

경제성장률이 지방세입에 미치는 영향에 관한 연구*

Effects of Economic Growth Rate on Local Government's Revenue

임 상 수**

Lim, Sangsoo

■ 목 차 ■

- I. 머리말
- II. 선행연구 및 연구방법론 검토
- III. 경제성장률과 지방세입 간 관계 분석 결과
- IV. 결론 및 시사점

본 연구는 지역 경제가 해당 지방자치단체 세입에 미치는 영향을 분석하여, 경제 성장률이 하락할 때 세입 감소 규모를 예측하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 지방자치단체의 세입을 지방세수입, 자체조달수입, 지방교부세로 나누어서 분석한다. 이전재원 중 비자주재원의 성격을 지니는 보조금 수입과 부채 성격의 지방채는 분석 대상에서 제외한다.

이처럼 경제 성장률이 하락할 때 지방세수입과 자체조달수입에 미치는 영향을 분석하기 위해, 지방세수입함수와 자체조달수입함수의 설명변수로 GRDP와 인구를 활용한다. 또한 경제성장률이 하락할 때 지방교부세는 GDP가 내국세에 미치는 영향을 분석한 후 이를 바탕으로 시도별 지방교부세 감소분을 분석한다. 분석 결과, 실질 GRDP 증가율이 1%p 하락하는 경우 지방세수입은 1.268% 감소하고, 자체조달수입은 1.515% 감소하는 것으로 나타났다. 또한 실질 경제 성장률이 1%p 하락하는 경우 내국세는 0.958% 감소하는 것으로 나타났다.

한국의 실질 경제성장률이 전년대비 3.15%p 하락하는 경우, 지방세수입은 전년대비 3조 5,816억원 감소하고 자체조달수입은 전년대비 4조 8,599억원 감소한다. 또한 보통교부세는 2,709억원 감소하는 것으로 나타났다.

* 본 연구는 임상수(2020)의 “경기침체에 따른 지방세수 손실 예측 및 지방재정 운영방안” 중 일부를 발췌, 수정 보완한 것이며, 한국재정정책학회 2020 하계학술대회 발표 후 나온 코멘트를 보완하여 수정한 것임을 밝혀드립니다.

** 조선대학교, 경제학과 부교수

논문 접수일: 2020. 09. 11, 심사기간: 2020. 09. 11 ~ 2020. 09. 25, 게재확정일: 2020. 09. 25

□ 주제어: 자체조달수입, 지방교부세, 지방세수입, 지역내총생산

This study is trying to analyze the impact of the economic growth on the local revenue, and to predict the extent of reduction in the revenue of local governments when the economic growth rate falls. To this end, the revenue of local governments is analyzed by dividing them into local tax revenue, local non-tax revenue(self-earning revenue) and local shared tax. Among the grants, subsidy income classified as conditional grants unlike local shared tax and local debts are excluded from the analysis.

In order to analyze the impact of economic growth on local tax revenues and local non-tax revenues, GRDP and population are used as explanatory variables. In addition, in order to analyze the effect of the economic growth rate on local shared tax, the effect of the economic growth rate on the domestic tax is analyzed. According to the analysis, if the real GRDP growth rate falls by 1%p, the local tax revenue decreases by 1.268% and the local non-tax revenue decreases by 1.515%. It also showed that if real economic growth rate falls by 1%p, domestic tax will fall by 0.958%.

If Korea's real economic growth rate falls by 3.15% year-on-year, local tax revenue falls by 3.5816 trillion won year-on-year, while local non-tax revenue falls by 4.8599 trillion won year-on-year. It also showed that due to the falling economic growth, local shared tax falls by 270.9 billion won.

□ Keywords: Gross Regional Domestic Product, Local Non-tax Revenue, Local Shared Tax, Local Tax

I. 머리말

지금 전 세계는 유례없는 경기침체를 겪고 있다. 더욱 큰 문제는 이와 같은 경기침체에서 단기적으로 벗어날 가능성이 희박해지고 있다는 것이다. 미국에서는 2020년 4월 실업률이 전월의 4.4%에서 14.7%로 폭등했고, 이로 인해 실업 수당 청구자는 3월 중순 이후 9주 동안 3,860만 명에 달하고 있다. 이와 같은 경기침체는 한국 역시 빚겨나가지 못하고 있다. 통계청 보도자료(2020. 5. 13)에 따르면 한국의 2020년 4월 실업률은 전년동월보다 0.2%p 하락한 4.2%를 기록했지만, 이는 비경제활동인구가 증가했기 때문이며 이를 반영한 확장 실업률¹⁾은 전년동월보다 2.5%p 상승한 것으로 나타났다. 이와 같이 전세계적으로 경제 위기를 맞고 있는 것은 전염병인 코로나 19(COVID-19: Coronavirus Disease 2019)의 확산에 의한 것이다.

이와 같은 전염병 확산으로 인해 소비가 위축되고 있고, 이는 생산 위축으로 이어져 고용 창출에 부정적인 영향을 미치는 악순환이 되고 있는 것이다. 이로 인해 실업자 수가 급증함에 따라 이로 인한 실업수당이 크게 증가하고 있고 이는 정부의 재정 부담으로 이어질 수 밖에 없다. 더욱이 코로나 19 사태로 인한 경제 위기를 극복하기 위해 전 세계는 케인즈에 의해 처방된 재정 확대 정책을 추진하고 있으며, 급기야 국민에게 보조금을 주고 있다. 한국 역시 긴급재난지원금을 소득 수준이 아닌 가계 구성원 수를 기준으로 모든 가구에게 지급했다. 이처럼 각 국의 정부는 코로나 19에 따른 경제 위기를 극복하기 위해 국채를 발행하여 확장적 재정정책을 시행하고 있다.

이처럼 경기는 위축되고 있는 반면 재정지출은 확대되고 있어 유럽발 재정위기가 우려되고 있다. 이는 경제 활성화를 위한 재정 확대 정책이 필요하지만 경제가 감당할 수 있는 수준 즉 재정 건전성 측면 역시 함께 고려될 필요성이 있다는 것을 의미한다. 이러한 재정 건전성의 문제는 비단 중앙정부만의 문제는 아니다. 지방정부 역시 지역 주민에게 코로나 19로 인해 발생하는 문제를 해결하기 위해 지출을 확대하고 있기 때문이다. 실제로 서울특별시, 경기도 등이 지역 주민에게 생활 지원금을 지원하고 있으며, 그 외 코로나 19로 인한 경제적 위협에 처한 지역 주민에 대한 지원금을 확대하고 있다. 그러나 2020년 경제가 역성장할 것으로 예측되고 있어 지방자치단체의 세입은 전년대비 감소할 가능성이 크다. 그럼에도 불구하고 세

1) 실업률은 경제활동인구(취업자+실업자) 중 실업자의 비중이고, 실업자는 구직 활동을 했지만 취업을 하지 못한 사람을 의미한다. 또한 비경제활동인구는 구직을 단념한 사람, 육아, 가사 등을 전담하는 사람이 포함되는데 경기 침체로 인해 일자리가 부족한 경우 구직을 포기하는 사람들이 늘어나서 경제활동인구 감소하고 실업자 수가 변하지 않더라도 실업률은 하락할 수 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해 잠재적으로 취업이나 구직이 가능한 사람을 경제활동인구에 포함시켜서 실업률을 산출하는 것을 의미한다.

출은 증가하고 있어 지방재정의 건전성 역시 악화될 것으로 우려된다.

이에 본 연구는 코로나 19로 인해 경제 성장률 하락이 예상되고 있는 시점에서, 지방의 세입은 어느 정도 결손이 생기는지를 예측하는 것을 목적으로 한다. 이 때문에 본 연구는 지역 경제가 해당 지방자치단체의 지방 세입에 미치는 영향을 분석한 후, 이를 바탕으로 세입 변화를 예측하고자 한다. 본 연구의 이러한 예측 결과는 지방자치단체가 예산을 편성할 때 지역 주민의 공공 서비스 수요에 보다 적절하게 대응할 수 있도록 지방재정 운영에 대한 시사점을 제공한다는 점에서 연구의 의의가 있다.

