its implementation, long-term trends show a gradual re-expansion of disparities, indicating a weakening equalization effect over time. Group-level analysis reveals that high-revenue districts(such as the three Gangnam districts) experienced substantial declines in fiscal self-reliance and local tax revenue, whereas low-revenue districts showed only limited gains. These findings demonstrate that while the policy effectively redistributes resources from wealthy districts, it has limitations in fundamentally strengthening the fiscal capacity of poorer ones. Based on these results, this study suggests policy alternatives such as adjusting the sharing ratio, designing allocation formulas that reflect both fiscal capacity and expenditure needs, and incorporating local governments' behavioral responses into institutional design. Finally, it highlights the need for future research utilizing panel models to control for exogenous shocks and district-level heterogeneity.

□ Keywords: Property Tax Revenue-Sharing System, Fiscal Equalization, Interrupted Time Series Analysis, Interjurisdictional Fiscal Disparities

Ⅰ. 서론

지방자치제가 시행된 이래 서울시와 25개 자치구의 재정자립도는 다른 광역시 자치구에 비해 높은 수준을 유지해 왔다. 그러나 2000년대 중반에 이르러 25개 자치구 중 16개 자치구는 재정자립도가 50%에 미달하였으며, 일부 자치구의 경우 지방세 수입으로는 공무원의 인건비 등 기본적인 경직성 경비조차 조달하기 어려운 상황이 되었다. 아울러 조정교부금 등 재정조정제도에도 불구하고 강남구, 서초구 등 경제여건이 좋은 자치구와 강북구 등 열악한 자치구 간의 재정 격차 역시 지속적으로 확대되었다(유태현·한재명, 2007). 서울시는 이러한 문제에 대응하기 위해 세목 교환, 공동과세 등 다양한 정책대안을 검토하고, 재산세 수입을 공유하는 공동과세 제도를 도입하기로 결정하였다.

재정 격차의 지속적 확대와 대응책 부족이라는 정책환경 속에서 2008년에 도입하게 된 "특별시의 관할구역(자치구) 재산세의 공동과세" 제도는 서울시의 지역 간 재정 격차와 이로 인한 주민서비스 격차의 해소를 목적으로 재산세 세입의 재배분을 통해 자치구 간 재정형평성를 증진시키는 제도라 할 수 있다. 제도의 도입 전후 그 효과에 대해서는 상당히 긍정적인 예측과 분석이 지배적이었으나 다른 한편으로 제한적 재정형평화 효과나 지방세 체계에 미치는 부정적 효과에 대한 예측도 제기되었다(최병호·정종필, 2008; 정지선, 2012). 이러한 상반된 시각에도 불구하고 공동과세 조정 전후를 비교한 실증분석에서는 재산세 공동과세 제도 도입이 자치구 간 재정 격차를 유의하게 완화하는 효과가 제시되어 서울시 자치구 간 재정형평화에 대해 공동과세 제도의 기여가 어느 정도 존재하는 것으로 평가되었다(최정열·금현섭, 2012; 유태현·한재명, 2014; 조진형·이인실, 2016).

그런데 공동과세 제도 시행 16년이 지난 시점에 이르러 재산세 공동과세 제도의 재정 격차 완화 효과가 점차 감소하고 있다는 우려가 제기되고 있다(서울특별시의회 회의록, 2024). 예를 들어 공동과세 조정 이후 강북구와 강남구의 격차는 일정 기간 줄어들었으나 2020년대 이후 그 격차는 지속적으로 커지고 있는 것으로 나타났다. 서울특별시의회의 조사에 따르면 두 자치구 간 재정규모의 차이가 2020년 5.1배, 2021년 5.3배, 2022년 5.4배, 2023년 5.5배로 매년 확대되고 있으며, 이러한 추세가 계속된다면 자치구 간 재정불균형이 더욱 커질 것으로 예상된다.

조정교부금에 이어 재산세입 50%의 재분배에도 불구하고, 일정 시점부터 재정 격차가 확대되는 추세가 계속되고 있어 제도의 효과에 대한 의문이 커지고 있고 최근에는 재정 격차를 줄이기 위해 특별시분 재산세 비중을 높이는 제도 강화 의견도 논의되고 있다. 이에 본 연구는 공동과세 제도의 실효성과 개선 필요성에 대한 서울시와 자치구 그리고 학계의 논쟁을 검

토하고, 향후 제도 운용에 관한 정책적 시사점을 도출하고자 한다. 이를 위해 재산세 공동과세 제도가 도입된 전후 약 18년의 기간에 걸쳐 공동과세 제도가 자치구 간 재정 격차에 미친 장기적 영향과 그 변화 추이를 단절적 시계열 분석(Interrupted Time Series Analysis, ITSA)를 이용하여 체계적으로 분석하고, 분석결과를 검토하여 재산세 공동과세 효과의 장기적 추세에 대해 논의하기로 한다.

Ⅱ. 재산세 공동과세제의 이론과 현실

1. 재산세 공동과세 제도

미국을 포함하여 독일, 스웨덴 등 다양한 OECD 국가들은 소득세입이나 소비세입을 상위정부와 지방정부, 또는 지방정부 간에 일정비율로 배분하는 공동세제를 운영하고 있다. 지방정부 사이에 지방세입을 공유(share)하는 제도로는 일본의 광역 및 기초수준의 지방정부가 담배세 등 세원을 공유하여 각각 과세권을 갖는 세제가 있으며, 재산세 부문에서는 미국 미네소타주의 기초자치단체 간 공동재산세, 영국의 비주거용 공동재산세 등이 운영되고 있다(유태현, 2018). 우리나라도 소득세와 소비세 제도에 국가와 지방자치단체 간에 세입을 일정비율로 배분하는 제도가 있지만, 서울시 자치구 재산세의 공동과세는 지방자치단체 간에 지방세를 배분하는 제도라는 점에서 차이가 존재한다. 또한 개별과세권은 없다는 점에서 일본의 세원공유 및 개별 과세권의 사례와 다르며, 기초자치단체의 재산세(50%)를 공유한다는 점에서 미국의 기초자치단체 간 공동재산세제도와 가장 유사하다.

“특별시의 관할구역(자치구) 재산세의 공동과세” 제도는 현행 지방세기본법 제9조에 따라 재산세 세입의 50%를 “특별시분 재산세”로 징수하여 이를 25개 자치구에 교부하는데, 서울특별시(재무국)는 특별시분 재산세 세입 전액을 ‘자치구기타재원 조정비’ 중 ‘공동재산세 전출금’으로 편성하고, “서울특별시시세 기본조례”에 따라 자치구에 균등배분한다. 즉, 지방세기본법은 특별시분 재산세의 교부 기준·방법은 조례로 위임(지방세기본법 제10조 제2항)하고 있는데 별도의 교부기준이 없는 경우 균등배분하며, 교부받은 재산세는 해당구의 재산세 세입으로 산정된다.

이와 함께 공동과세에 의해 재산세입이 감소하는 재정적 충격을 완화하기 위해 공동과세율은 2008년 40%, 2009년 45%, 2010년 50%로 단계적으로 인상하고, 특별시분 재산세로 인해 감소되는 재원(자치구의 재산세입)을 보충하기 위해 제도 도입 후 3년간 재원감소분의 일

정 비율(2008년 60%, 2009년 40%, 2010년 20%의 비율)만큼 균형발전교부금을 지급하는 한시적 조치가 추가되었다.[1] 이러한 과정을 거쳐 강남권 자치구와 그 외 고세수 자치구들의 재산세입 일부가 다른 자치구들로 이전되면서 자체재원인 지방세입을 활용한 수평적 재정조정이 제도화되었다. 재산세 공동과세제도는 현재까지 자치구 간 재정 격차 완화, 최소한의 행정서비스 균등성 확보, 그리고 수도권 내 공간적 불균형 완화에 기여한 것으로 평가된다. 다만, 시간이 흐름에 따라 2015년 이후부터 좁혀졌던 자치구 간 재정 격차가 서서히 증가한다는 지적이 제기되면서 제도의 효과성에 대한 점검과 제도 개선의 필요성이 제기되고 있다.

2. 이론적 논의 및 선행연구

1) 지방재정 형평성과 재정조정 메커니즘

지방재정의 수평적 형평성은 지역 간 조세 기반의 차이로 인해 구조적으로 발생하며, 중앙정부 또는 광역단위의 재정조정제도에 의해 완화된다(Oates, 1993). 일반적으로 지방세 공동과세, 교부금, 조정교부금 등은 재정력 격차를 완화하기 위한 핵심 정책수단으로 이해된다. 재산세와 같이 지역 간 편차가 큰 세원을 공동화할 경우 재정 격차는 감소하는 경향이 있으나, 동시에 지방자치단체의 재정 자율성을 제약할 수 있으며 세입 감소 지역의 행태적 대응을 유발할 수 있다. 이러한 맥락에서 공동과세는 형평성과 자율성 간의 균형 문제, 기존 조정제도와의 중첩성, 그리고 제도의 정합성 여부 등을 중심으로 평가된다.

2) 재산세 공동과세 제도의 도입 배경과 제도적 특징

서울시는 자치구 간 극심한 재산세수 격차를 완화하기 위해 2008년 재산세 공동과세 제도를 도입하였다. 당시 재산 가치의 공간적 편중으로 인해 강남권과 비강남권의 세수 편차가 확대되었고, 새로운 부동산세제가 격차 확대를 가속할 것으로 전망되었다. 이에 서울시는 재산세의 일정 비율을 광역단위에서 공동 재원화한 뒤 자치구에 재분배하는 체계를 구축하였다. 배분 방식은 크게 균등배분과 재정력 반영 배분으로 나뉘며, 제도적 설계에 따라 형평성 개선 정도와 정치적 수용성이 크게 달라지는 것으로 알려져 있다. 그러나 공동과세가 조정교부금과 함께 작동하기 때문에 실제 재정조정 구조의 단순화·중복성 문제가 꾸준히 제기되었다.

1) 균형발전교부금은 취·등록세수입을 재원으로, 1차적으로 재산세 공동과세 제도 도입에 따라 재산세수가 감소하는 일부 자치구를 보전하고, 2차적으로 남은 재원은 전반적으로 열악한 자치구의 재원확충을 위해 특정 배분방식에 따라 배정하였다는 점에서 자치구의 재정력 보강과 재정 격차 완화의 두 가지 목적을 모두 가지고 있었다(유태현·한재명, 2007).

3) 선행연구 검토

재산세 공동과세는 지방세의 주축인 재산세의 50%를 공동배분하는 제도로 교부금과 다르게 지방세 차원에서 재정 격차를 줄이는 조정제도라 할 수 있다. 이러한 특성 때문에 제도시행 이전부터 제도의 타당성과 그 정책 효과가 많은 주목을 받았으며, 제도 시행 이후에는 실제 정책 효과와 개선방안에 대한 많은 논의가 이어졌다. 이에 따라 재산세 공동과세에 관한 선행연구는 크게 (1) 형평성 개선 효과, (2) 재정운영 및 재정건전성 효과, (3) 제도적 한계와 구조적 개선 요구의 세 범주로 정리할 수 있다.

(1) 형평성 개선 효과와 타당성 검토

재산세 공동과세 관련 대다수의 연구는 공동과세가 자치구 간 재정력 격차를 단기적으로 완화한다는 분석결과를 제시하였다. 유태현·한재명(2007)은 제도시행 이전 강남·강북 간 재산세수 및 세입 격차 감소를 예측하는 한편, 서울시와 자치구가 제도 보완을 통해 세입구조의 왜곡을 줄이고 자체재원을 확충할 필요성을 제시하였다. 최병호·정종필(2007)은 재산세 공동과세가 재정 격차를 줄이지만 재정 격차 완화효과가 기대만큼 크지 않았으며 조정교부금과의 연계성으로 인한 정책 효과의 변화, 공동과세로 인한 자치구의 재정 자율성 약화 등 구조적 제약이 제도의 효과에 영향을 줄 수 있음을 지적했다. 나성린·원윤희(2007), 손화정·이희선(2008)은 1인당 재산세·자치구세 등 주요 재정지표의 변이계수 하락을 근거로 형평성 개선 효과가 있다고 평가했으며, 2008년 제도시행 이후 최정열·금현섭(2012)은 재산세·자치구세·자주재원 등 다수 지표의 변이계수가 2008년 이후 지속적으로 하락함을 제시하며 공동과세의 형평성 개선 효과를 지지하였으며, 유태현·한재명의 연구(2014) 역시 2008~2012년 변이계수와 최고/최저 비율이 꾸준히 하락한 점을 근거로 공동과세의 형평성 기여를 인정했다. 복문수(2018)는 2007~2017년 데이터를 분석한 결과 재산세와 자치구세는 30% 이상 개선된 반면, 자주재원과 총재정 규모는 10% 미만의 제한적 효과에 머무르는 등 공동과세가 전반적으로 재정 형평성을 개선했으나 지표별 차이가 크다는 결과를 제시하였다.

