

지방세 비과세·감면 축소 방향에 관한 연구*

The Amount of Local Tax Exemption and Reduction should be decreased in Korea?

임 상 수**

Lim, Sang-Soo

Ⅰ 목 차 Ⅰ

- I. 서 론
- II. 지방세 비과세·감면과 지역 경제
- III. 지방세 비과세·감면과 지방정부 재정
- IV. 정책 제언

본 연구는 지방세 비과세·감면이 지방정부의 경제와 재정에 미치는 영향을 분석했다. 이를 통해 최근 정부의 지방세 비과세·감면 축소 정책에 대한 타당성 검토를 한다. 분석 결과, 지방세 비과세·감면을 통해 지역 경제는 성장하지만, 재정지출에 비해 지역 경제 성장에 미치는 영향은 낮은 것으로 분석되었다. 또한 지방세 비과세·감면이 증가하면 지방세 수입이 줄어들고, 이와 같은 자체세입 감소분을 보전하기 위해 의존재원이 늘어남에 따라 지방정부의 재정지출 역시 증가하는 것으로 나타났다. 이처럼 지방세 비과세·감면은 자체 세입 기반을 약화시키고 지출을 늘려 지방정부의 재정 건전성을 훼손시키고 있다. 더욱이 소득 증가에 따른 지방정부 지출 증가폭보다 의존재원 증가에 따른 지방정부 지출 증가폭이 큰 ‘끈끈이 효과’가 발생하여 재정지출을 빠르게 증가시키는 요인으로 작용하고 있다. 이러한 이유로 지방세 비과세·감면은 향후 축소되어야 한다.

□ 주제어: 의존재원, 지방세 비과세·감면, 끈끈이효과

* 본 논문은 임상수(2011)가 작성한 ‘지방정부 지출의 문제점 및 개선과제’(한국지방세연구원) 연구보고서의 일부를 발췌하여 수정·발전시킨 것임.

** 한국지방세연구원 연구위원

논문 접수일: 2011. 10. 7, 심사기간(1차): 2011. 10. 8 ~ 2011. 12. 14, 게재확정일: 2011. 12. 14

This paper is trying to explain how the local tax exemption and reduction affects the local government's balance and economy in Korea. And the objective of this research is to prove if the amount of local tax exemption and reduction should be decreased or not. In this paper, the local tax exemption and reduction is making the local economy boost but the effect of this one on the local income is smaller than one of the government's expenditure on the local income. And the local tax exemption and reduction is reducing the local tax and the central government gives the local government the support grant(dependent resources). This dependent resources make the government's expenditure increase and the government's balance is deteriorated. What is more, the effect of local tax exemption and reduction on the local government's expenditure is larger than one of the local government's income on that. That is called 'Flypaper effect' and increase the local government's expenditure rapidly. These results show why the amount of local tax exemption and reduction should be decreased.

□ Keywords: dependent resources, flypaper effect, local tax exemption and reduction

I. 서론

성장을 지속해 온 선진국들은 국민들의 복지에 관심을 가지기 시작했고, 이 때문에 재정지출은 급증했다. 더욱이 미국 발 글로벌 경기 침체는 각국의 재정확장 정책으로 이어졌고, 이는 재정지출 증가를 가속화시켰다. 이 때문에 유럽의 그리스, 스페인, 이탈리아 등이 재정위기를 겪고 있는 것이다. 향후 이와 같은 재정위기는 전세계적으로 전이될 가능성을 배제할 수 없기 때문에 이에 대한 대비책 역시 필요하다. 또한 유럽의 재정위기와 미국의 더블딕 우려가 현실화되고 있어 국내 세수 증가는 불투명한 반면 지출은 증가할 것으로 예상되기 때문에 지출 효율성 제고를 통한 세출 확대와 경기 침체로 인한 세입 축소를 최소화하기 위한 노력이 절실한 시점이다.