II. 선행연구 및 연구방법론 검토

1. 선행연구 검토

지역 경제가 지방세수에 미치는 영향을 분석한 선행연구에는 임성일(1991), 오병기(2010), 박병희(2002), 최병호·주만수(2010), 허원제(2016)등이 있다. 이들 연구들은 지역 경제가 성장할수록 지방세수 역시 증가한다는 것을 보였다. 임성일(1991)은 Greytak·Thursby(1980)등이 제시한 조세수입함수를 바탕으로 지방세수의 1인당 주민소득 탄력성과 지방세수의 인구 탄력성을 산출한 결과, 각각 0.997과 1.064인 것으로 나타나 거의 단위탄력적임을 보였고 이와 함께 분석 데이터가 시계열 데이터가 아닌 횡단면 데이터라는 점에서 한계점을 제시했다. 박병희(2002)는 광역자치단체의 1인당 지방세수입과 1인당 경제력 간의 관계를 분석하기 위해 1인당 경제력으로 1인당 자산보유액과 1인당 지역총생산을 활용했다. 오병기(2010)는 패널 데이터를 바탕으로 지방세수와 1인당 GRDP, 인구 간에는 적어도 한 개 이상의 공적분 관계에 있다는 것을 보였고, 이를 바탕으로 패널회귀분석을 수행한 결과, 전라남도 1인당 GRDP가 1% 변할 때 도세 수입은 1.163% 변하는 것으로 나타났다. 최병호·주만수(2010)는 세목별로 GRDP 탄력성을 산출한 결과, 지방세수의 GRDP 탄력성은 1.223에서 1.278 수준인 것으로 나타났다. 또한 세목별로 GRDP 탄력성을 산출한 결과, 재산세의 GRDP 탄력성은 0.743에서 1.125 수준이고, 취득세 및 등록세의 GRDP 탄력성은 1.299에서 1.437 수준이며, 주민세의 GRDP 탄력성은 1.539에서 1.749 수준인 것으로 나타났다. 허원제(2016)는 금융위기 전후 세수 탄력성의 변화를 살펴보기 위해 세목별 세수를 추정해 본 결과, 소득세, 취득세, 재산세, 자동차세, 담배소비세는 금융위기 전후의 변화가 없는 반면 법인세와 지방교육

세는 증가한 것으로 나타났다.

비록 지방세수를 분석한 선행연구는 아니지만, GDP에 대한 국세수입 탄력성을 분석한 연구로 박대근·박명호(2015)가 있다. 박대근·박명호(2015)는 경상 GDP가 국세수입에 미치는 영향을 분석하기 위해 공적분 검정을 수행한 후 Phillips·Hansen(1990)이 제안한 FMOLS(Fully Modified Ordinary Least Square)로 국세수입 함수를 추정했다.

이 중에서 최병호·주만수(2010)와 오병기(2010)는 임성일(1991)이 제시한 분석 데이터가 횡단면 자료라는 한계를 극복하기 위해 패널 회귀분석을 수행했다. 그러나 최병호·주만수(2010)는 시계열 분석에 있어 시계열 데이터에 대한 가정을 검정하지 않고 pooling OLS 추정 방법론을 활용했다는 점에서 한계를 지닌다. 오병기(2010)는 시계열 데이터에 대한 가정을 검정했지만, 변수들 간에 공적분 관계가 있음에도 불구하고 장기 균형식과 단기 동태식을 구분하여 추정하지 않은 점에서 문제가 있다. 특히, 장기 균형식을 고정효과모형과 확률효과모형으로 추정함으로써 Banerjee 등(1986)과 Banerjee 등(1993) 등이 제시한 추정치들에 대한 편의(bias)가 발생하는 문제점을 해결하지는 못했다. 비록 박대근·박명호(2015)가 패널 데이터를 분석하지 않았지만 Phillips·Hansen(1990)이 제안한 FMOLS를 활용한 것은 공적분 관계에 있는 데이터가 지니는 이러한 문제를 해결하기 위한 것이다. 허원제(2016)는 패널 데이터가 지니고 있는 오차항의 동시적 상관(contemporaneous correlation)과 시계열 상관성(serial correlation) 그리고 이분산성(heteroskedasticity)의 문제를 해결하기 위해 Beck·Katz(1995)가 제안한 PCSE(Panel Corrected Standard Errors) 추정 방법론을 활용했다. 그러나 이와 같은 분석 방법론은 설명변수의 내생성과 변수들 간의 공적분 관계가 있는 경우, 근본적인 해결책이 되지 못한다. 이에 본 연구는 오병기(2010), 박대근·박명호(2015) 연구에 관심을 갖고, 분석 변수들 간의 공적분 관계를 검정한 후 이를 바탕으로 분석 방법론을 설정할 것이다.

본 연구의 전술한 바와 같이 코로나 19에 의한 경제 성장률 하락으로 인해 지방세입에 어느 정도 결손이 생기는지를 예측하는 것을 목적으로 한다. 그러나 이러한 예측을 위해 선행연구들의 결과들을 활용하기에는 선행연구들이 주로 경제성장률과 지방세 간의 관계만을 분석했다는 점과 가장 최신 연구라 할 수 있는 허원제(2016)는 2000~2012년 시계열 데이터를 분석 데이터로 활용하고 있어 최근의 상황이 반영되지 못한다는 점 등의 문제가 있다. 이에 본 연구는 경제성장률이 하락할 때, 지방세뿐만 아니라 지방세외수입과 지방교부세까지 포함하는 자주재원에 어느 정도 결손이 생기는지를 예측한다는 점에서 선행연구들과 차별화된다. 이와 함께, 본 연구는 선행연구들이 고려하지 않은 시계열의 가정들을 고려하여 패널회귀분석을 수행한다는 점에서도 차별화된다고 할 수 있다. 아울러, 허원제(2016)가 지적한 바와 같이 동시적 상관관계의 문제를 살펴보기 위해 인과성 검정을 수행하여 지역 경제와 지방세수

간 인과관계를 살펴본 후 이를 바탕으로 추정 모형 및 방법론을 설정하고자 한다.

2. 분석방법론 검토

본 연구는 이처럼 선행연구들이 지니고 있는 분석 방법론의 문제점을 해결함으로써 지역 경제가 지방세수에 미치는 영향을 분석한다. 한편, 박병희(2002)의 연구 결과에 주목하여 지방세입을 크게 지방세수입, 자체조달수입, 지방교부세수입, 보조금수입의 4가지로 구분한다. 물론, 박병희(2002)는 경제력 변수와 재정변수들 간의 상관관계를 분석하는데 있어 지방세, 자체수입, 교부세, 의존재원으로 구분했고, 실제 경제력 변수와 재정변수들 간의 회귀분석은 수행하지 않았다. 본 연구는 지방세입을 전술한 4가지로 구분하고, 경제 규모가 각각 세입에 미치는 영향을 분석한다. 다만, 비자주재원인 보조금수입은 지방자치단체가 신청하는 국고보조사업이 존재하고, 중앙정부의 정책 방향에 따라 변화 가능성이 크기 때문에 분석 대상에서 제외한다. 또한 지방교부세의 대부분을 차지하는 법정분 지방교부세(보통교부세+특별교부세)는 내국세의 19.24%를 재원으로 하기 때문에 지역 경제보다는 국가 경제에 영향을 받게 된다. 이에 본 연구는 지역 경제가 지방세수입과 자체조달수입에 미치는 영향과, 국가 경제가 내국세에 미친 영향을 분석하고 이를 바탕으로 지방교부세에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 지방세입 중에서 자체조달수입은 지방세외수입이 개편되기 이전의 지방세외수입 즉 보전수입 등 및 내부거래가 포함된 지방외수입을 의미한다. 이처럼 본 연구는 지역 경제가 지방세수입 및 자체조달수입에 미치는 영향과 국가 경제가 보통교부세에 미치는 영향을 분석한다는 점에서 선행연구들과 차별화된다.

전술한 바와 같이 지역 경제와 지방세수입 간의 관계를 분석한 선행연구들은 다수 있으므로, 이를 벤치마킹하여 본 연구의 분석 방법론을 설정한다. 지방세수입과 관련된 선행연구 검토 결과, 주만수·최병호(2010)가 정리한 것처럼 지방세수입을 추정하기 위해 지역경제활동의 성과인 실질 GRDP를 설명변수로 활용한다. 물론, 주만수·최병호(2010)와 허원제(2016)은 통제변수로 고령인구비율, 실업률, 고용률을 사용했지만, 추정 결과 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났기 때문에 이들 변수들은 활용하지 않는다. 다만, 임성일(1991), 오병기(2010)가 통제변수로 사용한 인구에 대한 추정치는 통계적으로 의미 있었고 박병희(2002), 허원제(2016)는 인구를 반영하기 위해 1인당 GRDP를 설명변수로 활용한 점을 반영하여, 본 연구는 인구를 통제변수로 활용한다. 더욱이, 본 연구에 다양한 설명 변수를 추가할 수 있지만, 본 연구의 분석 데이터는 2013년부터 2018년까지 6개 연도를 포함하고 있다는 점과 다중공선성 우려로 인해 본 연구는 선행연구들의 분석 결과를 바탕으로 인구나 GRDP를 설명

변수로 설정한다. 이처럼 시계열 데이터를 2013년부터 2018년까지 설정한 것은 세종특별자치시를 분석 대상에 포함시키기 위해서이다. 이와 함께 2011년 이후 지방소비세와 지방소득세가 도입되어 지방세수입이 변화한 것 역시 2013년을 분석의 시작 연도로 설정한 이유이다. 이에 본 연구는 17개 시도에 대한 2013년부터 2018년까지 패널 데이터를 바탕으로 분석을 실시한다.