(2) 재정운영 및 재정건전성 효과

패널자료를 분석한 연구들은 제도시행 이후 공동과세가 자치구의 재정운영과 건전성에 미친 영향을 평가해 왔다. 최정우·김나래·배수호(2011)의 연구는 2005~2010년 패널자료 분석을 통해 공동과세 시행 이후 재정건전성이 전반적으로 개선되었음을 확인하였다. 즉, 일부 자치구의 재산세 감소에도 불구하고 경상경비비율, 자체세입비율 등 건전성 지표가 악화되지

않았다는 결과를 제시하였다. 조진형·이인실(2016)은 제도 시행 후 재정자립도가 전체적으로 하락했으며 특히 재산세 상위 5개 구의 자립도 감소 폭이 평균 감소 폭의 3배 수준으로 나타났다. 반면 재산세 하위 5개 구는 하락 폭이 상대적으로 작아 공동과세가 고세수 지역에 더 큰 부담으로 작용했음을 시사한다. 한편, 정일환(2019)에 따르면 공동과세 도입이 세입 감소 자치구의 재정운영 전략에 변화를 초래하였다. 즉, 재산세가 줄어든 자치구는 세외수입 확보 노력을 강화했으며, 이로 인해 정책 시행 이후 두 집단 간 세외수입 격차가 오히려 확대되었다. 이는 제도 설계 시 지방정부의 행태적 반응을 고려해야 함을 보여준다.

(3) 제도적 한계와 구조적 개선 요구

제도적 평가 연구들은 공동과세의 법적 정합성·형평성·평등성 차원에서의 문제를 제기한다. 정지선(2012)은 서울시에만 적용되는 특별시분 재산세의 균등배분 방식이 평등원칙 및 지방자치 이념과 충돌한다고 주장하였다. 문병효(2008)는 공동과세가 재정 격차 완화에는 기여하지만 지방자치의 원칙 및 과잉금지 원칙과 충돌할 가능성이 있으며, 국세·지방세 구조조정 및 공동세 확대 등 근본적 제도 개선이 필요하다고 보았다. 한편, 제도적 문제점 개선과 별도로 정책 효과 개선 관점에서 정책적 처방을 제안한 연구들도 존재하는데, 유태현·한재명(2014)은 공동과세와 조정교부금 제도 개선 방향으로 공동과세 비중을 유지하되 배분방식을 차등화하거나 비중을 55% 수준으로 조정하는 방안을 제안하였다.[2] 복문수(2018)는 지표별 형평성 개선 정도가 상이하다는 점을 지적하며 지방세 전체를 포괄한 재정공동화, 국세-지방세 간 세목 조정 등 구조적 개편의 중요성을 강조한다.

본 연구의 주제는 위의 선행연구들 중 형평성 및 재정건전성에 미친 영향을 분석한 연구들과 관련되어 있다. 이들 연구들은 재산세 공동과세의 도입 배경에 대한 검토와 정책 효과에 대한 예측과 분석을 통해 자치단체 간 재정 격차 감소 효과를 밝히는 한편, 중장기적으로 정책에 대한 서울시 자치구들의 대응으로 공동과세 제도의 정책 효과가 완화될 수 있다는 예측을 제시하였다. 다만, 대부분의 선행연구가 제도 도입 직전과 직후 시기를 비교하거나 분석기간이 상대적으로 짧아서 중장기적인 동태적 효과나 정책 충격의 시간적 경로를 충분히 살피지 못한 한계가 존재하였다. 또한 제도 변화가 초래한 구조적 단절, 누적 효과, 이질적 정책 효과(heterogeneous treatment effects) 등을 인과적으로 검증하는데 강점이 있는 단절적 시계열 분석, 이중차분법(DID), event study 등의 준실험적 접근법을 사용한 연구는 소수에 불과하다(유금록, 2007; 정일환, 2019).

---

2) 아울러 이들 연구에서는 50%의 특별시분 재산세는 서울시가 제공하는 광역규모의 서비스 혜택을 받는 비주택분 재산세의 비중과 비슷하다는 점을 근거로 공동세분에 대한 근거를 제시하였다.

선행연구가 변이계수 등 기술적 지표 기반으로 평가한 것은 직관적으로 정책 효과 여부를 파악하는데 용이하지만, 효과 검증을 보다 강건하게 하기 위해서는 더 다양한 지표를 대상으로 정책 효과를 검토할 필요가 있다. 이러한 점에서 본 연구는 23년간의 중장기적 기간에 걸친 단절적 시계열 분석을 통해 2008년 정책 개편의 영향을 동태적·인과적으로 식별하고, 제도의 영향을 기준으로 자치구의 집단을 구분하여 자치구 집단 간 이질적 반응과 시차효과를 살펴보고자 한다.

Ⅲ. 정책효과 분석을 위한 단절적 시계열 분석모형

1. 정책 효과에 관한 단절적 시계열 분석

정부정책은 환경으로부터의 투입에 대응하는 정책과정의 산출(output)로 사회 속에서 집행된다(Easton, 1953). 따라서 정부정책의 효과에 대한 분석은 일종의 사회실험에 해당하는데, 사회실험은 자연과학의 실험연구와 달리 결과에 영향을 줄 수 있는 외부요인들에 대한 통제가 어려운 단점이 존재한다(정정길 외, 2012). 단절적 시계열 분석은 정책시행 시점 전후로 다수 시점의 자료를 일정 시간 간격으로 배치하는 시계열자료를 이용하여 분석함으로써 위와 같은 사회실험의 한계를 어느 정도 극복할 수 있는 장점이 있다. 즉, 단절적 시계열 분석은 단일집단을 대상으로 정책개입 전후의 시계열 데이터를 추적하여, 개입 전의 변수 수준과 추세를 통제한 상태에서 정책에 따른 즉각적인 변화 및 개입 이후의 추세적 변화를 통합적으로 검증하는 방식으로 설계되어 있다(Wagner et al., 2002). 이는 단순 전후 비교 설계가 지닌 한계를 극복함으로써, 정책 효과의 내적 타당성 위협 요인을 효과적으로 완화할 수 있다는 장점이 있다(Ramsay et al., 2003; Kibicho & Pinkerton, 2012).

단일집단 단절적 시계열 분석을 위한 구간회귀분석모형은 시간(time)을 독립변수로 하고, 각 시점의 정책결과(outcome)를 종속변수로 하여 구성된다. 시간은 일정한 간격(예: 월, 년 등)을 갖는 시점으로 표시되고, 시간과 종속변수의 관계는 선형으로 가정되며, 시점 간 자기상관(autocorrelation)을 통제하는 최소자승추정법(Ordinary Least Squares)에 의해 선형회귀식이 측정된다. 여기서 정책의 개입(intervention)이 종속변수에 준 영향(정책대상에 일으킨 변화)은 회귀계수에 의하여 측정되며, 이를 위한 구간회귀식은 다음과 같이 수식화될 수 있다.

〈표 1〉 단절적 시계열 분석 구간회귀식

$$Y_t = \beta_0+\beta_1 T_t+\beta_2 X_t+\beta_3 X_t T_t+\epsilon_t$$

Y_t: t 시점에서 측정된 종속변수

T_t: 분석기간의 첫 시점으로부터 경과된 시간

X_t: 정책개입을 나타내는 더미변수로 개입 이전은 0, 개입 시점부터는 1로 측정

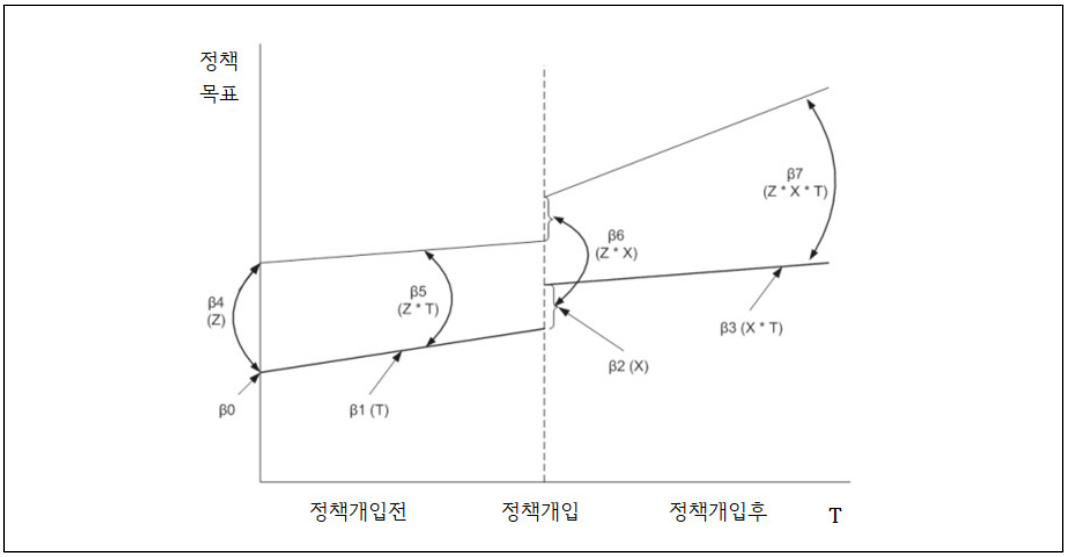
$X_t T_t$: X_t와 T_t의 상호작용항

단일집단 단절적 시계열 분석에서, 구간회귀식의 각 회귀계수는 다음과 같은 의미를 갖는다.[3] 상수 β_0는 절편으로 종속변수의 초기값이며, 분석기간의 첫 시점으로부터 경과된 시간을 나타내는 T_t의 회귀계수인 β_1은 정책개입이 이루어지기 전까지의 종속변수의 변화추세를 나타낸다. X_t는 정책개입을 나타내는 더미변수로 개입 이전은 0, 개입 시점부터는 1로 측정하였으며 그 회귀계수인 β_2는 정책개입이 시행된 시점에서 종속변수의 즉각적 변동, 즉 정책개입의 즉각적인 효과를 의미한다. 반면 X_t와 T_t의 상호작용항 $X_t T_t$ 의 회귀계수 β_3는 정책개입 이후 변화추세[4]를 의미하여 β_3와 β_1의 차이는 정책개입의 지속적인 효과로 볼 수 있다(Linden, 2015).

3) 그림 1의 아래에 있는 단절된 직선은 단일집단에 대한 단절적 시계열에서는 정책개입 전후의 정책대상(지표)의 변화를 나타내며, 복수집단에 대한 비교분석에서는 정책개입 전후(前後)의 대조군의 변화를 나타낸다.

4) 따라서 β_3는 정책개입 이후의 기울기가 정책개입 이전의 기울기 β_1보다 작을 경우 마이너스로 나타나거나, 통계적 유의성이 낮아질 수 있다.

〈그림 1〉 단절적 시계열 모형



주: Linden & Arbor (2015: p.482)

또한 단절적 시계열 분석은 실험군과 대조군을 포함한 복수의 집단에 대해서도 정책개입의 효과를 분석할 수 있다. 복수집단 단절적 시계열 분석은 정책 개입이 종속변수의 수준(level)과 추세(trend)에 구조적 변화를 가져왔는지 식별하기 위한 일종의 준실험적 방법으로 볼 수 있다. 이 접근법은 시간(time), 실험집단 여부(treatment status), 정책 개입 시점(intervention), 그리고 이들 변수 간의 상호작용항을 포함하여 모형을 구성함으로써, 정책 시행 이전의 집단 간 차이와 추세를 통제하면서 정책 효과를 추정할 수 있도록 한다.

실험군과 대조군에 대한 단절적 시계열 분석 모형은 정책 효과를 두 가지 차원에서 분해하여 분석한다. 하나는 정책 시행 시점에서 발생하는 즉각적인 수준 변화이며, 다른 하나는 정책 시행 이후 장기적인 추세 변화이다. 따라서 단절적 시계열 분석 모형은 정책이 특정 시점에 명확하게 도입되었고 장기간의 시계열 자료가 존재하는 경우 정책 효과를 식별하는 데 매우 유용하다. 특히 비교대상인 대조군을 함께 포함함으로써 모든 지역이나 집단에 공통으로 영향을 미치는 외생적 충격을 통제할 수 있으며, 이를 통해 정책개입으로 인해 발생한 순수한 구조적 변화를 보다 신뢰성 있게 추정할 수 있다.

기술(旣述)한 장점에도 불구하고 단절적 시계열 분석모형을 사용한 연구에는 통제되지 않은 외생 변수(예를 들어, 지역간 부동산 가격의 격차)가 종속변수(공동과세의 재정 격차 효과)에 영향을 미칠 가능성이 존재한다. 특히 부동산 가격 변동과 같은 외생적 요인은 장기적인 추세

를 형성하는 경향이 있으므로, 정책 시행 시점에서 나타나는 급격한 수준 변화나 추세 변화에 그러한 외생요인의 영향이 포함되어 있을 수 있는데, 단절적 시계열 연구에서는 그러한 변화가 제도적 요인(재산세 공동과세)의 영향으로 해석되는 내적타당성 문제가 존재할 수 있다.[5)]

복수집단(2개의 집단)에 대한 단절적 시계열 분석 모형을 수식화하면 다음과 같다.

〈표 2〉 단절적 시계열 분석 구간회귀식

$$Y_t = \beta_0+\beta_1 T_t+\beta_2 Z_t+\beta_3 Z_t T_t+\beta_4 X_t+\beta_5 X_t T_t+\beta_6 Z_t X_t+\beta_7 Z_t X_t T_t +\epsilon_t$$

Y_t: t 시점에서 측정된 종속변수

T_t: 분석기간의 첫 시점으로부터 경과된 시간

Z_t: 목표집단이면 1, 비교집단이면 0

$Z_t T_t$: Z_t, T_t의 상호작용항

X_t: 정책개입 이전은 0, 이후는 1

$X_t T_t$: X_t, T_t의 상호작용항

$Z_t X_t$: Z_t, X_t의 상호작용항

$Z_t X_t T_t$: Z_t, X_t, T_t의 상호작용항

먼저 시간 변수(T_t)의 계수는 정책 시행 이전 비교집단의 시간적 추세를 나타내어 β_1이 양(+)이고 통계적으로 유의하다면, 정책 개입이 없었을 경우에도 종속변수가 시간의 흐름에 따라 증가하는 경향이 있었음을 의미한다. Z_t는 목표집단에 1, 비교집단에 0의 값을 부여하여 β_2는 분석 시작 시점에서 목표집단과 비교집단 사이에 존재하는 초기 수준 차이를 나타낸다. 이 값이 통계적으로 유의하다면 정책 시행 이전부터 두 집단 사이에 구조적인 격차가 존재했음을 의미한다.