특히 중앙정부보다 지방정부의 재정 악화 가능성이 더 크다는 점에서 지방정부 지출의 효율성 제고와 세입 축소 최소화가 시급하다 하겠다. 실제로 통합재정수지의 경우, 중앙정부는 2006년 3.6조 원에서 2009년 -17.6조 원으로 20조 원 악화된 반면 지방정부는 7.7조원

에서 -18.9조 원으로 26.6조 원 악화되었다. 이는 지방정부의 총수입 증가율은 중앙정부보다 낮지만 총지출 증가율은 중앙보다 컸기 때문이다. 2006년부터 2009년까지 지방정부 총수입의 연평균 증가율은 4.8%인 반면 중앙정부는 5.1%를 기록했고, 지방정부 총지출의 연평균 증가율은 10.5%인 반면 중앙정부는 6.2%를 기록했다.

지방정부 지출의 효율성 제고와 세입 축소 최소화를 동시에 달성할 수 있는 항목이 있다. 지방세 비과세·감면이 그것이다. 지방세 비과세·감면은 지방세 수입의 포기를 의미하기 때문에 간접지출이라 할 수 있다. 실제로 이영희·김대영(2007)은 지방세 비과세·감면(이하 지방세지출)을 조세지출의 연장선 상에서 조세의 범위가 지방세로 한정되는 것으로 보아 지방세지출이라 정의했다. 지방정부의 지출은 재정지출인 직접지출과 지방세지출인 간접지출로 분류될 수 있다. 따라서 지방정부 지출의 효율성 제고를 위해서는 재정지출과 함께 지방세지출 간 비중 역시 고려 대상이 된다. 또한 지방세지출의 증가는 지방세를 줄이기 때문에 지방정부의 세입 기반을 악화시킨다. 이러한 점에서 지방세지출의 확대 또는 축소 방향을 설정하는 것은 지방정부 지출의 효율성을 제고시키고 세입 기반을 확대시킨다는 점에서 중요하다.

지방세 비과세·감면 관련 선행연구는 문제점 지적 및 개선과제를 제안한 것과 효과를 분석한 것으로 나눌 수 있다. 먼저 지방세 비과세·감면의 문제점과 개선과제를 제안한 선행연구로는 이원희(1995), 김대영·이삼주(1997), 임재근(2003), 김성주(2010) 등이 있다. 이원희(1995)는 지방자주권의 확립을 위해 지방의 문제를 지방 주민의 참여에 의해 자주적으로 해결해야 하며 이 때문에 지방세 감면정책 역시 재정력 확충과 정책자율성 확보라는 두 가지 측면에서 접근해야 한다고 주장했다. 김대영·이삼주(1997)는 1980년부터 1995년까지 지방세감면제도의 현황과 문제점을 분석하고 조세 저항을 야기하지 않는 범위에서 개선과제를 제시했다. 특히 지방세 감면제도는 지방세수의 잠식, 감면세액추징제도의 불합리한 운용, 감면제도의 일몰 미비, 감면대상의 부적합, 목적세 감면 과다 등의 문제점이 있는 것으로 지적되었다. 임재근(2003)은 지방세 비과세·감면제도의 문제점을 제도적 측면과 세무행정적 측면으로 분류하여 제도적 측면에서는 비과세·감면체계의 복잡성, 근거법별 역할 미정리, 선별적 조세지원체계의 결여, 개별적 감면규정의 불명확성 등을 문제점으로 지적하였다. 또한 세무행정적 측면으로는 비과세·감면제도의 운영주체별 역할 재조정과 감면율에 대한 비밀관성, 통계체계의 미비, 비과세·감면제도의 전문인력 부족 등이 문제라고 주장했다. 김성주(2010)는 지방세 비과세·감면의 일몰제도가 있음에도 불구하고 지방세 수입은 1999년 대비 1.9배 증가한 반면 비과세·감면 규모는 4.3배 증가했음을 지적하고, 그에 대한 원인을 기득권층의 형성, 기존세력 압력행사의 가능, 조세저항의 우려 등을 들었다.