이를 반영하는 경우, 본 연구가 추정해야 하는 모형은 다음과 같다. 다만, 지방교부세 분석을 위한 내국세 추정 모형은 임상수(2013)가 제안한 모형을 활용한다. 또한 본 연구의 분석 대상이 되는 변수들은 거시 경제 변수들이고 이들 변수들은 추세를 지니고 있는 것이 일반적이기 때문에, 추세를 제거하기 위해 모든 변수에 대해 log 변환한다. 이하 지방세, 지방세외수입, 지방교부세, GRDP, GDP는 모두 log 변환한 값이다. 이와 함께 지방세, 자체조달수입, 지방교부세, GRDP는 GRDP 디플레이터를 반영하여 실질화한다. 이처럼 실질화된 변수를 활용하는 것은 시점 간 비교를 위한 현재 가치화라는 의미와 함께 경제 전망치가 실질 경제성장률로 발표되고 있기 때문에 이를 반영하기 위해서이다.

$$\ln RT_{kt} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \ln RR_{kt} + \alpha_2 \cdot \ln P_{kt} + \epsilon_{kt} \quad (\text{수식 1})$$

$$\ln RS_{kt} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln RR_{kt} + \beta_2 \cdot \ln P_{kt} + v_{kt} \quad (\text{수식 2})$$

$$\ln RNT_t = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \ln RG_t + u_t \quad (\text{수식 3})$$

$RT_{kt} = \tau_{kt} \cdot NT_{kt}$: t 년도 k 시도 실질기준 지방세수입,
 NT_{kt} : t 년도 k 시도 명목기준 지방세 수입, RR_{kt} : t 년도 k 시도 실질기준 GRDP,
 $RS_{kt} = \tau_{kt} \cdot NS_{kt}$: t 년도 k 시도 실질기준 자체조달수입,
 NS_t : t 년도 k 시도 명목기준 자체조달수입, τ_{kt} : t 년도 k 시도의 GRDP 디플레이터,
 $RNT_t = \kappa_t \cdot NNT_t$: t 년도 실질기준 내국세, NNT_t : t 년도 명목기준 내국세,
 κ_t : t 년도 GDP 디플레이터, RG_{kt} : t 년도 실질기준 GDP

우선 (수식 1)과 (수식 2)는 시계열 데이터를 포함하고 있는 패널 데이터에 대한 시계열 분석의 가정에 대한 검정이 필요하다. (수식 3)은 패널 데이터가 아닌 시계열 데이터이기 때문에 시계열 분석의 가정에 대한 검정이 필요하다. 본 연구는 선행연구들이 이와 같은 가정에 대한 검정 없이 패널회귀분석을 수행한 것과 달리 시계열 분석의 가정에 대한 검정 결과를 바탕으로 지방세, 지방세외수입, 지방교부세를 추정한다는 점에서 의의가 있다 하겠다.

구체적으로 설명하면, 비정상적인 시계열 데이터를 추정하는 경우에는 가성 회귀가 발생할 가능성이 있고 이로 인해 추정치에 편의가 발생하여 신뢰할 수 없게 된다. 이에 단위근 검정을 통해 시계열의 안정성을 살펴보고, 만약 본 연구의 시계열 데이터가 비정상적이라면 차분을 통해 시계열의 안정성을 충족해야 한다. 이와 같은 시계열 데이터의 안정성을 검정하기 위해 본 연구는 단위근 검정을 실시한다. 또한 비록 시계열 데이터가 비정상적이라도 시계열 데이터들 간에 공적분 관계에 있다면, 가성 회귀가 발생하지 않는다. 이처럼 시계열 데이터들 간에 공적분 관계가 존재한다면, 이는 변수들 간에 장기 균형 관계가 존재하는 것을 의미하고 이를 반영하기 위해 오차수정모형(ECM: Error Correction Model)을 활용하는 것이 바람직하다. 따라서 본 연구는 공적분 검정 역시 수행한다. 또한 GRDP가 세입에 영향을 미칠 수도 있지만, 세입 역시 GRDP에 영향을 미칠 수 있기 때문에 인과성 검정을 수행한다. 인과성 검정 결과, 쌍방향 인과 관계가 설정된다면 벡터자기회귀모형(VAR: Vector Autoregressive)을 활용해야 하기 때문이다. 이와 같은 검정 결과들을 바탕으로 (수식 1), (수식 2), (수식 3)을 추정하여 경제가 지방세입에 미치는 영향을 분석한다.

이처럼 본 연구는 지방세입에 대한 경제 시계열 데이터를 분석하는데 있어, 시계열 데이터에 대한 가정 위배로 인해 추정치에서 발생할 수 있는 편의(bias)의 문제를 최소화하기 위한 추정 방법론을 설정한다. 이렇게 지방세수입, 자체조달수입, 지방교부세수입을 추정한 후 이를 바탕으로 GRDP에 대한 소득탄력성을 산출하여 경제성장률 하락이 지방세입에 미치는 영향을 분석한다.

III. 경제성장률과 지방세입 간 관계 분석 결과

1. 지방세입 현황

전술한 바와 같이 지방세입을 크게 자체세입과 이전재원으로 구분하는 경우, 자체세입 비중은 2012년 60.7%에서 2016년 65.1%까지 급등했지만 이후 하락하여 2018년에는 64.4%를 기록했다. 자체세입 중 지방세 비중은 2012년 29.3%에서 2015년 31.2%까지 상승했다가 이후 31% 수준에서 정체하고 있다. 이전재원 중 자주재원 성격의 지방교부세가 세입에서 차지하는 비중은 2012년 17.8%에서 2015년 14.6%로 하락한 이후 2018년에는 16.7%로 상승했다. 2012년부터 2018년까지 지방채를 제외하고, 세입은 항목별로 증가세를 보이고 있다.

〈표 1〉 지방세입 항목별 추이

(단위: 조원)

	지방세	자체조달	보조금	지방교부세	지방채	계
2012	53.9	57.8	35.1	32.8	4.4	184.0
2013	53.8	64.8	36.8	33.1	8.1	196.6
2014	62.4	63.8	39.2	33.5	5.0	203.9
2015	71.0	72.7	44.4	33.3	6.1	227.5
2016	76.4	84.4	45.5	36.2	4.4	246.8
2017	81.2	88.4	47.4	42.3	2.3	261.7
2018	85.1	94.6	50.6	46.7	2.0	279.0

지방세수입과 GRDP 간에는 0.986094의 강한 양의 상관관계가 존재하고, 지방세수입과 인구 간에도 0.969242의 강한 양의 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다. 또한 자체조달수입과 GRDP 간에도 0.905472의 강한 양의 상관관계가 존재하고, 자체조달수입과 인구 간에도 0.907435의 강한 양의 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 양의 상관관계를 바탕으로 변수들 간의 인과관계를 살펴보는 데는 한계가 있다. 이러한 관계를 살펴보기 위해 인과성 검정을 수행한다. 그럼에도 불구하고, 전술한 바와 같이 지방세수입과 자체조달수입은 GRDP 및 인구와 강한 양의 관계에 있다는 것을 알 수 있다.

〈표 2〉 변수에 대한 상관분석

	지방세수입	자체조달수입	GRDP	인구
지방세수입	1			
자체조달수입	0.893695	1		
GRDP	0.986094	0.905472	1	
인구	0.969242	0.907435	0.97186	1

2. 단위근 검정 및 인과성 검정

전술한 바와 같이 본 연구는 분석을 위한 변수들인 실질 지방세, 실질 자체조달수입, 실질 보통교부세, GRDP, 인구에 대해 log 변환한다. 그럼에도 불구하고, 이들 변수들은 시계열 데이터이기 때문에 정상성을 만족해야 한다. 정상성과 관련해서는 단위근 검정을 수행하는 것

이 일반적이다. 본 연구의 경우, 지방세와 자체조달수입을 추정하기 위해서는 분석 데이터가 시계열적 성격과 횡단면적 성격을 동시에 지니고 있는 패널 데이터이기 때문에, 단위근 검정 역시 패널 데이터에 대한 단위근 검정을 수행해야 한다. 그러나 Baltagi(2008)에 따르면 분석 데이터에서 N 이 T 보다 더 큰 경우에는 시계열 데이터의 정상성을 검정하지 않아도 된다. 그러나 N 이 T 보다 더 큰 경우, 횡단면 간 상호의존성(Cross sectional dependence)을 고려하는 단위근 검정을 수행한다. 특히 공적분 검정은 변수들 간 장기 균형의 존재를 살펴본다는 점에서 의의가 있다. 한편, 보통교부세를 추정하기 위해서는 분석 데이터가 시계열 데이터이기 때문에 일반적인 단위근 검정을 수행한다.