목표집단과 시간 변수의 상호작용항, $Z_t T_t$의 회귀계수인 β_3는 정책 시행 이전 기간 동안 두 집단의 추세가 서로 달랐는지를 보여준다. 이 계수가 유의하다면 목표집단과 비교집단이 정책 시행 이전부터 서로 다른 속도로 변화하고 있었음을 의미하며, 이는 정책 효과를 추정할 때 사전 추세 차이를 반드시 고려해야 함을 시사한다. X_t는 정책 시행 이후 기간을 나타내는 더미 변수로 β_4는 정책 도입으로 비교집단의 종속변수에 갑작스러운 변화가 발생했는지를 측

5) 따라서 이러한 접근은 외생적 충격을 완전히 통제하지 못한다는 한계를 가지며, 향후 연구에서는 부동산 가격 변수 등을 포함한 보완적 분석이 필요하다.

정하는 계수이다. 또한 X_t와 T_t의 상호작용항, $X_t T_t$의 회귀계수 β_5는 정책 시행 이후 비교군의 장기적인 추세가 어떻게 변화했는지를 나타낸다. 이는 정책 도입 이후 종속변수의 증가 또는 감소 속도가 이전과 달라졌는지를 의미한다.

분석모형에는 정책이 목표집단에 미친 차별적 효과를 식별하기 위해 추가적으로 두 개의 상호작용항이 포함된다. 먼저 목표집단과 정책 이후 변수의 상호작용항, $Z_t X_t$의 회귀계수 β_6는 정책 시행 시점에서 목표집단이 비교집단에 비해 경험한 추가적인 수준 변화를 의미한다. 이는 정책 시행 직후 목표집단에서 나타난 즉각적인 정책 효과를 나타낸다. 마지막으로 목표집단, 정책 이후 변수, 시간 변수의 삼중 상호작용항, $Z_t X_t T_t$의 회귀계수 β_7은 정책 시행 이후 목표집단의 추세가 비교집단에 비해 얼마나 더 변화했는지를 나타내는 것으로, 정책이 목표집단의 장기적인 변화 경로에 어떤 영향을 미쳤는지를 보여준다.

복수집단에 대한 단절적 시계열 분석모형을 연구대상인 공동과세의 도입에 적용해보자면 세수가 낮은 자치구는 재산세 공동과세제도의 시행에 따라 자치구의 본래 재산세입보다 세입이 증가하게 되는 반면, 세수가 높은 자치구는 세입이 감소하게 된다. 두 집단 모두 제도시행에 의해 재정변수가 변화하게 되므로 실험군과 대조군이란 명칭 대신 제도시행에 의해 재산세입이 감소하는 자치구들을 목표집단으로, 재산세입이 감소하지 않는 (또는 증가하는) 자치구들을 비교집단으로 지칭하기로 한다.[6)]

본 연구에서는 두 가지 방식으로 목표집단과 비교집단을 정의하는데 먼저 서울시 자치구 중 자원이 풍부한 강남구, 서초구, 송파구로 구성된 강남 3구(이하 '강남3구')를 목표집단으로, 나머지 22개의 비(非)강남 3구(이하 '비강남자치구')를 비교집단으로 구성하였다. 다음으로 서울시의회 보고서(2024)에서 조사한 재산세 공동과세 강화에 반대한 강남구, 마포구, 서초구, 송파구, 영등포구, 용산구, 중구, 강동구의 8개 자치구 집단(이하 '반대자치구 집단')[7)]을 목표집단으로, 제도 강화에 찬성한 나머지 17개의 자치구 집단(이하 '찬성자치구 집단')을 비교집단으로 나누었다.[8)]

---

6) 정책개입(treatment) 여부로 실험군과 대조군을 나눈다면 재산세 공동과세제도는 서울에서만 실시되었으므로 서울 자치구는 실험군, 그 외 광역시의 자치구들은 모두 대조군을 구분하는 비교 연구도 가능하다. 다만 본 연구에서는 서울시 자치구 간 극심한 재정 격차와 세수 편중을 해소하기 위해 도입된 공동과세제도의 취지를 고려하여 제도 도입의 효과로 지방세입이 증가(또는 재정건전성이 향상)하는 서울시 자치구와 지방세입 감소(또는 재정건전성이 저하)되는 서울시 자치구로 나누어 정책개입 전후 두 집단 간 격차의 변화를 분석하였다.

7) 재산세 공동과세 제도강화 찬성자치구의 경우 제도 시행으로 분석기간 동안 항상 재산세입이 증가하는 편익을 누려 왔으나 제도강화 반대자치구 중 일부(강남3구와 영등포구)는 분석기간 동안 일관되게 재산세입이 감소하였으며, 나머지 자치구의 경우 분석기간 동안 대체로 감소하였지만 근소하게 증가하는 경우도 있는 것으로 파악되었다. 따라서 후자의 경우, 제도 실시에 따른 평균적인 세입손실을 고려하여 제도강화에 반대하는 것으로 판단된다.

2. 변수들과 연구가설(Hypotheses)

1) 종속변수와 독립변수

재산세 공동과세 제도는 일부 자치구에 치우친 재산세입의 재배분을 통해 자치구 간 재정 격차를 줄이는 것을 목표로 하므로, 정책개입의 효과를 자치구 집단 간 재정 격차 감소로 정의한다. 본 연구의 종속변수는 각 자치구의 재정력을 나타내는 재정력 지표와 서울시 자치구 간 재정력 차이를 나타내는 재정 격차 지표로 나누어진다.

(1) 재정력 지표

지방재정연구에서 사용되는 재정력 지수지표는 재정자립도부터 재정자주도, 1인당 지출 등 다양한데, 본 연구에서는 그 중 가장 직관적이고 간명한 지표로 재정자립도와 지방세 수입을 종속변수로 사용한다. 먼저 재정자립도는 지방자치단체가 전체 재원(예산규모) 중 지방세와 세외수입 등 스스로 조달한 '자체재원'이 차지하는 비율(%)로 산식은 [자체재원(지방세+세외수입)/일반회계 예산규모]×100이다. 재정자립도는 지방자치단체가 공공서비스 공급과 임금 등 조직관리를 위한 예산수요를 자체적으로 충당할 수 있는 능력을 대변하는 세입지표로 주요한 지방재정력 지표이자, 지역 간 재정 격차를 검토하는데 유용한 지방재정지표이다(손희준, 2019; 윤영진, 2016). 재산세는 대표적인 자치구세이므로 재산세의 변동은 필연적으로 자체세입 수준의 변동으로 이어지므로, 공동과세 제도는 재정자립도에 일정 부분 영향을 미쳤을 것이라 예측하는 것이 합리적일 것이다.

두 번째 종속변수인 지방세 수입은 지방자치단체의 가장 중요한 자체세입이다. 지방세는 지방자치단체의 핵심적인 수입원으로 취득세, 재산세, 자동차세, 지방소득세, 주민세, 지방교육세 등으로 구성되며 이 중 공동과세의 대상인 재산세는 가장 대표적인 지방세목이다. 또한 지방세는 토지, 건물, 자동차 등 보유 기반 세금비중이 높아 지역경제와 밀접하게 연관되어 있으며, 이러한 특성으로 인해 지역 간 경제적 격차에 따라 지방자치단체의 지방세 수입의 격차도 발생하게 된다. 이러한 점을 고려할 때 지방세 수입은 지역 간 재정 격차를 분석하는데 적절한 지방재정력 지표라 할 수 있다.

---

8) 공동과세제도로 재산세입이 증가하는 자치구 집단(beneficiary group)과 재산세입이 감소하는 자치구 집단(cost bearing group)은 연도별로 차이가 존재할 수 있으나 공동과세 제도 시행 전후 두 집단 간의 차이에 어떤 변화가 생겼는지 분석(DID 분석)하기 위해서는 제도 시행 전후 두 집단을 특정해야 하므로 불가피하게 재산세입 증감의 기준 대신 강남3구와 비강남자치구 그리고 제도강화 찬성자치구와 제도강화 반대자치구로 구분하였다.

(2) 재정 격차 지표

다음으로 재정 격차 지표로 변이계수, 사분위편차, 집중도 지수의 세 가지 종속변수를 사용한다. 먼저 재정자립도와 지방세 수입의 변이계수(Coefficient of Variation, CV)를 분석한다. 변이계수는 변수의 [표준편차/평균]×100으로 산출되며, 자료의 상대적인 산포도(흩어짐 정도)를 나타내는 통계량이므로 측정 단위에 상관없이 사용할 수 있다는 장점이 있다(복문수, 2018). 따라서 단위가 없는 비율(%)지표인 재정자립도와 화폐(원화)로 표시되는 지방세 수입 모두에 사용할 수 있다. 공동과세를 통해 자치구 간 재산세의 일부가 이전되더라도 총량에는 변함이 없으므로 평균은 변하지 않고, 재산세입 이전을 통해 지역 간 편차-여기서는 표준편차-가 줄어들면 변이계수는 작아질 것으로 예측할 수 있다. 변이계수 자체가 격차의 의미를 내포하고 있으므로, 매년도 서울시 자치구 재정지표 변이계수의 시계열 변화를 추적하여 자치구 간 재정 격차의 변화를 분석할 수 있다.

재정력 격차를 측정하기 위한 또 다른 지표로 사분위편차(Quartile Deviation)를 사용하는데, 이는 변수값들을 오름차순으로 나열했을 때 상위 25%[9] 지점(제3사분위수)과 하위 25% 지점(제1사분위수)의 차이(=사분위 범위(Interquartile Range))를 2로 나눈 값에 해당한다. 전체(100%) 값들 중 중간에 위치한 50% 값들이 어느 정도 퍼져있는지를 측정하는 것이므로 극단치의 영향을 받지 않아 자료값들의 일반적인 분포 범위를 파악하는 데 유용하다는 장점이 있다. 따라서 변이계수와 마찬가지 자료의 산포도를 나타내는 지표 중 하나이지만 표준편차와 평균을 사용한 변이계수가 예외적으로 큰 값들의 영향을 많이 받는다는 단점을 보완할 수 있다. 본 연구에서는 중심부를 기준으로 위치한 자치구들의 재정 격차를 분석하기 위해 자치구의 재정자립도와 지방세 수입의 사분위편차를 도출하여 단절적 시계열 분석에 사용한다.

마지막으로 세입이 높은 자치구들의 세입이 전체 자치구 세입에서 차지하는 비율이 재산세 공동과세를 통해 어떻게 변화되었는지 살펴보기 위해 집중도를 재정 격차 지표로 사용하였다. 집중도는 원래 기업의 시장점유율을 통해 시장 내 기업의 독과점(또는 경쟁)의 정도를 측정하기 위한 지표이지만, 서울시 자치구 간 고가(高價)의 거주지역 또는 상업지역의 분포의 불균형 상태가 심화되어 왔다는 점에서 자치구 간 편차를 측정하는데 적용해 볼 수 있는 지표이다. 즉, 부동산 등 강남3구 등 일부 자치구의 편중된 세입원 분포에 주목하여 집중도에 대한 단절적 시계열 분석을 통해 일부 자치구에 편중된 지방세 수입의 비중이 제도 시행과 함께 어느 정도 완화되었는지를 살펴보고자 한다. 지방세 수입의 격차보다 세입의 집중구조에 초점을 둔 것으로, 전체적인 편차를 나타내는 변이계수나 사분위편차와 다르게 세입의 편중에 대

9) 자료를 오름차순으로 정리했을 때 1~100위 중 상위 75위 지점을 의미한다.

한 고세수 자치구의 영향력을 설명하는데 유용하다. 집중도 지수는 아래와 같은 산식에 의해 산출된다. LT_i는 자치구 i의 지방세 수입이며, CR_k는 지방세 수입 상위 k개 자치구에 대한 서울시 전체 지방세 수입의 집중도를 의미한다. 본 연구에서는 CR_3와 CR_6를 분석하였다.

$$CR_k = \sum_{i=1}^{k} \frac{LT_i}{\Sigma_{j=1}^{25} LT_j} \quad (k\text{: 세입 상위 자치구, } i=1,\cdots k,\ j=1,\cdots,25)$$

(3) 정책개입

재산세 공동과세 제도의 도입은 본 연구의 핵심 독립변수로, 제도가 시행된 2008년을 기준으로 2008년 이전은 0, 2008년 이후는 1의 값을 부여한 더미변수를 사용하였다. 또한 시간적 흐름에 따른 기저변화추세를 포착하기 위해 분석기간의 시작연도인 2002년을 기점으로 1, 2, …, 22, 23의 값을 독립변수로 사용하는 한편, 개입후 추세(posttrend) 분석을 위해 제도가 도입된 2008년을 기점으로 연도별로 1, 2, … , 14, 15년의 값이 부여된 변수를 사용하였다.