지방세 비과세·감면의 효과를 분석한 선행연구로는 김종희(2008), 오병기(2008) 등이 있다. 김종희(2008)는 지방세 비과세·감면의 정책 목표 중 하나인 지역균형개발에 연구의

초점을 맞추고 있다. 지방정부 간 지방세 비과세·감면의 불균형을 분석한 결과 비과세·감면에 대한 자치단체 내의 불평등도의 점유율이 자치단체간의 점유율보다 높았으며, 특히 자율적인 의사에 의해 결정되는 감면조례에 의한 비과세·감면 폭이 더 큰 것으로 나타났다. 오병기(2008)는 지방재정지출과 함께 지방세지출(지방세 비과세·감면) 역시 지역 소득에 영향을 미치고 있다는 것을 분석했다. 특히 지방재정지출을 경상적 지출과 투자적 지출로 구분하여 분석했으며, 지방세지출이 지역 소득에 미치는 영향은 시차가 장기적이고 투자적 지출과 비슷하다는 결론을 도출했다.

최근 행정안전부는 지방정부의 세입 기반을 악화시키는 지방세 비과세·감면을 축소하기로 했다. 그러나 지방세 비과세·감면은 산업체를 유인하여 지방 경제를 활성화하고 이는 세입 기반 확대로 이어진다는 긍정적인 영향 역시 지니고 있다. 따라서 지방세 비과세·감면의 축소 방향을 설정하기 위해서는 비과세·감면제도가 지방정부 재정 및 경제에 미치는 영향을 정밀하게 분석하는 작업이 선행되어야 한다. 선행연구들은 지방세 비과세·감면의 문제점을 분석하고 개선과제를 제안하는 것이 대다수였다. 또한 오병기(2008)는 지방세 비과세·감면이 지역 경제에 미치는 긍정적인 영향만을 분석했다. 본 연구는 지방세 비과세·감면이 지방정부 경제와 지방정부 재정지출에 미치는 영향을 분석한다는 점에서 선행연구들과 차별된다. 이를 위해 지방세 비과세·감면의 긍정적 영향인 지방정부의 경제에 미치는 영향과 부정적 영향인 세수 감소와 그에 따른 의존재원 증가로 인한 지방정부 재정 악화를 계량적으로 분석한다. 이를 통해 본 연구는 지방세 비과세·감면의 축소 내지 확대라는 정책적 방향을 설정하는데 기준 자료로 활용될 수 있다는 점에서 의의가 있다.

II. 지방세 비과세·감면과 지역 경제

앞서 언급했듯이 지방세 비과세·감면의 정책 목표 중 하나는 지역 경제를 활성화하는데 있다. 실제로 오병기(2008)는 지방세 비과세·감면은 지방정부의 재정지출과 같이 GRDP를 증가시키는 역할을 한다고 분석했다. 일반적으로 지방정부는 다양한 목적을 위해 재정지출을 하게 되는데 그 중 하나가 지역경제 활성화이다. 이와 같이 지역 경제를 활성화하기 위해 지방정부는 두 가지 측면에서 지출을 하게 된다. 하나는 재정지출을 통해 다른 하나는 지방세 비과세·감면을 통하는 것이다. 재정지출은 지방정부가 직접적으로 지출한다는 점에서 직접 지출로 불리우며, 지방세 비과세·감면은 지방세 수입이 줄게 되며 이는 재정지출을 그만큼 포기하는 것을 의미하기 때문에 간접지출로 불리우기도 한다. 따라서 최근과 같이 지방정부

재정이 악화되는 시점에서 지방정부 지출의 효율성을 제고시키고 세입기반을 강화하기 위해서는 세입과 세출의 성격을 모두 지니고 있는 지방세 비과세·감면에 대한 경제적 효과를 분석해야 한다.