시계열 데이터의 전통적인 단위근 검정에는 ADF(Augmented Dickey Fuller) 검정과 PP(Phillips Perron) 검정이 사용되며, 귀무가설은 ‘시계열에 단위근이 존재한다’이다. 또한 패널 데이터의 단위근 검정은 횡단면 변수들 간에 단위근이 같다고 가정하는 공통 단위근(common unit root)과 횡단면 변수들 간 단위근이 다를 수 있다고 가정하는 개별 단위근(individual unit root)으로 구분된다. 이 중에서 공통 단위근에 대한 검정 방법으로 Levin 등(2002)이 제안한 LLC 통계량이 있고, 개별 단위근에 대한 검정 방법으로 Im 등(1997)이 제안한 IPS 통계량, Maddala·Wu(1999)가 제안한 ADF-Fisher 통계량 및 PP-Fisher 통계량이 있다. 이와 함께 전술한 바와 같이, Breusch-Pagan(1980), Pesaran(2004), Baltagi 등(2012)이 제안한 횡단면 간 상호의존성을 고려한 단위근 검정을 수행한다.

우선, 패널 데이터가 아닌 실질 내국세와 실질 국민소득에 대한 단위근을 검정한다. 실질 국민소득은 단위근이 존재하지 않았지만, 실질 내국세는 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 또한 1차 차분한 실질 내국세는 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이로 미루어볼 때, 시계열의 정상성을 충족하는 1차 차분한 데이터를 바탕으로 모형을 추정하는 것이 바람직한 것으로 보인다.

〈표 3〉 시계열 데이터에 대한 단위근 검정

	원 데이터		1차 차분 데이터	
	ADF test	PP test	ADF test	PP test
$\ln RNT_t$	-2.12	-2.15	-4.38***	-4.42***
$\ln RG_t$	-5.96***	-26.58***	-3.84***	-3.86***

주) ***은 귀무가설(H_0 : 시계열데이터는 단위근이 존재한다)를 신뢰수준 99%에서 기각함을 의미함.

다음으로 패널 데이터에 대한 단위근 검정을 전통적인 단위근 검정과 횡단면 상호의존성을 포함하는 단위근 검정으로 나누어 살펴본다. 전통적인 패널 데이터에 대한 단위근 검정을 수

행한 결과, 실질 자체조달수입과 인구는 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 단위근 검정에 대한 귀무가설은 ‘시계열 데이터에 단위근이 존재한다’이다.

〈표 4〉 패널데이터에 대한 단위근 검정 통계량

	공통근	개별 단위근		
	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher
$\ln RT_{kt}$	-40.38***	-3.90***	68.96***	105.98***
$\ln RS_{kt}$	-6.03***	-0.27	40.36	73.57***
$\ln P_{kt}$	-0.54	2.03	18.47	34.25
$\ln RR_{kt}$	-6.27***	-0.70	52.78**	83.04***

주) ***은 99% 신뢰수준에서 귀무가설 기각, **은 95% 신뢰수준에서 귀무가설 기각, *은 90% 신뢰수준에서 귀무가설 기각을 의미함.

횡단면 상호의존성을 포함하는 단위근 검정을 수행한 결과, 모든 변수들이 횡단면 상호의존성을 지니고 있다는 것을 알 수 있다. 횡단면 상호의존성 검정에 대한 귀무가설은 ‘횡단면 상호의존성이 없다’이다.

〈표 5〉 횡단면 상호의존성을 고려한 단위근 검정 통계량

		Breusch-Pagan LM	Pesaran scaled LM	Bias-corrected scaled LM	Pesaran CD
원 데이터	$\ln RT_{kt}$	720.47***	35.44***	33.74***	26.80***
	$\ln RS_{kt}$	546.23***	24.87***	23.17***	22.09***
	$\ln P_{kt}$	541.91***	24.61***	22.91***	1.33***
	$\ln RR_{kt}$	553.56***	25.32***	23.62***	17.72***

주) ***은 99% 신뢰수준에서 귀무가설 기각, **은 95% 신뢰수준에서 귀무가설 기각, *은 90% 신뢰수준에서 귀무가설 기각을 의미함.

단위근 검정 결과, 가성 회귀 현상이 발생할 가능성이 있는 것으로 나타났다. 그러나 이처럼 시계열 데이터가 정상성을 충족하지 못하더라도, 공적분 관계에 있다면 가성 회귀 현상이 발생하지 않기 때문에 두 변수에 대한 회귀식을 추정하더라도 추정치들에서 편의가 발생하지 않는다. 즉, 공적분 관계가 성립한다면 시계열 데이터를 차분하여 정상성을 충족하는 데이터로 변환하지 않더라도 추정이 가능하다는 것이다. 반면, 공적분 관계가 존재하지 않는다면 시계열 데이터를 차분하여 정상성을 충족시키는 데이터로 변환시킬 필요성이 있다. 이러한 이

유로 공적분 검정을 수행한다. 일반적인 시계열 데이터에 대한 공적분 검정은 Johansen(1988)이 제시한 통계량을 활용한다. 물론, 추정 모형이 가지는 내생성 문제를 해결하기 위해 일반화적률법(GMM: Generalized Method of Moments)을 활용한 동태 패널회귀분석(dynamic panel regression)을 실시함으로써 가성 회귀 현상을 극복할 수 있다. 그러나 동태 패널회귀분석으로 추정하는 경우, 종속변수의 전기 데이터가 설명변수에 포함됨에 따라 경제성장률 하락에 따른 지방자치단체의 세입 결손을 추정하는데 있어 한계가 있기 때문에 본 연구는 동태 패널회귀분석은 고려하지 않는다.

우선 내국세 추정에 대한 공적분 검정을 수행한 결과, Johansen(1988)이 제시한 통계량은 다음과 같고 이로 미루어볼 때, 실질 내국세와 실질 GDP 간에는 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

〈표 6〉 시계열 데이터에 대한 공적분 검정 통계량(Johansen 통계량)

공적분의 수	Eigenvalue	Trace Statistic
None	0.561	36.544***
At most 1	0.175	6.917***

주) ***은 99% 신뢰수준에서 귀무가설(H0: 공적분의 수) 기각을 의미함.

다음으로 패널 공적분 검정은 Pedroni(1999)와 Kao(1999)가 제시한 통계량들을 활용한다. Pedroni(1999)는 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설에 대한 공통 검정 통계량(within-dimension)과 그룹 검정 통계량(between-dimension)을 제시했다. Kao(1999)는 ADF 검정 통계량을 제시했다. 공적분 검정 결과, 귀무가설인 ‘공적분 관계가 존재하지 않는다’는 귀무가설을 신뢰수준 99%에서 기각할 수 있다는 것을 알 수 있다. 이는 실질 지방세, 인구, 실질 GRDP 간에는 공적분 관계가 있다는 것을 의미하고, 실질 자체조달재원, 인구, 실질 GRDP 간에도 공적분 관계가 있다는 것을 의미한다.

〈표 7〉 패널데이터에 대한 공적분 검정 통계량

	Kao	Pedroni			
	ADF	Within-Dimension		Between-Dimension	
		PP	ADF	PP	ADF
$\ln RT_{kt}, \ln P_{kt}, \ln RR_{kt}$	-3.50***	-3.45***	-2.59***	-7.85***	-4.28***
$\ln RS_{kt}, \ln P_{kt}, \ln RR_{kt}$	-7.30***	-2.39***	-1.96***	-6.85***	-3.69***

주) ***은 99% 신뢰수준에서 귀무가설 기각을 의미함.

이처럼 변수들 간에 공적분 관계가 존재한다는 것은 오차수정모형으로 추정할 필요성이 있다는 것을 의미한다. 공적분 관계가 존재한다는 것은 변수들에서 단위근이 발견된다고 해도 차분 없이 추정이 가능하다는 것을 의미하며, 이렇게 추정된 식을 장기 균형식이라고 한다. 이 때, 장기 균형식을 단순 패널회귀분석을 수행하는 경우 내생성의 문제가 존재하기 때문에, Phillips and Hansen(1990)이 제시한 FMOLS 방법론을 활용한다. 이처럼 장기 균형식 추정 후에는 본 연구의 관심인 경제성장률과 지방세입 간의 단기 동태식에 이를 반영하기 위해 장기 균형으로부터 이탈하는 경우 균형으로 회귀하는 속도를 반영하는 전기의 장기 균형식 추정 오차를 추가한다. 또한 단기 동태식을 설정하기 위해서는 본 연구가 설정한 종속변수와 설명변수 간 인과성 및 선후행 관계가 성립해야 한다. 이를 위해 인과성 검정을 수행한다. 물론 시계열 데이터가 6년에 불과하기 때문에 인과성 검정에 대한 통계적 신뢰성을 확보할 수 없다는 한계는 있지만, 그럼에도 불구하고 변수 간의 인과관계 설정은 필요하다. 먼저, Granger(1969)가 제안한 내국세와 실질 GDP 간에 인과성 검정을 수행한다. 인과성 검정 결과, 실질 GDP는 실질 내국세의 Granger 원인이 되지만, 실질 내국세는 실질 GDP에 대해 Granger 원인이 되지 못한다. 이로 미루어볼 때, 종속변수는 실질 내국세이고, 설명변수는 실질 GDP라는 (수식 3)은 적합한 것으로 판단된다.