제도 시행 직후의 정책 효과가 재정력을 기준으로 구분한 자치구 집단 간에 어떤 차이를 보이는지 분석하기 위해 목표집단 더미변수와 제도시행 더미변수를 곱하여 구한 상호작용항을 사용하였다. 다음으로 제도 시행 이후 집단 간 정책 효과의 추세에 어떤 차이가 존재하는지를 분석하기 위해 목표집단 더미변수, 정책개입 더미변수 그리고 개입 후 추세(posttrend) 값을 곱하여 상호작용항을 산출하여 사용하였다.

2) 자료 및 추정방법

본 연구의 분석 기간은 2002년도부터 2024년까지 총 23개 시점이며, 서울시 25개 자치구를 포함하였다. 자치구 간 재정 격차 지표를 산출하기 위한 기초자료는 통계청과 지방재정연감의 서울시 자치구의 재정자립도와 지방세 수입 자료를 사용하였다.[10] 재정자립도와 지방세

10) 재정자주도의 경우 지표의 구성상 자치구 간 재정 불균형을 완화하기 위한 재정수단(교부금)이 자주재원으로 포함된 지표이므로 본 연구의 목적상 그 격차를 살펴볼 필요가 있는 변수라 할 수 있다. 그러나, 재정자주도 데이터는가 2005년부터 공식적으로 제공되어 통계적 신뢰성 문제(Wagner et al., 2002; Hawley, 2019)로 단절적 시계열 분석에 사용하기 어려운 측면이 존재하였다. 또한 대부분의 기간에서 변이계수가 0.05~0.12 사이에 존재하는 등 자치구 간 격차가 크지 않았는데 이는 서울특별시분 재산세의 배분과 조정교부금 사이의 상쇄효과(최병호, 2025)에 영향을 받은 것으로 추정된다. 이상의 사유로 재정자주도의 경우 제도 전후 단절적 시계열 분석효과를 파악하기 쉽지 않아 불가피하게 재정력 지표로 재정자립도만을 사용하였다.

수입 기초자료를 이용하여 변이계수, 사분위편차를 산출하였으며, 지방세 수입의 경우 추가로 집중도를 산출하였다.[11]

이러한 자료를 활용하여 먼저 기술통계 분석을 실시하였다. 우선 서울시 자치구 전체에 대해 재정자립도, 지방세 수입 및 변이계수, 사분위편차, 집중도의 세 가지 재정 격차 지수를 요약하였다. 다음으로 서울시 자치구를 강남3구와 비강남자치구 그리고 재산세 공동과세 강화에 반대하는 자치구 집단과 찬성하는 자치구 집단으로 나누어 집단 간 재정자립도와 지방세 수입을 비교하였다.

단절적 시계열 분석을 위해서 1차 자기회귀(first-order autocorrelation)를 가정한 시계열 회귀모형을 사용한다. 추정은 Gaussian family와 identity link를 사용하는 일반화선형모형(Generalized Linear Model)을 기반으로 수행되었으며, 시계열 자기상관을 보정하기 위해 Newey-West HAC 표준오차(lag=1)가 적용되었다.

3) 기술통계 분석

〈표 3〉은 위와 같은 자료들의 기술통계를 제시하고 있다. 재정자립도의 변이계수는 최솟값이 0.33이고 최댓값은 0.42로 평균을 기준으로 변동성이 큰 편이었고, 지방세 수입의 변이계수는 최솟값이 0.50, 최댓값이 1.01로 자치구 간 지방세입 격차가 재정자립도 격차보다 더 큰 것으로 나타났다.[12] 두 변수 모두에서 변이계수 최솟값과 최댓값은 각각 공동과세 이후와 이전의 값이라는 점에서 공동과세 실시가 재정력의 격차를 상당히 해소하였지만, 여전히 변동성이 존재하는 것으로 추정된다.

사분위편차의 경우 재정자립도의 최댓값은 최솟값의 2.8배 그리고 지방세 수입의 최댓값은 최솟값의 4.7배라는 점에서 공동과세 시행 전후 상당한 변화가 있었던 것으로 판단된다. 집중도 지표의 경우 공동과세 시행 전을 기준으로 강남3구의 지방세입이 서울시 자치구 전체 세입의 30% 이상을 차지하고, 지방세입 상위 6개 자치구의 지방세입은 40~50%를 차지하였다. 이는 지방세입이, 세입원을 많이 확보한 일부 자치구에 상당히 집중되어 있음을 시사한다.

11) 재정자립도는 비율변수이므로 자원분포의 편중을 측정하기 위한 집중도지표 분석에 적합하지 않아 제외하였다.

12) 변이계수의 크기가 10% 미만이면 자료값들이 평균에 밀집하여 변동성이 매우 낮은 것으로 평가되며 10%~30%이면 변동성이 다소 낮은 것으로, 그리고 30% 이상이면 자료가 평균으로부터 크게 떨어져 분포하여 변동성이 높은 것으로 해석한다.

〈표 3〉 기술통계

패널	변수	관측수[13]	평균	표준편차	최소	최대
표본전체	재정자립도	575	42.93	17.33	17.50	93.00
	지방세수입	575	90,366.77	70,334.10	12,925.00	555,507.00
변이계수	재정자립도	23	0.37	0.02	0.33	0.42
	지방세수입	23	0.65	0.18	0.50	1.01
사분위편차	재정자립도	23	9.93	2.14	5.4	15.35
	지방세수입	23	13,986.6	6,093.5	5,559	26,349.5
집중도(CR_3)	지방세수입	23	0.30	0.04	0.26	0.38
(CR_6)	지방세수입	23	0.41	0.059	0.36	0.52
강남3구	재정자립도	23	70.20	10.97	57.43	88.73
	지방세수입	23	214,284.50	86,712.87	91,394.34	396,286.30
비강남자치구	재정자립도	23	39.21	5.95	32.69	47.22
	지방세수입	23	73,468.90	35,448.14	25,544.86	141,425.20
반대자치구	재정자립도	23	59.88	8.84	49.69	74.26
	지방세수입	23	142,512.60	58,251.40	61,462.88	263,889.30
찬성자치구	재정자립도	23	34.96	5.43	28.59	42.28
	지방세수입	23	65,827.53	33,745.25	20,262.77	128,770.50

강남3구와 비강남자치구 그리고 공동과세 강화 반대 자치구집단과 찬성 자치구 집단의 재정자립도와 지방세 수입을 비교해보면 양자 간에 확연한 격차가 있음을 알 수 있다. 예를 들어 〈표 4〉의 강남3구 평균재정자립도의 최솟값은 공동과세 시행 이후 감소된 재정자립도 중 가장 낮은 값에 해당하는데, 공동과세 시행 이후 증가된 비강남자치구 평균 재정자립도 값 중 최댓값보다 더 큰 값을 갖는다. 이러한 관계는 반대자치구와 찬성자치구의 평균재정자립도 분포에서도 비슷하게 발견된다. 즉, 제도실시에 의해 재정력이 강한 자치구 집단의 지표들이 상대적으로 하락하고 재정력이 약한 자치구집단의 지표들은 상승했음에도 양자 간 격차는 여전히 존재하는 것으로 파악되었다.

13) 단절적 시계열 분석은 시계열 자료를 사용하므로 모든 변수들의 관측수는 분석기간(2002년~2024년)의 연도 수와 일치한다. 변이계수의 경우 2002년도 서울시 자치구 재정자립도의 변이계수부터 2024년도 서울시 자치구 재정자립도의 변이계수까지 연도별로 변이계수를 계산하여 사용하였으므로 관측수는 23개이다. 강남3구와 비강남자치구와 같이 지역별 자료도 각 지역별 재정지표의 평균값을 연도별로 도출하여 사용하였기 때문에 관측수는 분석기간의 연도수와 동일한 23개가 된다.

〈표 4〉 강남3구와 비강남자치구 재정자립도 비교

재정자립도	강남3구		비강남자치구		공동과세 강화 반대 자치구 집단		공동과세 강화 찬성 자치구 집단	
Percentiles	최소	최대	최소	최대	최소	최대	최소	최대
0.01	57.43	57.43	32.69	32.69	49.69	49.69	28.59	28.59
0.05	58.63	58.63	32.81	32.81	50.59	50.59	29.18	29.18
0.10	59.17	59.17	33.00	33.00	50.61	50.61	29.22	29.22
0.25	59.83	59.27	33.15	33.10	51.10	50.80	29.48	29.24
0.50	66.29	-	38.39	-	58.21	-	34.85	-
0.75	76.93	84.47	44.20	46.48	68.70	69.74	40.45	41.78
0.90	85.63	85.63	46.59	46.59	70.16	70.16	41.82	41.82
0.95	87.27	87.27	46.77	46.77	70.71	70.71	41.94	41.94
0.99	88.73	88.73	47.22	47.22	74.26	74.26	42.28	42.28

4) 연구가설

공동과세의 정책 효과에 대한 분석은 다음과 같이 두 가지로 나누어 진행된다. 먼저 전체적인 분포의 분산/집중 정도를 대상으로 제도 시행 전후 서울시 자치구 간 재정력 격차가 어느 정도 개선되었는지를 분석한다(가설 i과 ii). 다음으로 세수가 많은 자치구 집단과 세수가 상대적으로 낮은 자치구 집단에 대해 각각 공동과세를 통한 재산세 수입의 재배분이 각 집단의 재정력에 어떤 영향을 미쳤는지 분석하고, 그 결과를 기초로 공동과세 시행이 자치구 간 재정력 격차에 어느 정도 기여하였는지를 검토한다(가설 iii).

각 자치구로부터 거둬들인 서울특별시분 재산세를 균등배분할 경우 강남3구와 같은 고세수 자치구의 재정자립도는 작아지고, 그 외 자치구의 재정자립도는 높아져 양자의 차이는 줄어들 것으로 예상된다. 즉 자치구 재정자립도는 재산세 공동과세에 의해 평탄화될 가능성이 상당히 클 것으로 예상되며, 실제 선행연구들도 대체로 재정자립도의 평탄화 효과에 대해 긍정적인 결과를 제시하고 있다. 따라서 재정 격차에 미친 재산세 공동과세의 장단기적 효과를 분석하기 위한 연구가설은 “재산세 공동과세의 도입은 서울시 자치구 간 재정 격차를 줄일 것이다.”로 정리된다. 재정 격차에 미친 제도적 효과는 목표변수를 기준으로 다음과 같은 세부적인 가설을 통해 검증하고자 한다.

가설 i: 재산세 공동과세 도입은 서울시 자치구 재정자립도의 격차를 감소시킬 것이다.

i-1: 재산세 공동과세의 도입은 서울시 자치구 재정자립도의 변이계수를 감소시킬 것이다.

i-2: 재산세 공동과세의 도입은 서울시 자치구 재정자립도의 사분위편차를 감소시킬 것이다.

가설 ii: 재산세 공동과세 도입은 서울시 자치구의 지방세 수입의 격차를 감소시킬 것이다.

ii-1: 재산세 공동과세의 도입은 서울시 자치구 지방세 수입의 변이계수를 감소시킬 것이다.

ii-2: 재산세 공동과세의 도입은 서울시 자치구 지방세 수입의 사분위편차를 감소시킬 것이다.

ii-3: 재산세 공동과세의 도입은 서울시 자치구 지방세 수입의 집중도를 감소시킬 것이다.

다음으로 제도의 효과가 자치구에 따라 다르게 영향을 미치기 때문에 서울시 자치구를 공동과세 제도 강화에 찬성한 집단(재산세원이 적은 자치구)과 반대한 집단(재산세원이 많은 자치구)로 나누어 재산세 공동과세가 두 집단에 미친 효과를 검증하고자 한다. 자치구 집단별 평균적인 재정자립도의 추이는 두 그룹 간의 변화 크기 중 어느 쪽이 더 크냐에 따라 달라질 것이다. 예를 들어 세수가 많은 자치구가 소수이고 세수가 적은 자치구들이 다수일 경우, 세수가 많은 자치구의 재정자립도 감소는 비교적 뚜렷할 것이나 세수가 적은 자치구들의 재정자립도는 소폭의 변화(증가)를 보일 가능성이 크다. 이에 따른 가설은 다음과 같다.

가설 iii: 재산세 공동과세 도입은 목표집단과 비교집단 사이의 재정력 격차를 감소시킬 것이다.

iii-1: 재산세 공동과세 도입 직후 목표집단의 재정자립도는 유의미하게 감소할 것이다.

iii-2: 재산세 공동과세 도입 직후 목표집단의 지방세 수입은 유의미하게 감소할 것이다.

iii-3: 재산세 공동과세 도입 이후 목표집단의 재정자립도는 비교집단 대비 상대적으로 더 크게 감소할 것이다.

iii-4: 재산세 공동과세 도입 이후 목표집단의 지방세 수입은 비교집단 대비 상대적으로 더 크게 감소할 것이다.

Ⅳ. 재산세 공동과세 시행 효과에 관한 단절적 시계열 분석

1. 단일집단 단절적 시계열 분석

〈표5〉에 요약된 단일집단 단절적 시계열 분석은 정책 이전의 기저추세(baseline trend), 정책 시행 시점의 수준 변화(level change), 정책 이후 추세 변화(trend change)를 추정하였다.