1. 지방정부 지출 현황

Surrey(1967)는 조세지출(tax-expenditure)을 특정산업 또는 특정집단의 경제 활동을 촉진하기 위해 조세유인 및 조세보조금 등을 명시하고 있는 조세 우대조치로 설명했다. 이영희·김대영(2007)은 국세의 비과세·감면을 의미하는 조세지출의 연장선 상에서 지방세의 비과세·감면을 지방세지출로 정의했다. 또한 오병기(2008)는 우리나라의 지방세지출이 주로 비과세와 감면 형태로 이루어지고 있고 행정안전부의 통계 역시 비과세와 감면에 한정하여 집계하고 있기 때문에 지방세 비과세·감면을 지방세지출로 정의하고 있다. 또한 각 지방자치단체가 작성하고 있는 지방세지출보고서 상에서 지방세지출은 비과세·감면 등 세제상 특례에 의한 지방 세입의 감소를 의미하며 특히 세입 포기에 따른 간접지출로 정의되고 있다. 임상수(2011)는 이러한 선행연구들을 바탕으로 지방정부의 지출을 지출 형태별로 직접지출과 간접지출로 구분했다. 본 연구는 지방정부의 지출을 지방세 비과세·감면을 의미하는 간접지출과 지방정부의 재정지출을 의미하는 직접지출로 분류한다.

지방정부의 지출은 급증하고 있으며, 특히 간접지출이 빠르게 증가하고 있다. 지방정부의 지출은 2002년 76.1조 원에서 2009년 164.7조 원으로 연평균 11.7%씩 증가하고 있다. 특히 지방세 비과세·감면(간접지출)이 지방정부 지출에서 차지하는 비중은 10% 이하이지만, 빠른 속도로 증가하고 있다. 지방세 비과세·감면은 2002년 3.2조 원에서 2009년 15조 원으로 증가했으며 이는 연평균 24.5%씩 증가한 수준이다. 재정지출(직접지출)은 2002년 72.9조 원에서 2009년 149.7조 원으로 연평균 10.8%씩 증가했다. 이처럼 지방세 비과세·감면은 지방정부 지출 급증의 한 요인으로 작용하고 있으며, 이는 전년대비 증가율에서도 알 수 있다. 2004년 이후 전년대비 지방정부의 지방세 비과세·감면 증가율은 재정지출 증가율보다 높은 수준을 기록하고 있다. 특히 2005년도의 경우 중앙정부의 주택에 대한 취득 및 등록세 50% 감면을 내용으로 하는 부동산 정책 시행으로 인해 2006년 지방세 비과세·감면 증가율은 128.3%를 기록했다. 이 때문에 지방정부 지출에서 지방세 비과세·감면이 차지하는 비중은 2004년 이후 상승세를 보여 2006년에는 7.2%, 2009년에는 9.1%로 사상 최고치를 기록했다.

〈표 1〉 지방정부 지출 추이 - 지출 형태별

	지출 추이(조원)			전년대비증가율(%)		
	직접지출	간접지출	지출	직접지출	간접지출	지출
2002	72.9	3.2	76.1	-	-	-
2003	82.2	2.7	84.9	12.8	-17.6	11.5
2004	91.2	3.2	94.4	10.9	20.3	11.2
2005	95.6	3.5	99.1	4.9	9.9	5.0
2006	103.3	8.1	111.4	8.1	128.3	12.4
2007	113.0	9.7	122.7	9.4	20.6	10.2
2008	125.0	11.3	136.3	10.6	16.2	11.1
2009	149.7	15.0	164.7	19.7	32.9	20.8

자료 : 재정고 지방재정연감.

지방세 비과세·감면은 지방정부의 재정지출보다 빠르게 증가하고 있고, 또한 중앙정부의 국세 비과세·감면인 조세지출보다 빠르게 증가하고 있다. 정부의 비과세·감면은 중앙정부의 조세지출과 지방정부의 비과세·감면(지방세지출)의 합으로 나타난다. 조세지출은 2002년 14.7조 원에서 2009년 31.1조 원으로 연평균 11.3%씩 증가했으며, 이는 지방세 비과세·감면의 연평균 증가율 24.5%보다 낮은 수준이다. 또한 2003년과 2008년을 제외한 2004년부터 2009년까지 지방세 비과세·감면의 전년대비 증가율이 국세 비과세·감면의 증가율을 상회했다. 이처럼 지방세 비과세·감면은 국세보다 빠르게 증가하여 간접세에서 차지하는 비중 역시 2002년 18%에서 2007년 29.8%로 상승했고 2009년에는 사상 최고치인 32.6%를 기록했다. 이와 같이 지방세 비과세·감면은 지방정부의 재정지출보다 그리고 중앙정부의 조세지출보다 빠르게 증가하고 있어 향후 지방세 비과세·감면 현행 수준으로 유지시킬지, 증가 또는 감소시킬지에 대한 정책 방향을 제시할 필요성이 있다.