〈표 8〉 Granger의 인과성 검정 결과($\ln RNT_t$, $\ln RG_t$)

인과관계(귀무가설)	F 통계량
$\ln RNT_t$ does not Granger Cause $\ln RG_t$	0.23
$\ln RG_t$ does not Granger Cause $\ln RNT_t$	4.20**

주) **은 99% 신뢰수준에서 귀무가설 기각을 의미함.

패널 데이터에 대한 인과성 검정을 위해 Holtz-Eakin 등(1988)이 제안한 방법을 활용한다. 인과성 검정 결과, 실질 GRDP는 실질 지방세수입의 Granger 원인이 되지만, 실질 지방세수입은 실질 GRDP에 대해 Granger 원인이 되지 못한다. 또한 실질 GRDP는 실질 자체 조달수입의 Granger 원인이 되지만, 실질 자체조달수입은 실질 GRDP에 대해 Granger 원인이 되지 못한다. 이로 미루어볼 때, 종속변수는 지방세수입과 자체조달수입이고, 설명변수는 실질 GRDP라는 (수식 1)과 (수식 3)은 적합한 것으로 판단된다.

〈표 9〉 Granger의 인과성 검정 결과($\ln RT_t$, $\ln RS_t$)

인과관계(귀무가설)		F 통계량
$\ln RT_t$	$\ln RR_t$ does not Granger Cause $\ln RT_t$	6.38***
	$\ln RT_t$ does not Granger Cause $\ln RR_t$	0.96
$\ln RS_t$	$\ln RR_t$ does not Granger Cause $\ln RS_t$	8.01***
	$\ln RS_t$ does not Granger Cause $\ln RR_t$	0.08

주) ***은 99% 신뢰수준에서 귀무가설 기각을 의미함.

3. 세입 함수 추정 결과

전술한 바와 같이 지방세와 GRDP, 인구는 공적분 관계가 존재했고, 자체조달재원 역시 GRDP, 인구나 공적분 관계가 존재했다. 이러한 공적분 관계는 장기 균형식(long-run equilibrium)으로 불린다. 이는 장기균형관계를 단기 동태식(short-run dynamics)에 반영하는 오차수정모형으로 접근해야 한다는 것을 의미한다. 이러한 이유로 추정 결과는 장기 균형을 추정한 후, 장기 균형식의 단기 오차항을 단기 동태식에 반영한다. 이를 위해 Engle·Granger(1987)가 제안한 2단계 절차 즉 장기 균형을 추정한 후, 장기 균형식의 오차항을 단기 동태식에 반영하는 방안을 활용한다. 그러나 패널 데이터의 경우, 장기 균형을 추정하는데 있어 단순히 통상최소자승법(OLS: Ordinary Least Square)으로 추정하는 경우, Banerjee 외(1986)과 Banerjee 외(1993)가 분석한 바에 따르면 추정치들에 편의(bias)가 발생한다. 이와 같은 문제를 해결하기 위해 Phillips·Hansen(1990)은 FMOLS(fully-modified ordinary least squares)를 제안했고, Saikkonen(1991)와 Stock·Watson(1993)은 DOLS(dynamic OLS)를 제안했다. 본 연구는 분석을 위한 시계열 데이터가 충분하지 않다는 점에서 차분이 필요한 DOLS를 배제하고, FMOLS로 장기 균형을 추정한다. 이를 바탕으로 본 연구는 (수식 1), (수식 2), (수식 3)에 대한 장기 균형을 추정한다.

다음으로 단기 동태식을 고정효과모형과 확률효과모형으로 추정한다. 다만, 단기 동태식에 장기 균형식이 반영되는 즉, 장기 균형에서 벗어나는 경우 균형으로 회복하는 속도를 반영한다. 그러면, 단기 동태식은 (수식 7), (수식 8), (수식 9)와 같다.

$$\Delta \ln RT_{kt} = \pi_0 + \pi_1 \cdot \Delta \ln RR_{kt} + \pi_2 \cdot \Delta \ln P_{kt} + \pi_3 \cdot \epsilon_{kt-1} + \chi_t \quad (\text{수식 7})$$

$$\Delta \ln RS_{kt} = \rho_0 + \rho_1 \cdot \Delta \ln RR_{kt} + \rho_2 \cdot \Delta \ln P_{kt} + \rho \cdot v_{kt-1} + \psi_t \quad (\text{수식 8})$$

$$\Delta \ln RNT_t = \lambda_0 + \lambda_1 \cdot \Delta \ln RG_t + \lambda_3 \cdot u_{t-1} + \omega_t \quad (\text{수식 9})$$

지방세 및 자체조달재원과 실질 GRDP는 양의 장기 균형 관계가 성립한다는 것을 알 수 있다. 다음으로 이렇게 추정된 장기 균형식의 전기 오차항을 설명변수로 하는 단기 동태식을 설정하고 이를 추정한다. 단기 동태식은 고정효과모형과 확률효과모형으로 추정하며, Hausman 이 제시한 통계량을 바탕으로 이들 중 적합한 모형을 선정한다. 지방세수입의 단기 동태식의 경우에는 확률효과모형이 적합하고, 자체조달수입의 단기 동태식의 경우에는 고정효과모형이 적합한 것으로 나타났다.

본 연구의 관심인 지역경제성장률과 지방세 및 자체조달재원 간의 관계는 단기 동태식을 통해 살펴볼 수 있으며, 관련 통계치는 대부분의 모형에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 또한 경제성장률과 내국세 간의 관계 역시 단기 동태식을 통해 살펴볼 수 있으며, 관련 통계치는 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 추정 결과, 지역경제성장률과 지방세 간의 관계는 양의 관계인 것으로 나타났고, 이는 선행연구들과의 결과와도 동일하다. 다만, 지역경제성장률이 지방세수입에 미치는 영향은 선행연구와 차이가 발생하며, 이는 분석 데이터의 차이에서 발생한 것으로 보인다. 본 연구는 이와 같은 분석 결과를 바탕으로 2020년 한국의 경제성장률이 하락하는 경우, 지방세입의 변화를 자주재원인 지방세, 자체조달세입, 지방교부세로 구분하여 분석한다는 점에서 선행연구들과 차별화된다. 구체적으로 지역경제성장률이 1%p 하락하면, 지방세수입은 고정효과모형에서는 1.261% 감소하고, 확률효과모형에서는 1.268% 감소한다. 또한 지역경제성장률이 1%p 하락하면, 자체조달재원은 고정효과모형에서는 1.515% 감소하고, 확률효과모형에서는 1.124% 감소한다. 경제성장률이 1%p 하락하면, 내국세는 0.958% 감소한다.

〈표 10〉 지방세 및 자체조달재원 추정 결과

		$\ln RT_{kt}$		$\ln RS_{kt}$		$\ln RNT_t$
장기 균형식	$\ln P_{kt}$	0.184 (1.04)		0.193 (1.39)		
	$\ln RR_{kt} / \ln RG_t$	1.879*** (8.19)		1.736*** (9.57)		1.162*** (55.53)
		$\Delta \ln RT_{kt}$		$\Delta \ln RS_{kt}$		
		고정효과 모형	확률효과 모형	고정효과 모형	확률효과 모형	
단기 동태식	절편	0.018** (2.34)	0.023*** (3.74)	0.019 (1.20)	0.028** (2.25)	0.10 (0.66)

		ln RT _{kt}		ln RS _{kt}		ln RNT _t
단기 동태식	Δ ln P _{kt}	0.693*** (2.86)	0.312*** (3.06)	0.402 (0.82)	0.440** (2.18)	
	Δ ln RR _{kt} / Δ ln RG _t	1.261*** (4.75)	1.268*** (6.61)	1.515*** (2.93)	1.124*** (3.03)	0.958*** (4.67)
	오차항(t-1)2	-0.766*** (-7.97)	-0.817*** (-8.65)	-0.711*** (-5.56)	-0.744*** (-6.12)	-0.343** (-2.45)
Hausman Test		3.01		7.67*		

- 주 1. ***은 99% 신뢰수준에서 귀무가설 기각, **은 95% 신뢰수준에서 귀무가설 기각, *은 90% 신뢰수준에서 귀무가설 기각을 의미함.
- 주 2. 오차항은 장기 균형식(수식 1, 수식 2, 수식 3)에서 산출된 값임.
- 주 3. 괄호 ()는 t-value를 의미함.

임상수(2013)는 GDP가 1원 증가하면 내국세는 0.108원 증가하는 것으로 분석하여 GDP와 내국세 간의 양의 관계는 본 연구와 동일한 것으로 나타났다. 이로 미루어볼 때, 변화율로만 살펴보면, 내국세에 비해 지방세가 더 큰 영향을 받는다는 것을 알 수 있다. 또한 지방세와 GRDP, 인구, 자체조달재원과 GRDP, 인구, 내국세와 GDP 간에 장기균형관계가 성립하고 있으며, 외부 충격으로 인해 장기균형에서 이탈했을 때 다시 장기균형으로 회복하는 속도는 지방세가 가장 빠르고, 내국세가 가장 느린 것으로 나타났다.