〈표 5〉 재산세 공동과세에 따른 재정력 격차 분석: 단일집단 단절적 시계열 분석

분석지표	변이계수		사분위편차		집중도	
					CR_3	CR_6
종속변수 / 정책 개입과 추세	지방재정 자립도	지방세 수입	지방재정 자립도	지방세 수입	지방세 수입 집중도	
	회귀계수 (표준오차)	회귀계수 (표준오차)	회귀계수 (표준오차)	회귀계수 (표준오차)	회귀계수 (표준오차)	회귀계수 (표준오차)
기저추세	-0.0045 (0.0034)	0.0022 (0.0083)	0.2529 (0.3540)	3174.0*** (327.0)	0.0085*** (0.0019)	-0.0057*** (0.0017)
정책개입 (2008)	-0.0446*** (0.0145)	-0.3545*** (0.0452)	3.0331** (1.2620)	-15064.0*** (4303.5)	-0.1064*** (0.0108)	-0.0868*** (0.0102)
정책개입 이후추세	0.0118*** (0.0038)	-0.0069 (0.0085)	-0.6346* (0.3514)	-1103.9** (565.33)	-0.0093*** (0.0019)	0.0032* (0.0018)
상수	0.4004*** (0.0122)	0.9341*** (0.0314)	8.6595*** (1.3670)	10720.4*** (954.38)	0.3361*** (0.0077)	0.5194*** (0.0068)
선형추세	0.0073*** (0.0017)	-0.0048 (0.0032)	-0.3817*** (0.0587)	2070.2*** (416.84)	-0.0009 (0.0007)	-0.0025*** (0.0009)
관측수	23	23	23	23	23	23

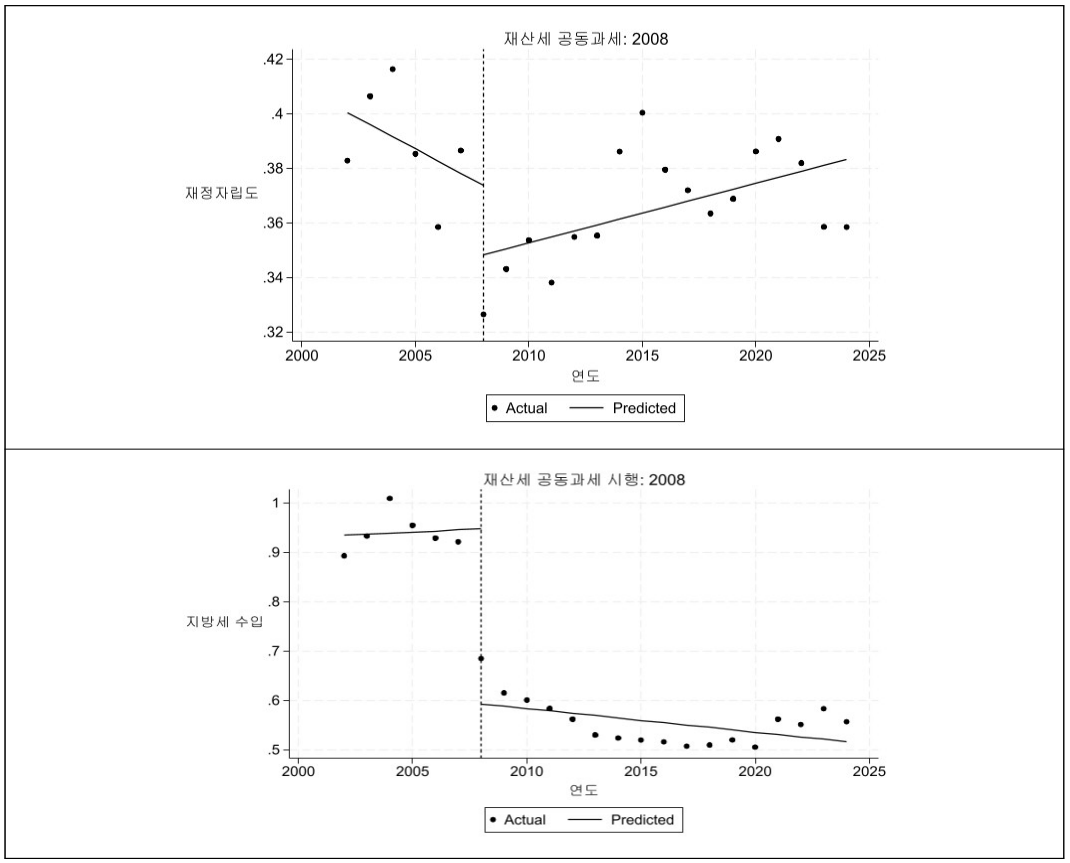
* p 〈 0.10, ** p 〈 0.05, *** p 〈 0.01.

전체 서울시 자치구의 재정력변수의 변이계수에 대한 단절적 시계열 분석 결과, 정책 이전 시기의 재정자립도 변이계수의 시간추세(Pre-intervention Trend) 계수는 -0.0045이며 통계적으로 유의하지 않았다.[14] 2008년 정책 시행 시점의 수준 변화(Immediate Level

14) 이러한 결과는 정책 시행 이전에는 재정자립도 변이계수가 시간에 따라 감소하는 경향은 존재하지만, 통계적으로 유의한 수준의 추세 변화는 확인되지 않음을 의미한다. 즉, 정책 이전에는 재정자립도

Change) 계수는 유의수준 1%에서 -0.0446으로 추정된 반면 정책 이후 추세 변화(Post-intervention Trend Change) 계수는 유의수준 1% 수준에서 0.0118로 추정되었다. 이는 정책 도입 직후 재정자립도 변이계수가 즉각적으로 감소하는 방향의 변화는 관찰되었으나 정책 이후 재정자립도 변이계수의 변화율이 정책 이전에 비해 증가하는 방향으로 전환되었음을 의미한다.

〈그림 2〉 재정력 격차지표(변이계수) 추세



재정자립도 변이계수의 장기적인 선형추세(Post-intervention Linear Trend)는 (정책 이후 추세 = 정책 이전 추세 + 추세 변화)로 추정되는데, 추정값은 0.0073(=-0.0045+0.0118)

변이계수가 비교적 안정적인 수준에서 변화하고 있었음을 시사한다. 이러한 결과는 재정자립도의 사분위편차에서도 동일한 것으로 분석되었다.

이며 통계적으로 유의하였다. 이러한 결과는 재산세 공동과세 이후 자치구 간 재정자립도의 격차가 장기적으로 미세하게 증가하는 추세임을 의미한다. 이러한 패턴은 〈그림 2〉 (上)에서도 관찰되는데, 제도 시행 직후 변이계수가 크게 감소하였고, 제도 시행 이후 평균적인 추세선은 점진적으로 증가하고 있는 것으로 추정된다.

한편 재정자립도 사분위편차의 경우 2008년 제도시행 직후 자치구 간 차이가 증가한 것(β=3.0331, p〈0.05)으로 나타났는데 이는 상위 25% 지점의 자치구와 하위 25% 지점의 자치구 사이에 재정자립도의 격차가 일시적으로 증가한 것을 의미한다(〈표 5〉의 3번째 열 참조). 이러한 변화는 제도시행 직후 재산세 수입의 20%에 해당하는 특별시분 재산세를 재배분하는 과정에서 3분위 재정자립도가 1분위 재정자립도보다 더 크게 증가했음을 시사하는데, 사전 예측과 다른 결과이다.[15]

다음으로 정책 이후 추세 변화(trend change)를 나타내는 계수는 -0.6346(p〈0.10)로 추정되었는데 이는 정책 이후 재정자립도 사분위편차의 변화율이 정책 이전과 비교하여 감소하는 방향으로 전환되었음을 의미한다. 정책 이후 실제 선형 추세(post-intervention linear trend)는 -0.3817로 추정되었으며, 이는 통계적으로 매우 유의한 것으로 나타났다(p〈0.01). 이러한 결과는 정책 시행 이후 재정자립도의 사분위편차가 시간의 경과에 따라 소폭이지만 지속적으로 감소하는 추세를 보였음을 의미한다.

지방세 수입에 관한 단절적 시계열 분석 결과는 정책 시행 이전 기간의 기저 추세를 나타내는 시간 변수의 회귀계수(β)는 0.0022로 추정되었으나 통계적으로 유의하지 않음을 보고하고 있다(p=0.796). 이는 정책 이전에는 지방자치단체 간 지방세입 격차 수준은 비교적 안정적인 상태를 유지하고 있었음을 시사한다.

제도 시행 시점의 수준 변화(level change)를 나타내는 회귀계수(β)는 -0.3545로 나타났으며, 이는 통계적으로 매우 유의한 수준(p〈0.01)이다. 이러한 결과는 2008년 정책 도입 직후 지방세 수입의 변이계수가 크게 감소했음을 의미한다(〈그림 3 (下)〉 참조). 변이계수는 집단 간 상대적 격차의 정도를 나타내는 지표이므로, 이러한 감소는 정책 시행 직후 지방자치단체 간 지방세 수입 격차가 단기적으로 완화되었음을 시사하며, 이러한 결과는 재산세 공동과세에 따른 재산세 수입의 재배분이 지방세 수입의 지역 간 불균형을 즉각적으로 완화하는 효

15) 공동과세균등배분에 의해 하위 25% 자치구의 재정자립도가 상대적으로 더 크게 증가하여 사분위편차가 줄어들 것으로 예측되나 2007년 3사분위수였던 용산구의 재정자립도(53)이었던 반면, 2008년 3사분위수는 영등포구의 재정자립도(66.9)로 2007년에 비해 급증하여 정책개입 효과와 상관없이 재정자립도의 사분위수가 증가하는 결과가 도출되었다. 하위 재정자립도가 크게 증가하리라는 예상과 다르게 1사분위수의 경우 2007년(도봉구 34.6)와 2008년(강북구 36.2)로 소폭 증가에 그쳤다. 이러한 결과는 정책의 효과와 무관하게 3사분위수와 1사분위수의 값에 따라 분석결과가 달라질 수 있는 사분위편차 분석의 단점음을 보여주고 있다.

과를 가져온 것으로 해석할 수 있다. 지방세 수입의 사분위편차와 집중도 지수의 변화에 대한 분석 역시 동일한 방향의 결과를 제시하고 있다.

제도 실시 이후 추세 변화(trend change)를 나타내는 회귀계수(β)는 -0.0069로 추정되었으나 통계적으로 유의하지 않았다(p=0.414). 이러한 결과는 정책실시 직후에는 지방세 수입의 자치구 간 격차가 감소하였으나, 이후에는그 격차가 지속적으로 축소되지는 않았음을 의미한다. 정책 이후 실제 선형 추세(post-intervention linear trend) 역시 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다(p=0.131). 따라서 〈그림 3 (下)〉에서 보듯이 정책 이후 지방세 수입의 변이계수는 전반적으로 완만한 감소 방향을 보일 가능성은 있으나, 해당 추세 변화가 일관되고 안정적으로 나타나지는 않을 것으로 판단된다.

한편 지방세 수입의 사분위편차와 집중도의 경우 변이계수의 분석결과와 달리 기저추세에서 변화가 어느 정도 뚜렷이 나타났다. 사분위편차의 경우, 재정자립도 사분위편차의 증가는 통계적으로 유의하지 않았으나, 지방세입 사분위편차는 통계적으로 유의하여 지방세입 상위 자치구와 하위 자치구 간의 격차가 커지고 있는 것으로 나타났다. 한편, 지방세입 집중도의 기저추세 분석에서는 상위 3개 자치구 지방세입의 비중은 늘어나는 것으로 나타나 상위 3개 자치구로의 지방세입 편중현상이 존재함을 뒷받침하였다. 다만, 예상과 다르게 상위 6개 자치구 지방세입의 비중은 다소 감소하는 것으로 나타났는데 이는 지방세입 상위 6개 자치구 중 (지방세입 크기 기준) 상위 4위, 5위, 6위의 자치구 지방세입 비중이 상위 3개 자치구의 증가폭보다 큰폭으로 감소한 데에서 기인한 것으로 추정된다.[16)]

정책 이후 추세변화에서도 여전히 감소 또는 낮아지고 있는 것으로 나타나 제도 시행 이후에도 중위 자치구를 중심으로 지방세 수입의 격차가 감소하고, 상위 자치구가 차지하는 비중은 낮아지는 효과가 나타나고 있는 것으로 해석된다. 다만 제도 효과의 선형추세 추정결과의 경우, 사분위편차는 소폭 증가하는 것으로 분석되고, 집중도 지수의 경우 CR_3는 유지(β=-0.0009, p=0.197), CR_6는 소폭 감소(β=-0.0025, p〈0.01) 수준의 결과가 나왔다는 점에서 중장기적으로 공동과세 제도가 자치구 간 지방세 수입의 불균형을 계속 개선하는 효과를 거둘지는 불분명하다. 다만 제도 시행에 따라 이전보다 상당 수준 개선된 재정력 격차가 유지된다는 점에서 일단 발생한정책 효과는 지속적이라고 평가할 수 있다. 특히 집중도 지수 CR_6의 분석결과에서, 상수항이 0.5194에 달하여 제도시행 이전 지방세입이 상위 6개 자치구에 상당부분 집중되어 있음을 보여주고 있지만, 선형추세는 소폭이지만 안정적으로 감소할 것으로 예측

16) 정책개입 이전(2002~2007년)에 지방세입 상위 3개 집중도와 상위 4~6번째 자치구 집중도의 상관계수는 -0.8773 (p=0.0216)는 정책개입 이전 상위3개 집중도와 상위 4위에서 6위 자치구의 집중도가 위와 같이 반대로 움직이고 있음을 뒷받침한다. 이러한 결과는 역설적으로 정책개입 이전에 상위 3개 자치구로의 지방세입 쏠림현상이 상당히 강했음을 시사한다.

하고 있다. 이러한 선형추세는 제도시행 전에 높은 세입편중현상이 존재하였지만, 제도시행에 의해 지방세 수입의 편중이 어느 정도 개선되어 가고 있음을 시사한다.