〈표 2〉 비과세·감면 추이 - 지방세와 국세

	비과세·감면(조원)		전년대비증가율(%)		비중 ¹⁾	
	지방세	국세	지방세	국세	간접지출	지출
2002	3.2	14.7	-	-	18.0	82.0
2003	2.7	17.5	-17.6	18.9	13.2	86.8
2004	3.2	18.3	20.3	4.4	15.0	85.0
2005	3.5	20.0	9.9	9.5	15.0	85.0

	비과세·감면(조원)		전년대비증가율(%)		비중 ¹⁾	
	지방세	국세	지방세	국세	간접지출	지출
2006	8.1	21.3	128.3	6.6	27.4	72.6
2007	9.7	23.0	20.6	7.6	29.8	70.2
2008	11.3	28.8	16.2	25.3	28.2	71.8
2009	15.0	31.1	32.9	7.9	32.6	67.4

자료 : 통계청 지방세정연감, 기획재정부 조세지출보고서.

1) 간접지출 중 지방세 비과세·감면과 국세 비과세·감면의 비중.

16개 시도별 지방세 비과세·감면을 도표화한 것이 <그림 1>이다. 2002년을 기준으로 지방세 비과세·감면이 가장 많았던 지역은 경기도로 비과세·감면액은 8,520억 원을 기록했다. 이어서 인천 5,202억 원, 부산 3,529억 원, 서울 3,174억 원의 순을 기록했다. 2009년에는 경기도가 2002년에 이어서 가장 많은 3조 6,435억 원을 기록했고 서울이 3조 6,124억 원으로 경기도와 비슷한 수준을 기록했다. 이어서 인천이 8,483억 원, 부산이 7,128억 원을 기록했다. 이처럼 지역별로 시간이 지남에 따라 지방세 비과세·감면액 격차가 발생하고 있다. 지역별 격차를 세밀하게 분석하기 위해 변이계수를 활용한 결과, 16개 시도의 2002년도 지방세 비과세·감면 변이계수는 106.7%인 반면 2009년에는 131.4%로 확대되었다. 이는 지역 간 지방세 비과세·감면 격차가 확대되고 있음을 보여준다. 지방세 비과세·감면의 지역별 격차가 크다는 사실은 GRDP와 재정지출과의 비교에서도 알 수 있다. 16개 시도의 2002년도 GRDP 변이계수는 105%였으며, 2009년에는 102.3%로 오히려 하락했다. 또한 16개 시도의 2002년도 재정지출 변이계수는 75.2%에서 2009년 75.6%로 소폭 상승했다.