이와 함께 특광역시 및 도의 특징과 수도권 및 비수도권의 특징을 반영하기 위해 (수식 7)과 (수식 8)에 도 더미와 수도권 더미를 반영하는 다음과 같은 수식을 추정했다. 고정효과모형은 특이행렬(singular matrix)로 인해 추정이 불가하여 확률효과모형으로 추정한 결과, 도 더미와 수도권 더미는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이에 본 연구는 <표 10>를 바탕으로 지방세입에 미치는 영향을 분석한다.

$$\Delta \ln RT_{kt} = \pi_0 + \pi_1 \cdot \Delta \ln RR_{kt} + \pi_2 \cdot \Delta \ln P_{kt} + \pi_3 \cdot \epsilon_{kt-1} + \pi_4 \cdot D_1 + \pi_5 \cdot D_2 + \chi_t \quad (\text{수식 7'})$$

$$\Delta \ln RS_{kt} = \rho_0 + \rho_1 \cdot \Delta \ln RR_{kt} + \rho_2 \cdot \Delta \ln P_{kt} + \rho_3 \cdot v_{kt-1} + \rho_4 \cdot D_1 + \rho_5 \cdot D_2 + \psi_t \quad (\text{수식 8'})$$

- D₁(도 더미): k가 도이면 1, 특광역시이면 0,
- D₂(수도권 더미): k가 수도권이면 1, 비수도권이면 0

〈표 11〉 도 더미와 수도권 더미 포함 시 단기 동태식 추정 결과

	$\Delta \ln RT_{kt}$	$\Delta \ln RS_{kt}$
절편	0.018** (2.37)	0.023 (1.50)
$\Delta \ln P_{kt}$	0.347*** (3.43)	0.484** (2.54)
$\Delta \ln RR_{kt}$	1.205*** (6.35)	1.028*** (2.94)
오차항(t-1)	-0.809*** (-8.65)	-0.730*** (-5.56)
dum(도 더미)	0.008 (0.96)	0.004 (0.27)
dum1(수도권 더미)	0.012 (1.03)	0.025 (0.02)

4. 코로나 19로 인한 경제 침체가 지방세입에 미치는 영향 분석

세입함수 추정 결과를 바탕으로 코로나 19에 따른 실질 경제 성장률 하락이 지방자치단체 세입에 미치는 영향을 분석한다. 우선, 지방세수입과 자체조달수입에 대해 분석한다. 〈표 10〉의 추정 결과를 살펴보면, 단기 동태식에서 실질 경제성장률 1% 변화 시 실질 지방세수입 변화율과 자체조달수입 변화율은 다음과 같이 산출된다.

실질 경제성장률 1% 변화 시 실질 지방세수입 변화율 변화:

$$\pi_1 = \frac{\partial \Delta \ln RT_{kt}}{\partial \Delta \ln RR_{kt}} \quad (\text{수식 10})$$

실질 경제성장률 1% 변화 시 실질 자체조달수입 변화율 변화:

$$\rho_1 = \frac{\partial \Delta \ln RS_{kt}}{\partial \Delta \ln RR_{kt}} \quad (\text{수식 11})$$

이를 바탕으로 실질 경제성장률 1% 변화 시 지방세수입 변화분과 자체조달수입 변화분을 산출하면 다음과 같다. 우선, 실질 경제성장률 1% 변화 시 실질 지방세수입 변화분을 산출한

후 실질 지방세수입 변화분을 명목 지방세수입 변화분으로 전환한다. 자체조달수입 역시 동일한 방법으로 실질 경제성장률 1%p 변화 시 명목 자체조달수입 변화분을 산출한다.

2020년 실질 경제성장률 1% 변화 시 k 시도 지방세수입 변화:

$$\Delta NT_{2020} = NT_{k2020} - NT_{k2019} \quad (\text{수식 12})$$

$$= \pi_1 \cdot \frac{\tau_{k2019}}{\tau_{k2020}} \cdot NT_{k2019} + \frac{\tau_{k2019}}{\tau_{k2020}} \cdot NT_{k2019} - NT_{k2019}$$

$$= \left\{ (\pi_1 + 1) \cdot \frac{\tau_{k2019}}{\tau_{k2020}} - 1 \right\} \cdot NT_{k2019}$$

$$\Delta \ln RT_{kt} = \frac{RT_{kt} - RT_{kt-1}}{RT_{kt-1}} = \pi_1, \quad RT_{kt} - RT_{kt-1} = \pi_1 \cdot RT_{kt-1},$$

$$\tau_{kt} \cdot NT_{kt} - \tau_{kt-1} \cdot NT_{kt-1} = \pi_1 \cdot \tau_{kt-1} \cdot NT_{kt-1}$$

2020년 실질 경제성장률 1% 변화 시 k 시도 자체조달수입 변화:

$$\Delta NS_{2020} = NS_{k2020} - NS_{k2019} \quad (\text{수식 13})$$

$$= \rho_1 \cdot \frac{\tau_{k2019}}{\tau_{k2020}} \cdot NS_{k2019} + \frac{\tau_{k2019}}{\tau_{k2020}} \cdot NS_{k2019} - NS_{k2019}$$

$$= \left\{ (\rho_1 + 1) \cdot \frac{\tau_{k2019}}{\tau_{k2020}} - 1 \right\} \cdot NS_{k2019}$$

$$\Delta \ln RS_{kt} = \frac{RS_{kt} - RS_{kt-1}}{RS_{kt-1}} = \rho_1, \quad RS_{kt} - RS_{kt-1} = \rho_1 \cdot RS_{kt-1},$$

$$\tau_{kt} \cdot NS_{kt} - \tau_{kt-1} \cdot NS_{kt-1} = \rho_1 \cdot \tau_{kt-1} \cdot NS_{kt-1}$$

전술한 바와 같이 본 연구는 실질 경제성장률 하락에 따른 법정분 지방교부세의 변화를 살펴보고자 한다. 이를 위해 실질 경제성장률이 내국세에 미치는 영향을 살펴보고, 내국세는 법정분 지방교부세의 재원이기 때문에 법정분 지방교부세 재원 감소에 따른 시도별 변화를 살펴본다. 또한 법정분 지방교부세 중 3%는 특별한 목적에 의해 배분되는 특별교부세이기 때문에 이를 제외한 보통교부세 변화분을 살펴본다. 한편, 보통교부세 중 제주의 경우에는 보통교부세 재원의 3%로 재원이 정해져 있기 때문에 이를 반영하고, 나머지 시도의 경우에는 2020년 보통교부세 산정 내역의 비중을 적용하여 보통교부세 변화분을 산출한다. 이를 수식으로 정리하면 다음과 같다. 이에 경제성장률 하락에 따른 내국세 감소분을 산출한 후, 이를 바탕

으로 보통교부세 재원 감소분을 산출한다. 물론, 지방세와 자체조달수입이 감소하면 보통교부세 배분 기준인 기준재정부족분 역시 감소하지만 이는 2년 뒤 정산분에 반영되고 지방자치단체 간에 득실만 달라지기 때문에 분석에서 제외한다.

실질 경제성장률 1% 상승 시 실질 내국세 증가율 변화:

$$\lambda_1 = \frac{\partial \Delta \ln RNT_{kt}}{\partial \Delta \ln RG_{kt}} \quad (\text{수식 14})$$

2020년 실질 경제성장률 1% 상승 시 내국세 변화:

$$\Delta NNT_{2020} = NNT_{2020} - NNT_{2019} \quad (\text{수식 15})$$

$$= \lambda_1 \cdot \frac{\kappa_{2019}}{\kappa_{2020}} \cdot NNT_{2019} + \frac{\kappa_{2019}}{\kappa_{2020}} \cdot NNT_{2019} - NNT_{2019}$$

$$= \left\{ (\lambda_1 + 1) \cdot \frac{\kappa_{2019}}{\kappa_{2020}} - 1 \right\} \cdot NNT_{2019}$$

$$\Delta RNT_t = \frac{RNT_t - RNT_{t-1}}{RNT_{t-1}} = \lambda_1, \quad RNT_t - RNT_{t-1} = \lambda_1 \cdot RNT_{t-1},$$

$$\kappa_t \cdot NNT_t - \kappa_{t-1} \cdot NNT_{t-1} = \lambda_1 \cdot \kappa_{t-1} \cdot NNT_{t-1}$$

이처럼 (수식 15)와 같이 법정분 지방교부세 재원인 내국세 변화분을 산출한 후, 법정분 지방교부세는 이러한 내국세 변화분의 19.24%만큼 변화하게 된다. 또한 보통교부세는 이 중에서 97%에 해당되고, 보통교부세 재원 중 3%는 제주에 배분되기 때문에 이를 반영하면 보통교부세 변화분은 다음과 같다.

$$\Delta OG_{k2020} = (0.1924 \cdot 0.97 \cdot \Delta NNT_{2020}) \cdot 0.97 \cdot \xi_{kt} \cdot (1 - D_t) \quad (\text{수식 16})$$

$$+ 0.03 \cdot (0.1924 \cdot 0.97 \cdot \Delta NNT_{2020}) \cdot 0.97 \cdot D_t$$

ξ_{kt} : t년도 k시도 보통교부세 산정액 비중,

$$D_{kt} = \begin{cases} 1 & \text{if } k = \text{제주} \\ 0 & \text{if } k \neq \text{제주} \end{cases}$$

그러나 통계청에서 제공하고 있는 GRDP 디플레이터 관련 데이터는 2018년 시점이 최신이기 때문에 2019년과 2020년 GRDP 디플레이터는 3년 가중치 평균을 바탕으로 산출한다.