2. 복수집단 단절적 시계열 분석

〈표 6〉은 복수집단 단절적 시계열 분석 결과를 요약하고 있다. 분석 결과, 정책 시행 이전 비강남자치구의 기저 추세는 양(+)의 값을 가지며 통계적으로 유의하게 나타났다(β=1.094, p〈0.05). 이는 정책 개입 이전에 재정자립도가 연평균 약 1.09 증가하는 상승 추세를 보였음을 의미한다.

정책 시행 이전 시점에서 강남3구의 재정자립도(의 평균) 수준은 비강남자치구에 비해 현저히 높은 것으로 나타났으며 이는 통계적으로 유의하였다(β=29.826, p〈0.01). 이는 정책 시행 이전 단계에서 두 집단 간 초기 수준 차이가 크다는 것을 보여준다. 더불어 강남3구의 시간 추세의 상호작용항 역시 양(+)의 값(β=2.836, p〈0.05)으로, 이는 정책 시행 이전 기간 동안 강남3구 재정자립도의 증가 추세가 비강남자치구들보다 더 가파르게 나타났음을 의미한다.[17]

정책 개입의 즉각적인 수준 변화와 관련하여, 정책 시행 시점에서 비강남지역의 평균재정자립도 수준 변화는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다(β=-2.626, p=0.354). 반면 강남3구는 비강남자치구에 비해 큰 폭의 감소를 보였으며 이러한 변화는 통계적으로 유의하였다(β=-16.125, p〈0.01).

정책 이후 추세 변화와 관련하여, 비강남자치구 재정자립도의 기울기는 정책 시행 이후 유의하게 감소한 것으로 나타났다(β=-2.039, p〈0.01). 이는 정책 시행 이전의 증가 추세가 정책 이후 감소 추세로 전환되었음을 의미한다. 강남3구 지역은 비강남자치구에 비해 추가적인 기울기 감소(β=-3.184, p〈0.05)를 보였다는 점에서 재산세 공동과세 시행 이후 강남3구 지역의 재정자립도가 비강남자치구보다 더 가파른 감소 추세를 보인 것으로 추정된다.

제도 시행 이후의 선형 추세 비교 결과에서도 두 집단 모두 음(-)의 추세를 보이는데 강남3구 재정자립도의 변화 추세 회귀계수는 -1.293(p〈0.01)의 값을 보이고, 비강남자치구 재정자립도의 변화 추세 회귀계수는 -0.945(p〈0.01)로 나타나서 장기적으로 강남3구의 재정자립도가 비강남자치구에 비해 더 감소하는 것으로 추정된다. 그러나 두 집단 간 추세의 차이는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났는데(p=0.201), 이는 재산세 공동과세 이후 장기적인 추세 변화에서 두 집단 간 격차가 뚜렷한 추세로 감소하지는 않을 것임을 의미한다.

17) 구체적으로 비강남자치구의 공동과세 이전 추세는 연간 1.09 증가였으며, 강남3구의 경우 추가적인 증가 추세가 존재하여 연간 약 3.93의 증가 추세를 보였다.

〈표 6〉 재산세 공동과세에 따른 재정력 격차 분석: 복수집단 단절적 시계열 분석

집단구분	강남3구 vs. 비강남자치구		공동과세 강화 반대자치구 vs. 찬성자치구	
종속변수 / 정책개입과 추세	재정자립도	지방세입	재정자립도	지방세입
	회귀계수 (표준오차)	회귀계수 (표준오차)	회귀계수 (표준오차)	회귀계수 (표준오차)
기저추세	1.094** (0.460)	4238.0*** (303.3)	0.003 (0.347)	2495.4*** (115.8)
목표집단의 기저수준	29.826*** (3.847)	43419.6*** (9689.0)	28.79*** (1.722)	41616.3*** (2034.9)
양집단 간 기저추세의 차이	2.836** (1.231)	9725.7*** (2324.0)	0.443 (0.516)	6751.6*** (600.8)
재산세 공동과세[18] 시행시 변화 (2008)	-2.626 (2.832)	-1088.2 (6077.1)	-0.360 (2.243)	4332.1 (5017.9)
공동과세후 추세	-2.039*** (0.475)	1200.4 (744.1)	-0.854** (0.376)	2613.1*** (632.0)
공동과세 시행시 목표집단의 추가변화	-16.125** (5.996)	-78877.5*** (25852.9)	-4.889 (3.531)	-34181.1*** (14681.8)
공동과세후 목표집단의 추세	-3.184** (1.258)	-10755.7*** (3403.7)	-0.868 (0.549)	-2356.6 (1868.1)
상수	40.77*** (1.350)	20083.9*** (1263.4)	40.24 (1.140)	19724.6 (384.8)
제도시행 이후 목표집단 선형추세	-1.293*** (0.208)	14408.5*** (2588.3)	-1.276*** (0.197)	9503.5*** (1578.4)
제도시행 이후 비교집단 선형추세	-0.946*** (0.175)	5438.5*** (689.8)	-0.851*** (0.167)	5108.5*** (609.1)
두 집단의 차이	-0.348 (0.272)	8970.0*** (2678.6)	-0.425* (0.259)	4395.0*** (1691.8)
관측수	46	46	46	46

* p 〈 0.10, ** p 〈 0.05, *** p 〈 0.01.

다음으로 재산세 공동과세 강화에 찬성자치구들과 반대자치구들로 나누어 비교분석한 결과는 통계적 유의성을 기준으로 위의 결과와 일부 차이가 존재한다. 제도의 취지와 달리 찬성자치구는 제도 시행 이후 재정자립도가 소폭이지만 유의하게 감소하는 추세를 나타냈다.[19] 반면 반대자치구의 추가적인 감소세는 유의한 수준에 이르지 못한 것으로 분석되었다. 반대자

18) 제도 시행시 변화는 비교집단(비강남자치구 또는 제도강화 찬성자치구 집단)의 변화를 의미하며, 목표집단(강남3구 또는 제도강화 반대자치구 집단)의 변화는 공동과세 시행시 목표집단의 추가변화를 통해 파악된다.

19) 계수의 크기가 다소 작지만, 결과의 방향은 앞의 분석과 동일하다.

치구들의 평균재정자립도는 공동과세 시행 직후와 그 이후 추세에서 각각 통계적으로 유의한 변화를 보이지 않았지만, 그 선형결합으로 산출되는 선형추세에서는 통계적으로 유의하게 감소(β=-1.276, p<0.01)하는 것으로 분석되었다.[20] 이러한 결과는 제도시행이 제도 강화에 반대한 자치구 집단의 재정자립도를 더 큰 폭으로 감소시킨 것으로 해석할 수 있다.

지방세 수입에 대한 단절적 시계열 분석결과는 2008년 공동과세의 도입이 지방세 수입에 구조적 변화를 유의미하게 초래했음을 보여주며, 특히 강남3구에서 수준(level)과 추세(trend) 모두에서 통계적으로 유의한 효과가 확인된다. 먼저, 기저추세(β=4,238.0, p<0.01)는 정책 시행 이전 모든 자치구에서 지방세 수입이 지속적으로 증가하는 경향이 있었음을 의미한다. 또한 강남3구의 지방세 수입의 기저수준(β=43,419.6, p<0.01)이 양(+)이고 유의하게 나타난 것은, 정책 이전부터 강남3구가 비강남자치구에 비해 상당히 높은 재정 규모를 보유하고 있었음을 시사하며, 이는 기초적인 재정 격차가 존재했음을 반영한다.

강남3구 지방세 수입의 증가추세(β=9,725.7, p<0.01)는 제도 시행 이전 강남3구의 지방세 수입이 평균적으로 비강남자치구보다 더 가파르게 증가하여 왔음을 보여준다.[21] 제도 시행 이후 즉각적인 수준 변화(β=-1,088.2)는 통계적으로 유의하지 않은 결과(p=0.858)를 보이는데, 이는 2008년 개편이 시행 시점에서 비강남 지역의 지방세 수입에 급격한 단절을 초래하지 않았음을 의미한다. 그러나 공동과세 시행시 강남3구의 추가변화(β=-78,877.5, p<0.01)는 정책 시행 직후 강남3구의 재산세 수입이 제도 시행 이전에 비해 크게 감소했음을 의미한다. 한편 비강남자치구의 사후 추세 변화(β=1,200.4, p=0.107)는 통계적으로는 제한적인 유의성을 갖지만, 정책 이후 비강남자치구에서도 일정 수준의 지방세입 증가세가 있었음을 시사한다.

반면, 제도 시행 이후 강남3구의 지방세 수입의 추세변화(β=-10,755.7, p<0.01)는 음(-)이며 통계적으로 유의한데 이러한 결과는 정책 이후 강남3구의 지방세 수입의 증가율이 비강남3구에 비해 유의하게 둔화되었음을 보여준다. 선형결합 추세 결과 역시 이러한 격차를 반영하는데, 2008년 이후 강남3구의 추세의 회귀계수(β)는 14,408.5(p<0.01), 비강남자치구는 5,438.5(p<0.01)로 나타났다. 두 집단 간 선형결합 추세의 차이(β=8,970.0), p<0.01)도 통계적으로 유의한 결과를 보이는데, 이는 강남3구의 지방세 수입이 여전히 더 높은 증가율을 보이지만, 정책 시행 이후 그 격차가 이전보다 상당히 축소되었음을 의미한다.

공동과세 강화에 반대한 자치구 집단과 찬성한 자치구 집단의 지방세 수입의 격차에 대한 분석 결과는 강남3구와 비강남자치구의 분석결과와 대체로 유사하게 나타난다. 공동과세 강

20) 제도 강화에 찬성한 자치구들과도 큰 차이는 아니지만, 유의수준 10%에서 차이(β=-0.425, p<0.10)를 보인다.

21) 이러한 차별적 사전 추세는 단순 이중차분법보다는 추세를 명시적으로 통제하는 단절적 시계열 분석이 타당한 접근법임을 뒷받침한다.

화에 반대 자치구 집단의 기저수준, 즉 제도 시행전 지방세 수입 수준(β=41616.3, p<0.01)이 찬성 자치구 집단보다 높았다. 또한, 공동과세 시행시 반대 자치구 집단의 추가적인 변화(β=-34181.1, p<0.01)는 찬성 자치구 집단보다 지방세 수입이 더 큰폭으로 감소하였음을 보여준다. 반면 공동과세 시행시 찬성 자치구 집단은 제도시행 직후 지방세 수입에 통계적으로 유의한 변화가 없었다. (β=4332.1, p=0.388).

정책 이후 추세 변화와 관련하여, 찬성자치구 집단의 기울기는 정책 시행 이후 통계적으로 유의하게 증가한 것으로 나타났다(β=2613.1, p<0.01). 즉, 정책 시행 이후 찬성자치구 집단의 지방세 수입이 시간의 흐름에 따라 더 빠르게 증가하는 경향을 보였다. 반면 반대자치구 집단의 추가적인 추세 변화는 감소세를 보이지만, 유의한 수준에 이르지는 못한 것으로 분석된다(β=-2356.6, p=0.201).

종합하면, 이상의 분석 결과는 일부 제도의 기대효과와 다른 추세가 나타난 점에도 불구하고, 대체로 제도의 정책목표에 부합한 결과로, 2008년 재산세 공동과세 제도의 도입이 강남3구와 같은 고세수 지역과 그 외 지역의 재정 격차를 단기적인 수준에서 감소시켰을 뿐만 아니라 장기적인 재정 격차 확대를 효과적으로 제약했음을 시사한다.