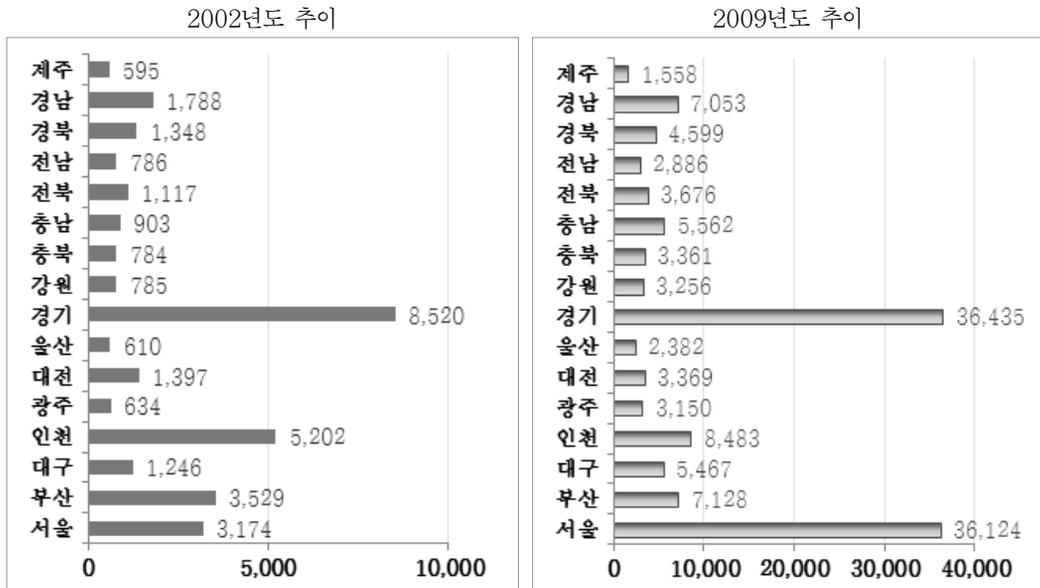
<표 3> 변이계수 추이

(단위 : %)

	지방세 비과세·감면		GRDP		재정지출	
	2002	2009	2002	2009	2002	2009
2002	106.7	131.4	105.0	102.3	75.2	75.6

〈그림 1〉 16개 시도별 지방세 비과세·감면 추이

(단위 : 억 원)



자료 : 통계청 지방세정연감.

또한 16개 시도별로 지방정부의 비과세·감면(간접지출)이 지방정부 지출(간접지출+직접지출)에서 차지하는 비중을 산출한 결과, 인천을 제외한 15개 시도에서 2002년보다 2009년 상승한 것으로 나타났다. 서울은 2002년 2.5%에서 2009년 13.5%로 급등하여 16개 시도 중 가장 높은 상승세를 보였다. 반면 인천은 2002년 15%에서 2009년 9.6%로 하락했다. 특히 수도권(서울, 인천, 경기도)과 비수도권으로 구분할 경우, 수도권의 지출 중 지방세 비과세·감면이 차지하는 비중은 2002년 5.7%에서 2009년 12.1%로 급등한 반면 비수도권은 3.3%에서 5.6%로 소폭 상승했다. 지방세 비과세·감면 중 수도권이 차지하는 비중은 2002년 52.1%에서 2009년 60.3%로 확대되었고 규모 역시 50% 이상을 기록한 반면 직접지출(재정지출) 중 수도권이 차지하는 비중은 2002년 38.3%에서 2009년 39.4%로 소폭 상승하는데 그쳤다. 이처럼 지역별로 살펴볼 경우 지방세 비과세·감면은 급증하고 있고 지역별 격차가 확대되고 있기 때문에, 지방세 비과세·감면이 지역 경제에 미치는 영향과 함께 재정에 미치는 영향을 동시에 분석하여 정책 방향을 설정할 필요성이 있다. 이를 위해 먼저 지방세 비과세·감면이 16개 시도별 경제성장률에 미친 영향을 분석한다.

2. 지방세 비과세·감면이 지역경제 성장에 미친 영향

일반적으로 경제성장률은 실질 GRDP의 전년대비증가율을 의미한다. 지방세 비과세·감면이 16개 시도별 경제성장률에 미친 영향을 분석하기 위해 원데이터를 실질 개념으로 전환한다. 이를 위해 16개시도별 GRDP 디플레이터를 산출한 후 이를 바탕으로 2005년을 기준으로 데이터를 불변 데이터로 전환한다. 다음으로 경제성장률을 산출하기 위해 다음과 같은 수식을 설정한다.

$$\text{경제성장률} : y_{it} = \ln Y_{it} - \ln Y_{it-1} \quad (1)$$

Y_{it} : i 시도의 t년도 불변 GRDP

16개 시도별 경제성장률 함수를 추정하기 위해 다음과 같은 Cobb-Douglas 생산함수를 설정한다. 본 연구는 Barro(1990), 김명수(1998), 왕지훈·이충열(2009), 김성순(2010), 김의섭·임응순(2010) 등 선행연구들의 다음과 같은 지역소득함수 모형을 활용한다.