즉, τ_{2019} 는 2016년부터 2018년까지 3년 가중치 평균, τ_{2020} 은 2017년부터 2019년까지 3년 가중치 평균을 활용하며, 가중치는 최근 시점의 영향이 더 많이 반영되도록 하기 위해 20%, 30%, 50%로 설정한다. 또한 실질 경제성장률의 변화는 17개 시도가 동일한 것으로 가정한다. 2019년 한국의 실질 경제성장률은 1.83%이고, IMF가 전망한 한국의 2020년도 실질 경제성장률은 -1.18%이다. 따라서 실질 경제성장률은 2019년에 비해 3.15%p 하락한 것이고 이를 바탕으로 지방세수입 변화분과 자체조달수입 변화분을 산출한다.

또한 지방세입 항목별 결산 실적은 2018년 데이터가 최신 자료이기 때문에 (수식 12), (수식 13), (수식 16)를 바탕으로 실질 경제성장률 하락에 따른 지방세입 변화를 산출하기 위해서는 2019년 결산 기준 지방세수입과 자체조달수입 데이터가 필요하다. 이를 산출하기 위해 2018년도 지방세수입 및 자체조달수입의 전년대비 증가율을 적용한다. 한편, 보통교부세의 경우에는 2020년 산정 내역이 있기 때문에 이를 활용한다.

〈표 12〉 경제성장률 하락에 따른 효과 분석을 위한 세입 현황

(단위: 십억원)

	τ_{2019}	τ_{2020}	지방세수입		자체조달수입		2020년 보통교부세 산정액
			2018년 증가율	2019년 추정치	2018년 증가율	2019년 추정치	
전국				89,367.9		101,543.2	46,402.7
서울	0.960	0.958	6.8%	22,683.0	5.1%	13,013.8	0.0
부산	0.962	0.960	-0.2%	4,933.0	5.1%	4,259.0	1,099.5
대구	0.972	0.970	2.2%	3,309.6	6.9%	3,416.5	1,143.3
인천	0.959	0.957	0.9%	4,521.3	3.4%	5,160.7	1,037.0
광주	0.972	0.972	7.9%	2,000.0	6.3%	1,815.1	968.3
대전	0.965	0.964	1.2%	1,766.3	-5.6%	1,501.0	983.2
울산	0.957	0.954	-1.7%	1,926.5	-8.0%	1,801.1	580.5
세종	0.968	0.966	0.9%	680.6	15.2%	876.9	56.6
경기	0.949	0.946	10.1%	25,216.7	7.7%	25,141.2	3,774.0
강원	0.951	0.947	5.7%	2,187.8	8.3%	5,245.6	5,035.8
충북	0.957	0.955	8.8%	2,502.9	11.9%	4,348.1	3,195.5
충남	0.953	0.950	2.2%	3,595.4	11.2%	5,722.5	4,045.6
전북	0.961	0.959	1.7%	2,081.2	14.1%	4,456.0	4,699.0
전남	0.961	0.959	3.2%	2,483.3	11.0%	6,924.6	6,261.3
경북	0.968	0.966	-2.3%	3,567.8	6.4%	8,052.1	7,182.0
경남	0.955	0.952	-4.2%	4,439.7	11.1%	8,236.5	4,939.4
제주	0.972	0.971	0.7%	1,472.8	-6.2%	1,572.6	1,401.8

한국의 실질 경제성장률이 전년대비 3.15%p 하락하는 경우, 지방세수입은 전년대비 3조 5,816억원 감소하고 자체조달수입은 전년대비 4조 8,599억원 감소한다. 또한 보통교부세는 2,709억원 감소하는 것으로 나타났다. 다만, 보통교부세는 중앙정부의 2020년 예산을 바탕으로 책정되어 있기 때문에 비록 경제성장률이 하락한다고 하더라도 즉시 반영되지는 않는다. 그러나 2년 후에는 정산분이 반영되기 때문에 전년도 경제성장률 하락에 따른 보통교부세 감소는 2022년 지방자치단체의 세입에 부정적인 영향을 미치게 된다.

〈표 13〉 경제성장률 하락에 따른 시도별 지방세입 변화

(단위: 십억원)

	지방세수입 변화분	자체조달수입 변화분	보통교부세 변화분
전국	-3,581.6	-4,859.9	-270.9
서울	-909.0	-622.8	0.0
부산	-197.7	-203.8	-6.4
대구	-132.4	-163.2	-6.7
인천	-181.0	-246.7	-6.1
광주	-79.8	-86.5	-5.7
대전	-70.6	-71.7	-5.7
울산	-77.2	-86.2	-3.4
세종	-27.3	-41.9	-0.3
경기	-1,011.6	-1,204.3	-22.0
강원	-87.9	-251.6	-29.4
충북	-100.2	-208.0	-18.7
충남	-144.3	-274.2	-23.6
전북	-83.4	-213.1	-27.4
전남	-99.4	-330.9	-36.6
경북	-142.8	-384.9	-41.9
경남	-178.3	-394.9	-28.8
제주	-58.9	-75.1	-8.1

IV. 결론 및 시사점

코로나 19 사태로 인해 전 세계적인 경기 침체를 겪고 있다. 한국 역시 경제성장률은 급락할 예정이다 있다. 이에 본 연구는 경제 성장과 지방세입 간에 관계를 분석하는데 있어, 지방세입을 크게 지방세수입, 자체조달수입, 지방교부세수입, 보조금수입으로 구분하여 살펴보았다. 본 연구는 이 중에서도 자주재원 성격의 지방세입 항목이 경제 둔화에 의해 어느 정도 영향을 받았는지를 분석했다. 이처럼 경제 성장과 지방세입 간에 관계를 분석하는데 있어, 자체세입인 지방세수입과 자체조달수입은 주로 지역 경제에 의해 영향을 받기 때문에 17개 시도의 패널데이터를 바탕으로 분석했다. 반면 지방교부세에서 큰 비중을 차지하는 법정분 지방교부세 중 보통교부세는 내국세에 영향을 받기 때문에 내국세와 경제 성장 간의 관계를 분석하여 시도별 지보통교부세 변화를 살펴보았다.

우선, 본 연구는 패널데이터의 성격 중 하나인 시계열 데이터에 대한 가정을 검정한 후, 이를 바탕으로 패널 오차수정모형을 최종 모형으로 선정했다. 이처럼 시계열 분석의 가정에 대한 검정을 하지 않고 고정효과모형이나 확률효과모형으로 추정하는 경우 추정치의 편의가 발생하기 때문에 추정치를 신뢰할 수 없게 된다. 이러한 이유로 본 연구는 단위근 검정과 공적분 검정을 수행하여 패널 오차수정모형을 선정한 점에서 선행연구들과 차별화된다.

추정 결과를 바탕으로 경제성장률 하락이 지방세입에 미친 영향을 분석했다. 특히, 한국의 경제 성장률은 2019년 1.83%이고, IMF가 전망한 2020한국의 경제성장률은 -1.18%인 것에 관심을 갖는다. 즉, 코로나 여파로 인해 한국의 경제성장률은 전년대비 3.15%p 하락한 것이다. 이처럼 한국의 경제성장률이 전년대비 3.15%p 하락하는 경우, 지방세수입, 자체조달수입, 보통교부세 변화분을 산출했다. 이처럼 경제성장률이 전년대비 3.15%p 하락하는 경우, 지방세수입은 전년대비 3조 5,816억원 감소하고 자체조달수입은 전년대비 4조 8,599억원 감소하며, 보통교부세는 전년대비 2,709억원 감소하는 것으로 나타났다. 다만, 보통교부세는 이미 중앙정부가 2020년 본예산을 기준으로 산정했기 때문에 경제성장률이 하락하더라도 2020년 보통교부세는 감소하지 않는다. 그러나 2년 후에는 내국세 정산분이 보통교부세에 반영되기 때문에 2022년 보통교부세가 2,709억원 감소하게 된다. 보통교부세를 제외한 지방세수입과 자체조달수입은 경제성장률 하락으로 인해 경기가 2조 2,159억원으로 가장 크게 감소하고 서울은 1조 5,318억원 감소하는 것으로 나타났다. 세종은 전년대비 692억원 감소하여 시도 중에서 가장 적게 감소하는 것으로 나타났다.