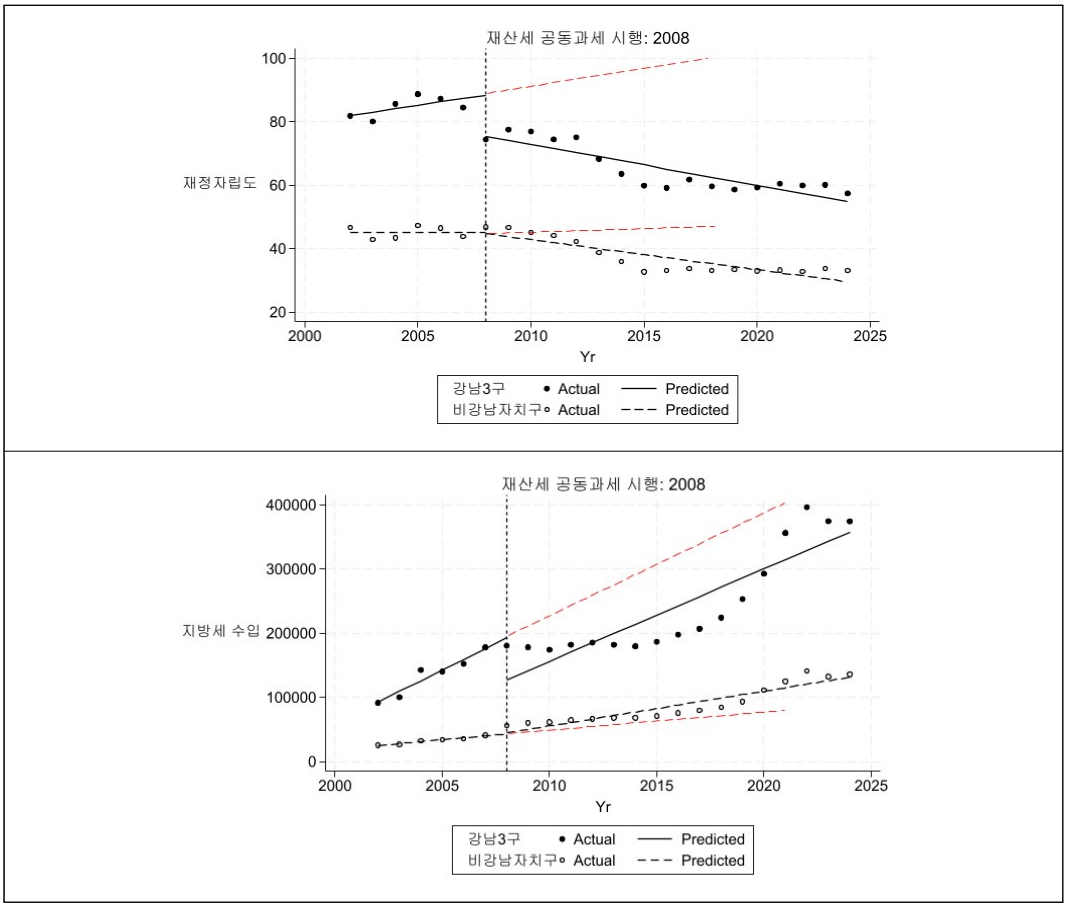
다만 재정자립도는 제도 시행 이후 두 집단 모두에서 점진적으로 감소하고 있고, 제도 시행 이후에도 고세수 자치구와 저세수 자치구 간 지방세 수입의 격차가 여전히 존재하고 있다. 지방소득세와 지방소비세 도입으로 지역경제가 활성화된 고세수 지역에서 더 많은 세입을 거두게 되는 것이 지방세 수입의 격차의 한 원인이라 할 수 있다. 다른 한편으로 부동산가격의 격차가 그 원인으로 지목되기도 한다(정일환, 2019; 서울시의회, 2024). 한국부동산원의 서울시 자치구별 아파트 실거래가를 살펴보면 강남3구와 비강남 자치구 간 평균 아파트가격 격차는 2002년 약 2.65억 원 수준에서 출발하여 최근에는 약 12.6억 원 수준까지 증가하였으며 공동과세에 반대하는 자치구와 찬성하는 자치구 간 평균 아파트가격 격차는 2002년 약 1.46억 원에서 최근 약 8.42억 원으로 확대되었다. 이러한 지역 간 격차는 지방세입의 격차로 이어져서 공동과세 도입 효과를 일부 상쇄하였을 것으로 추정된다.[22)]

위와 같은 결과는 재산세 공동과세의 정책목표가 부분적으로 달성되지 못했음을 의미한다.[23)] 또한 공동과세 제도의 시행이 비교집단인 비강남자치구나 공동과세 강화에 찬성한 자

22) 한국부동산원의 서울시 자치구별 아파트 실거래가를 살펴보면 강남3구와 비강남자치구 간 평균 아파트가격 격차는 2002년 약 2.65억 원 수준에서 출발하여 최근에는 약 12.6억 원 수준까지 증가하였으며 공동과세에 반대하는 자치구와 찬성하는 자치구 간 평균 아파트가격 격차는 2002년 약 1.46억 원에서 최근 약 8.42억 원으로 확대되었다. 이러한 지역 간 격차는 지방세입의 격차로 이어져서 공동과세 도입 효과를 일부 상쇄하였을 것으로 추정된다. 이러한 추정은 분석기간 동안 두 집단 간 아파트 가격차이와 지방세입 차이의 상관계수가 0.920(0.000), 0.905(0.000)로 매우 강한 양의 선형 관계를 보이고 있다는 상관분석결과에 의해 뒷받침된다.

치구들의 재정력 지표에 통계적으로 유의한 변화를 가져오지 못했다는 점은 재산세 공동과세가 고세수 지역의 재정자원을 재분배하는 데에는 효과적이었으나 그 외 집단의 재정력 향상으로 뚜렷하게 이어지지 못했음을 시사한다(〈표 6〉 재산세 공동과세 시행시 변화 결과 참조).

〈그림 3〉 자치구 간 재정력 추세 비교



23) 두 자치구 집단의 재정자립도가 모두 감소한 점은 세수가 적은 자치구들의 재정력을 향상시켜 재정격차를 해소하고자 했던 정책목표와 부분적으로 배치되는 것이다. 이러한 결과는 지방재정제도개편과 관련 있는데 2014년 정부는 부동산 거래 활성화를 위해 주택 취득세율을 영구 인하함에 따라 자체세원인 취득세가 감소하였고 세입과목 개편으로 자체재원 범위가 축소되는 방향으로 잉여금, 이월금 등 자체재원의 산정 방식이 변화하는 한편, 이전재원인 조정교부금이 증가하여 전반적으로 자치구의 재정자립도가 낮아지게 되었다.

〈그림 3〉은 직관적으로 기저추세의 연장선을 그어서 정책개입에 의한 두 집단의 재정력 추세의 변화를 비교분석하고 있다. 그림에서 보는 것처럼 재정자립도의 경우 정책개입 전에는 강남3구와 그 외 자치구의 격차가 확대되는 추세였으나 정책개입 후에는 양자간 격차가 확장된 기저추세(붉은 점선)에 비해 상대적으로 줄어든 상태에서 유지되고 있다. 지방세입의 경우 정책개입 이후에 자치구집단간 격차가 줄어들었다가 (부동산 가격 격차 등으로) 그 격차가 다시 늘어나고 있지만, 확장된 기저추세(붉은 점선)에 비해서는 격차가 작은 수준이라는 점에서 공동과세에 따른 재정형평화 효과가 존재하는 것으로 추정할 수 있다. 결론적으로, 단절적 시계열 분석 결과는 재산세 공동과세가 저세수 집단의 세입과 재정자립도를 크게 향상시키지는 못했지만, 고세수 집단의 세수 수준과 증가 추세를 유의하게 둔화시킴으로써 자치구 간 재정불균형을 완화하는 데 기여했음을 보여준다.

한편, 본 연구의 단절적 시계열 분석 대상인 집단들 사이에 사전 추세의 비평행성이 존재한다. 두 집단 간 사전 추세 간 차이는 앞서 복수집단에 대한 분석모형에서 제시한 것처럼 $\beta_3 Z_t T_t$항에 의해 명시적으로 통제가 되지만 긴 시계열 속에서 발생할 수 있는 다른 요인-예를 들어, 아파트 가격 차이와 같은 외생변수에 의한 영향-이 집단별로 다르게 작용할 때 이를 통제하기 어렵다는 한계가 존재한다.[24]

V. 결론

1. 분석결과의 검토

본 연구는 2008년 도입된 서울시 재산세 공동과세 제도가 자치구 간 재정 격차에 미친 장기적 효과를 단절적 시계열 분석을 활용하여 2002년부터 2024년까지의 기간에 걸쳐 분석하였다. 특히 정책 도입에 따른 즉각적인 수준 변화와 이후의 추세 변화를 구분하고, 집단 간 이질적 효과(effect by differential exposure)를 함께 검토함으로써 단기적 재정형평화 효과와 장기적 구조 변화의 양상을 종합적으로 평가하였다.

분석결과는 크게 세 가지 측면으로 나누어 논의될 수 있다. 첫째, 재산세 공동과세 제도의

24) 이러한 요인들은 정책의 순효과를 추정하는데 편의를 발생시켜 분석결과의 내적 타당성을 약화시킬 수 있는데, 이러한 편의의 영향력을 줄이는 방법으로는 사전추세가 동질적인 집단을 비교집단으로 설정하여 비교하거나 패널분석을 통해 사전 추세 비평행성의 원인인 사회경제적 조건(예를 들어 부동산 가격의 차이)을 변수로 분석모형에 포함시켜 통제하는 방법이 있다.

도입은 서울시 자치구 간 재정 격차를 단기적으로 유의하게 완화한 것으로 나타났다. 이는 변이계수, 사분위편차, 집중도 지수 등 다양한 재정 격차지표에서 일관되게 확인된다. 특히 2008년 제도 시행 직후 재정자립도와 지방세 수입의 변이계수가 급격히 감소한 결과는 강남·서초·송파 등 일부 자치구에 집중되어 있던 재산세 기반의 공간적 불균형이 재분배를 통해 효과적으로 완화되었음을 보여준다. 이러한 결과는 공동과세가 단기적으로 재정형평성을 제고(提高)한다는 기존 선행연구들의 결과와도 일치한다.

둘째, 공동과세 도입 이후 동태적 추세를 살펴보면, 일부 변수에 있어서는 제도도입의 효과가 시간이 경과함에 따라 점차 약화되는 경향을 보인 반면 다른 변수에서는 제도 도입의 효과가 지속적인 것으로 추정되었다. 재정자립도의 변이계수는 정책 시행 이후 통계적으로 유의한 증가 추세를 나타내어, 초기의 격차 완화 효과가 장기적으로 유지되지 못하고 일부 재확대되는 양상을 확인할 수 있다. 반면 지방세 수입의 변이계수는 중장기적으로 격차완화 효과가 다소 강화되거나 유지되는 경향을 보였다.

한편, 재정자립도와 지방세 수입의 사분위편차나 집중도 지수에 관한 분석에서 제도 도입 이후 자치구 간 격차와 일부 자치구로의 집중도가 개선되는 경향을 보인 것으로 분석되었다. 다음으로 기저추세와 정책개입 그리고 개입 후 동태적 추세를 바탕으로 선형추세를 예측한 결과에서 재정자립도 변이계수의 선형추세와 지방세입 사분위편차의 선형추세는 각각 양(+)의 값으로 도출되었다. 다만, 양(+)의 선형추세의 요인이 전자(前者)에 있어서는 정책개입 이후 추세의 영향이었지만, 후자(後者)에 있어서는 기저추세의 영향인 것으로 추정된다.

이상의 분석결과는, 재산세 공동과세제도가 도입과 함께 자치구 간 재정 격차를 감소시킨 효과는 뚜렷하지만, 중장기적으로 재정 격차를 축소하는 데에는 다소 한계가 존재할 수 있음을 시사한다. 다만 중장기적 형평화 효과의 한계에도 불구하고, 재산세 공동과세의 시행이 중장기적으로 재정력 기준 중위(하위 25%에서 상위 25% 사이) 자치구들 사이의 격차와 재정자원의 상위자치구 편중현상을 어느 정도 완화하는 데에 기여하였다는 점에서 공동과세 제도의 정책 효과가 완전히 소멸하거나 감쇠(減衰)된 것은 아닌 것으로 판단된다. 세 번째로 집단 간 비교 분석 결과는 재산세 공동과세 제도의 효과가 자치구의 재정 여건에 따라 이질적으로 나타났음을 보여준다. 강남3구와 같은 고세수 자치구는 제도 시행 직후 재정자립도와 지방세 수입이 유의하게 감소하였으며, 이후 증가 추세 역시 둔화되는 경향을 보였다. 반면 상대적으로 재정력이 낮은 자치구는 재정자립도나 지방세 수입에서 통계적으로 유의한 증가 효과가 뚜렷하게 나타나지 않았다. 이는 공동과세가 고세수 자치구의 재정 우위를 축소하는 데에는 효과적이었으나, 저세수 자치구의 재정력을 제고하는 효과는 제한적이었음을 의미한다. 이러한 결과는 재산세 공동과세가 세수 상위 자치구들의 재산세입을 나머지 다수의 자치구들에게 균등 배분하는 구조로 설계되어 있어 재산세 수입의 이전(移轉)효과가 분산되었기 때문인 것

으로 추정된다.

본 연구의 분석결과는 정책 효과를 단순한 전후 비교가 아니라 제도 시행에 따른 재정력 수준 변화와 그 추세 변화를 구분하여 분석할 필요성을 시사하며, 본 연구에서 적용한 단절적 시계열 분석의 유용성을 뒷받침한다. 또한 고세수 자치구집단과 그 외 자치구 집단에 대한 단절적 시계열 비교분석은 두 비교집단이 상반된 정책 효과가 기대되는 일종의 실험집단이라는 점에서 일반적인 단절적 시계열 분석과 차별성을 갖는다(Shadish, Cook, & Campbell, 2002).

2. 정책적 시사점

위와 같은 분석 결과는 이론적·정책적 측면에서 몇 가지 중요한 시사점을 제공한다. 첫 번째로, 공동과세와 같은 수평적 재정조정 장치는 일반적으로 지역 간 세원 격차가 클 경우 재정 불균형을 완화하는 데 효과적인 수단이 될 수 있다. 그러나 본 연구의 분석결과에 따르면 그 효과가 시간 경과에 따라 약화되는 추세가 존재한다. 이러한 현상은 지방정부의 행태적 대응과 제도 설계의 구조적 한계를 반영한다. 예컨대 선행연구(정일환, 2018)에서 지적한 것처럼 세외수입 확대나 지역경제 성장의 차이가 재정 격차를 다시 확대시키는 요인으로 작용할 수 있다.

제도 시행 이전과의 추세와 이후 추세를 비교한 결과에 근거하면, 공동과세 제도의 효과가 단기적인 경우 뿐만 아니라 (제한적이지만) 중장기적인 추세에도 존재한다. 즉 제도 시행 이전 기저추세에서의 격차의 폭과 격차 확대의 정도가 제도 시행 이후 모두 줄어든 것을 관찰할 수 있었다. 따라서 서울시 자치구 간 재정 격차의 조정이라는 정책목표가 변하지 않는 한 재산세 공동과세제도는 일단 유지되는 것이 바람직할 것으로 판단된다. 다만, 선행연구(최병호, 2025)에서 지적한 것처럼 공동과세와 조정교부금 등 복수의 재정조정 제도가 병존하는 구조는 제도 간 중첩성과 비효율성으로 인해 공동과세의 정책 효과가 점진적으로 감쇄(減殺)될 수 있으므로 이에 대한 정책적 개선을 검토해 볼 필요가 있다.

위와 같은 시사점을 바탕으로 다음과 같은 제도 개선 방향을 고려할 수 있다. 첫째, 지방재정 격차를 완화하기 위한 정책은 단기적 수준 변화뿐만 아니라 장기적 추세 변화까지 고려한 구조적 설계가 필요함을 제안한다. 본 연구에서 확인된 바와 같이 정책 도입 직후에는 격차가 일시적으로 줄어들거나 확대의 폭이 작아지는 효과가 나타나지만 장기적으로는 지역 간 경제구조와 세원 기반의 차이에 의해 재정 격차가 다시 확대될 가능성도 존재하였다.

이와 관련하여 특별시분 재산세 비중을 높여서 재정 격차를 재조정하는 방안이 논의되고

있다(서울특별시의회, 2024). 재산세가 자치구 고유의 세금이라는 점, 응익성 원칙에 상충한다는 점 등을 고려할 때 특별시분 재산세의 비중을 높이는 것이 바람직한 것인지 신중하게 검토할 필요가 있다(정지선, 2012). 단지 격차를 좁히기 위해 특별시분 재산세 비율을 확대한다면, 자치구세로서 재산세의 제도적 실체(identity)가 모호해져 오히려 지방자치의 자율성을 저해할 수 있다. 아울러 조정교부금 증감에 따라 전체적인 재정 격차는 기대만큼 줄지 않을 수도 있다(최병호, 2025). 따라서 공동과세 대상 비율을 확대하여 재정형평화의 규모를 강화하는 방안은 지방재정 자율성과의문제 균형 속에서 신중히 검토되어야 한다.

다음으로, 특별시분 재산세 비중 확대의 대안으로 현재 특별시분 재산세입을 균등배분하는 방식대신 자치구 재정력과 재정수요(인구)를 반영한 차등배분방식을 고려할 수 있다(유태현, 한재명, 2014). 차등배분방식의 경우 자치구들 사이에 찬반이 존재하나, 재정형평화와 형평적 서비스 혜택을 목적으로 도입한 제도의 취지에 부합하며, 특별시분 확대 방안에 비해서 상대적으로 지방세 체계에 미치는 영향이 작다는 장점이 있다.

다만 현행 지방재정제도에서는 조정교부금이 자치구의 재정기반과 수요를 고려하여 재정격차를 줄이는 역할을 하고 있으므로 재정형평화 효과 개선을 위해 공동과세분의 차등배분방식을 도입하는 것은 제도의 중복이 될 수 있으며, 특별시분 재산세 확대보다 자치구 간 의견대립이 커질 수 있다. 또한 정교한 재배분 기준을 설정하는 과정에서 균등배분의 경우보다 제도 구조가 훨씬 복잡해질 수도 있다. 따라서 공동과세의 차등배분방식을 도입하는 방안 역시 신중한 접근이 요구된다.

마지막으로 지방자치단체의 행태적 반응을 고려한 제도 설계를 통해 재분배 효과가 장기적으로 유지될 수 있도록 유인 구조를 정비할 필요가 있다. 재정자립도나 지방세입의 지역 간 격차는 지역경제 규모, 산업구조, 인구구조 등 구조적 요인의 영향을 크게 받기 때문에, 재산세 공동과세제도 하나만으로 그 격차를 안정적으로 완화하기 어렵다. 따라서 지방세원 확충과 지역경제 활성화 같은 구조적 정책 수단과 함께 자치구 스스로 세외수입 등을 확대하는 등 노력이 뒤따라야 하나 세원기반이 약한 자치구들의 경우 공동과세제도가 강화될 경우 더욱 의존적이게 될 위험이 존재한다(Bucovetsky, 1997; Baretti & Lichtblau, 2002). 공동과세의 수혜를 얻는 자치구들의 세외수입 증진 성과가 공동과세로 재산세입이 줄어드는 자치구들에 비해 부진했다는 점은 이러한 행태적 가능성을 뒷받침한다(정일환, 2019). 따라서 자치구 간 재정 격차를 줄이기 위해서는 재산세 공동과세제도와 연계하여 자치구들의 자체 세수확대 노력을 유도할 명확한 인센티브 체계를 마련할 필요가 있다.

3. 연구의 한계

본 연구는 장기간(2002년~2024년)에 걸친 기간동안 서울시 25개 자치구를 대상으로 했다는 점에서 그 기간 내 세제 개편 등 제도적 변화와 사회경제적 변수의 변동이 정책 효과에 유의한 영향을 주었을 수도 있다. 단절적 시계열 분석은 거시적 추세 변화를 파악하는 데에는 유용한 반면 개별 자치구의 미시적 행태 변화나 개별적 외생적 경제 충격을 반영하기 어렵다는 내재적 한계에서 자유롭지 못하며, 이 연구의 분석모형 역시 동일한 문제점을 가지고 있다. 이러한 한계로 취득세율 인하, 지방소득세와 지방소비세 도입 등 지방세제 변화와 잉여금 이월금 등 세입과목 개편 등 분석기간 중 발생한 사건(event)으로 자치구 간 재정 격차에 영향을 줄 수 있는 요인들을 세밀하게 반영하지 못하였다. 또한 부동산 가격 등 재정 격차에 미친 사회경제적 변수를 통제하지 않았는데 재정 격차의 변동성에서 부동산 가격의 격차가 재산세입의 격차에 미치는 영향을 분리하여 정책개입의 순수 효과를 분석, 도출하지 못한 한계가 존재한다. 또한 공동과세제도의 특성상 매년도 서울특별시분 재산세 배분에 따라 세입증감 효과가 달라지는 자치구가 존재할 수 있으므로 이러한 자치구별 특성도 분석모형에서 고려할 필요가 있다.

이러한 문제점을 완화하기 위해서 향후 연구에서는 패널분석모형을 사용해 세제개편, 부동산 가격 등 정책개입 외의 변수들이 자치구 재정지표에 미친 영향과 공동과세 시행의 정책 효과를 동시에 분석할 필요가 있다. 이는 정책개입 전부터 존재한 서울시의 고세수 자치구와 그 외 자치구의 재정 격차(기저추세의 차이)를 설명할 수 있는 외생변수(세입과목개편, 지방세제의 변화, 부동산가격 등)를 통제할 수 있는 이점도 제공한다.

그 외에 향후 연구에서는 분석모형을 구성함에 있어 재산세 공동과세제도가 도입되지 않은 다른 지방자치단체와의 비교분석(최정우 외, 2012)를 통해 연구의 타당성을 제고할 필요가 있다. 본 연구는 재산세 공동과세 제도에 의해 서로 상이한 재정적 영향을 받는 자치구 간의 이질적 정책 효과를 식별하기 위해 고세수 자치구와 그 외 자치구로 나누고 전자를 실험집단, 후자를 비교집단으로 설정하였으나, 향후 연구에서는 공동과세를 실시한 서울특별시의 자치구를 실험집단, 공동과세를 실시하지 않은 그 외 광역시의 자치구를 통제집단으로 설정하고, 각 집단의 재정 격차의 추이를 비교하는 준실험적 설계방식으로 공동과세의 정책 효과를 분석해 볼 수 있을 것이다. 이와 같이 같은 사례지만 다른 방식의 연구는 재정 격차의 원인 규명과 개선을 위해 보다 다양한 정책적 시사점을 제공해 줄 것으로 기대된다.

【참고문헌】

나성린·원윤희. (2007). “바람직한 지방자치 발전을 위한 지방세 개선방안: 재산세 공동과세 보완을 중심으로.”「한국지방재정논집」, 12(3), pp.59-84.

박수빈 외. (2024).「재산세 공동과세 배분 비율 재조정을 위한 지방세기본법 개정 촉구 건의안 검토보고」. 서울시의회.

복문수. (2018). “서울시 재산세 공동과세제도의 재정형평화 효과분석.”「거버넌스학회보」, 25(2), pp.75-101.

서울시의회. (2024).「재산세 공동과세 배분 비율 재조정을 위한 지방세기본법 개정 촉구 건의안 검토보고」.

손화정·이희선. (2008). “서울시 재산세 공동과세 제도에 관한 확립방안–공동과세율과 배분방식의 쟁점을 중심으로.”「지방행정연구」, 22(3), pp.155-186.

손희준·강인재 외.(2019).「지방재정론」, 대영문화사.

유태현·한재명. (2007). “서울시 재산세공동과세제도의 도입경과와 효과분석.”「지방행정연구」, 21(4), pp.115-150.

유태현·한재명. (2014). “서울시 재산세공동과세제도 운용 개선방안 연구–조정교부금 제도 개편과 합리적 연계를 중심으로.”「재정정책논집」, 16(2), pp.3-33.

윤영진. (2024).「새지방재정론」. 대영문화사.

정일환. (2018). “서울시 재산세 공동과세 제도의 재정형평화 효과 연구: 세입결산자료의 준실험적 접근방법.”「정책분석평가학회보」, 29(4), pp.1-24.

정지선. (2012). “재산세 공동과세제도의 문제점과 개선방안.”「지방자치법연구」, 12(4), pp.161-194.

최병호. (2025). “서울시의 자치구간 재정조정에 관한 연구: 공동과세와 조정교부금의 연계와 제도 통합의 가능성.”「재정학연구」, 18(3), pp.29-63.

최병호·이근재·최성희. (2009). “재산세 공동과세의 재원배분 효과.”「지방정부연구」, 13(4), pp.103-127.

최병호·정종필. (2007). “서울시 자치구간 재산세 공동세 제도 추진방안 분석과 대안 모색.”「지방정부연구」, 11(2), pp.65-86.

최정열·금현섭. (2012). “재산세공동과세제도의 수평적 재정형평성 효과에 관한 연구: 공급비용과 배분방식을 중심으로.”「지방행정연구」, 26(4), pp.175-198.

최정우·김나래·배수호. (2012). “서울시 재산세 공동과세제도가 자치구의 재정건전성에 미치는 영향 분석.”「한국정책학회보」, 21(2), pp.301-325.

최정우·이유현·배수호. (2012). “서울시 재산세 공동과세제도의 자치구 재정건전성 개선효과 분석:

광역시 자치구와의 비교를 중심으로." 「한국지방자치학회보」, 24(3), pp.161-187.

Baretti, C., B. Huber,, & K. Lichtblau. (2002). "A Tax on Tax Revenue: The Incentive Effects of Equalizing Transfers: Evidence from Germany." *International Tax and Public Finance*, 9, pp.631-649.

Bucovetsky, S. (1997). "Insurance and Incentive Effects of Transfers among Regions: Equity and Efficiency." *International Tax and Public Finance*, 4(4), pp.463-483.

Clair, T. S., T. D. Cook, & K. Hallberg. (2014). "Examining the Internal Validity and Statistical Precision of the Comparative Interrupted Time Series Design." *American Journal of Evaluation*, 35(3), pp.311-327.

Hawley S., M. S. Ali, K. Berencsi, A. Judge, & P. A. Daniel. (2019). "Sample Size and Power Considerations for Ordinary Least Squares Interrupted Time Series Anal ysis: a Simulation Study." *Clinical Epidemiology*, 25(11), pp.197~205.

Kibicho, J. & S. D. Pinkerton. (2012). "Multiple Drug Cost Containment Policies In Michigan's Medicaid Program Saved Money Overall, Although Some Increased Costs." *Health Affairs*, 31(4), pp.816-826

Linden, A. & A. Arbor (2015). "Conducting Interrupted Time Series Analysis for Single- and Multiple-Group Comparisons." *Stata Journal*, 15, pp.480-500.

Linden, A. (2017). "Challenges to Validity in Single-Group Interrupted Time Series Analysis." *Journal of Evaluation in Clinical Practice*, 23, pp.413-418.

Oates, W. E. (1993). "Fiscal Decentralization and Economic Development." *National Tax Journal*, 46, pp.237-243.

Ramsay, C. R., L. Matowe, R. Grilli, J. M. Grimshaw, & R.. E. Thomas. (2003). "Interrupted Time Series Designs in Health Technology Assessment." *International Journal of Technology Assessment in Health Care*, 19(4), pp.613-623.

Shadish, W. R., T. D. Cook, & D. T. Campbell. (2002). *Experimental and Quasi Experimental Designs for Generalized Causal Inference*. Boston: Houghton Mifflin.

Wagner, A. K., S. B. Soumerai, F. Zhang, & D. Ross-Degnan. (2002). "Segmented Regression Analysis of Interrupted Time Series Studies." *Journal of Clinical Pharmacy & Therapeutics*, 27, pp.299-309.

김 혜 원: Duke University 정책학 스쿨을 졸업(박사)하고, 싱가폴 국립대학교를 거쳐 현재 서울시립대학교 행정학과 조교수로 재직 중이다. 최근 연구로는 노부모와의 동거가 부부간 집안일 분담에 미치는 영향(2026), The effect of income on life satisfaction in later life: A case study of the Basic Old-Age Pension in South Korea(2023) 등이 있다(ehwkim47@uos.ac.kr).

김 대 진: Florida State University 행정대학원을 졸업(박사)하고 서울시립대학교 행정학과 교수로 재직 중이다. 최근 연구로는 1회용 컵 재활용 촉진을 위한 적정 보증금 추정에 관한 연구(2021) 등이 있다(kdjman71@uos.ac.kr).