이처럼 시도별로 지방세수입과 자체조달수입은 전년대비 급감할 것으로 추산된다. 그러나 지방정부는 당초예산을 보수적으로 책정하기 때문에 이와 같은 지방세입의 감소는 감내할 수

있을 것으로 예상된다. 이를 분석하기 위해 2016년부터 2018년까지 세입결산과 당초예산 간의 격차를 분석한다. 분석 결과, 지방세 세입결산과 당초예산의 격차는 2016년 11.5조원, 2017년 10.1조원, 2018년 7.2조원으로 축소되고 있지만 경제성장률 하락에 따른 지방세 감소 규모 3조 5,816억원보다는 큰 것으로 나타났다. 또한, 자체조달수입의 결산과 당초예산 간의 격차는 2016년 43.3조원, 2017년 46.4조원, 2018년 49.7조원으로 확대되고 있으며, 경제성장률 하락으로 인해 자체조달수입 축소 규모인 4조 8,599억원보다 큰 것으로 나타났다. 이로 미루어볼 때, 경제성장률 하락으로 인해 축소되는 지방세수입과 자체조달수입은 당초예산을 충당하지 못할 수준은 아닐 것으로 판단된다. 그럼에도 불구하고 코로나 19에 따른 지출 증가로 인해 지방채 발행은 불가피할 것으로 예상이 된다. 더욱이, 2018년의 경우에는 인천, 대전, 경남의 지방세 결산 규모가 당초예산보다 적은 것으로 나타났다.

〈표 14〉 시도별 세입 결산과 당초예산 간 격차

(단위: 십억원)

	지방세			자체조달수입		
	2016	2017	2018	2016	2017	2018
전국	11,527.8	10,052.1	7,212.7	43,309.1	46,418.6	49,670.4
서울	3,213.0	2,960.5	2,702.8	3,052.2	4,474.6	4,884.7
부산	328.7	375.3	185.8	1,884.0	1,791.9	1,803.8
대구	75.0	157.5	116.3	1,513.8	1,575.0	1,544.8
인천	390.6	395.9	-129.4	1,728.6	2,276.3	2,356.5
광주	212.2	190.9	161.6	808.9	859.1	909.8
대전	183.3	87.4	-15.2	952.9	911.6	682.2
울산	248.8	92.7	4.9	671.7	867.3	772.4
세종	148.2	112.1	52.9	464.7	352.1	273.5
경기	3,334.0	3,048.0	2,722.4	9,966.8	10,142.4	10,979.9
강원	408.2	288.1	268.6	2,931.3	2,891.2	3,166.5
충북	389.9	253.3	275.7	2,044.4	2,117.1	2,512.4
충남	376.2	500.8	265.4	2,807.1	2,974.1	3,403.4
전북	196.0	226.2	129.7	1,877.2	1,988.3	2,398.0
전남	461.9	355.2	299.8	3,834.8	3,892.7	4,187.6
경북	500.5	415.4	154.9	4,139.6	4,211.9	4,574.3
경남	686.0	348.4	-47.5	3,657.2	3,933.0	4,331.5
제주	375.3	244.3	64.0	974.0	1,160.0	889.1

출처: 임상수(2020), “경기침체에 따른 지방세수 손실 예측 및 지방재정 운영방안” 인용.

따라서 각 지방자치단체는 세입 결산과 당초 예산 간의 격차를 분석함으로써 경제성장률 하락에 따른 세입 감소로 인해 세입이 당초 예산 수립 시 결정한 세출을 감당할 수 있을지 파악해야 한다. 그동안 지방자치단체의 자산 대비 부채 비율은 2014년 4.6%에서 2018년 3.71%로 하락세를 보일 정도로 재정건전성은 양호했다. 따라서 지금처럼 경제 침체기에는 지방자치단체는 지역 경제 활성화와 관련된 세출을 우선 집행하기 위해 지방채를 적극 활용하여 지역경제를 활성화함으로써 세수를 진작시키는 선순환 고리를 만들어야 한다. 또한 본 연구의 분석 결과인 경제성장률과 자주재원 항목들의 탄력성 추정 결과를 활용하여 코로나 19 사태로 인한 경제 둔화가 시도별로 자주재원 결손에 미치는 영향을 분석하고, 이를 바탕으로 2021년 당초예산 편성 시 지역 주민의 공공 서비스 수요에 보다 적절하게 대응할 필요성이 있다.

이러한 본 연구가 지니는 가치에도 불구하고, 본 연구는 2020년 경제성장률이 전년대비 3.15%p 하락할 때, 시도별 GRDP 성장률이 모두 동일하게 3.15%p 하락하는 것으로 가정하고 있다는 점에서 분석의 한계를 지적한다. 더불어 본 연구는 지방세 세목들의 징수액 합계액을 분석 대상으로 하고 있기 때문에 경제 성장률이 각 세목에 미치는 영향을 분석하지 못했고, 지방세 수입에 영향을 미치는 요인으로 경제적 요인 외에 정치, 행정 등의 변화를 반영하지 못한 한계를 지니고 있다. 특히, 가용 데이터의 한계 상 코로나 19의 직접적인 영향을 받고 있는 2020년 데이터를 분석 데이터에 포함시키지 않은 채 과거 데이터를 바탕으로 경제성장률 하락이 지방세입에 미친 영향을 분석한 점 역시 본 연구가 지니는 한계라 할 수 있다. 향후 이와 같은 후속 연구들이 시행되어, 경제성장률이 지방자치단체의 세입에 미치는 영향을 정밀하게 분석할 수 있기를 기대한다.

【참고문헌】

- 박대근·박명호. (2015). 국세수입 탄력성에 대한 분석. 「한국경제학보」, 22(1): 207-218.
- 박병희. (2002). 지역경제력과 지방세수입 간의 관계에 관한 연구. 「재정논집」, 16(2): 119-137.
- 오병기. (2010). 지역소득 변화에 따른 지방세수 변화 분석. 「리전인포」, 제206호, 전남발전연구원.
- 임상수. (2013). 「지방재정 압박 진단과 과제-유럽 재정 위기 전철 밟나」. 서울: 한국지방세연구원 연구보고서.
- 임상수. (2020). 경기침체에 따른 지방세수 손실 예측 및 지방재정운영방안. 「지방세포럼」, 51: 4-24.
- 임성일. (1991). 지방세수입 탄력성 추정에 관한 연구. 「지방행정연구」, 6(3): 69-76.
- 최병호·주만수. (2010). 지역경제와 지방세수입의 연계성 분석: 지방세수입의 소득탄력성 추정을 중심으로. 「지방행정연구」, 24(4): 235-260.
- 허원제. (2016). 지역소득에 대한 세수의 탄력성 분석: 세계 금융위기 전후 변화를 중심으로. 「지방행정연구」, 30(4): 173-200.
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons.
- Banerjee, A., J.J. Dolado, D.F. Hendry and G.W. Smith. (1986). Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte Carlo Evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48: 253-278.
- Banerjee, A., J.J. Dolado, J.W. Galbraith, and D.F. Hendry. (1993). *Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationarity Data*. Oxford University Press, Oxford.
- Beck, N. and J. Katz. (1995). What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *The American Political Science Review*, 89(3): 634-647.
- Baltagi, B. H, Feng, Q., and C. Kao. (2012). A Lagrange Multiplier test for Cross-sectional Dependence in a Fixed Effects Panel Data Model. *Journal of the Econometrics*, 170: 164-177.
- Breusch, T., and A. Pagan. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specification in Econometrics. *Review of Economic Studies*, 47: 239-253.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(2): 251-276.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and

- Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3): 424-438.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W., and Rosen, H. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*, 56: 137-195.
- Greytak, David and Jerry Thursby. (1980). The Elasticity of State Income Taxes: A Further Consideration. *National Tax Journal*, 33(4): 497-499.
- Im, K. S., Pesaran, M. H. & Shin. Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115: 53-74.
- Kao, C. (1999). Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data. *Journal of Econometrics*, 90(1): 1-44.
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108: 1-24.
- Maddala, G. and S. Wu. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests and a New Simple Test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61: 631-652.
- Pedroni, P. (1999). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61: 653-670.
- Pesaran, M.H. (2004). Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with Cross Section Dependence. *revised version of CESifoWork-ing Paper Series*, 869.
- Phillips, P.C.B. and B.E. Hansen. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *Review of Economics Studies*, 57: 99-125.
- Saikkonen, P. (1992). Estimation and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation. *Econometric Theory*, 8: 1-27.
- Stock, J.H. and M. Watson. (1993). A Simple Estimator Of Cointegrating Vectors In Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, 61: 783-820.

임 상 수: 서울대학교에서 경제학 박사학위를 취득하고(논문: 한국 쌀 시장의 공급구조에 관한 연구, 2005), 현재 조선대학교 경제학과에 부교수로 재직하고 있다. 주요 관심 분야는 지방재정 및 응용미시(산업연관분석, 수요 및 가격 함수 추정, 산업 분석, 예비타당성 분석 등)이며, 최근 논문으로는 “지방소비세의 정상화 방안에 관한 연구(2019)”, “조정교부금이 자치구 재정 형평성에 미치는 영향(2017)”, “수평적 재정불균형을 고려한 국세의 지방세 이양 방안(2017)” 등이 있다. (happyilims@chosun.ac.kr)