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\beta_1} L_{it}^{\beta_2} E_{it}^{\beta_3} G_{it}^{\beta_4} \quad (2)$$

A_{it} : i 시도의 t년도 기술수준, K_{it} : i 시도의 t년도 지역민간자본스톡량,
 L_{it} : i 시도의 t년도 노동투입량, E_{it} : i 시도의 t년도 교육투자,
 G_{it} : i 시도의 t년도 공공투자

본 연구는 지방세 비과세·감면과 재정지출이 지역 경제 성장에 미치는 영향을 분석하기 위해 <수식 2>를 다음과 같이 수정한다.

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\beta_1} L_{it}^{\beta_2} E_{it}^{\beta_3} G_{it}^{\beta_4} \quad (3)$$

A_{it} : i 시도의 t년도 기술수준, K_{it} : i 시도의 t년도 불변 고정자본형성,
 L_{it} : i 시도의 t년도 경제활동인구, E_{it} : i 시도의 t년도 불변 지방세 비과세·감면,
 G_{it} : i 시도의 t년도 불변 재정지출

〈수식 3〉에 자연 log를 취하면 다음과 같은 선형 추정식으로 전환된다.

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 L_{it} + \beta_3 E_{it} + \beta_4 G_{it} + v_{it} \quad (4)$$

일반적으로 지역 소득(Y_{it})은 추세를 지니고 있어 단위근을 가질 확률이 크다. 이 때문에 시계열 분석의 기본인 단위근 제거를 위해 차분을 한다. 또한 로그가 취해진 지역소득에 대해 차분을 하는 것은 지역소득이 아닌 지역 경제성장률 함수를 추정하기 위함이다. 따라서 지역 실질 경제성장률(y_{it})은 다음과 같이 설정된다.

$$y_{it} = \beta_{it} + \beta_1 k_{it} + \beta_2 l_{it} + \beta_3 e_{it} + \beta_4 g_{it} + v_{it} \quad (5)$$

$$y_{it} = \ln Y_{it} - \ln Y_{it-1} \approx \frac{Y_{it} - Y_{it-1}}{Y_{it-1}} : i \text{ 시도 } t\text{년도 경제성장률,}$$

$$a_{it} = \ln A_{it} - \ln A_{it-1} \approx \frac{A_{it} - A_{it-1}}{A_{it-1}} : i \text{ 시도 } t\text{년도 전년대비 기술증가율,}$$

$$k_{it} = \ln K_{it} - \ln K_{it-1} \approx \frac{K_{it} - K_{it-1}}{K_{it-1}} : i \text{ 시도 } t\text{년도 전년대비 실질고정자본형성 증가율,}$$

$$l_{it} = \ln L_{it} - \ln L_{it-1} \approx \frac{L_{it} - L_{it-1}}{L_{it-1}} : i \text{ 시도 } t\text{년도 전년대비 경제활동인구 증가율,}$$

$$e_{it} = \ln E_{it} - \ln E_{it-1} \approx \frac{E_{it} - E_{it-1}}{E_{it-1}} : i \text{ 시도 } t\text{년도 전년대비 지방세 비과세·감면 증가율,}$$

$$g_{it} = \ln G_{it} - \ln G_{it-1} \approx \frac{G_{it} - G_{it-1}}{G_{it-1}} : i \text{ 시도 } t\text{년도 전년대비 재정지출 증가율}$$

〈수식 5〉를 추정하기 위해 2002년부터 2009년까지 16개 시도의 패널 데이터를 활용한다. 패널 데이터 역시 시계열 데이터의 성격을 지니고 있어 시계열분석의 기본 가정인 단위근 존재 유무를 살펴보기 위해 단위근 검정을 수행한다. 패널 단위근 검정은 크게 횡단면 개체들 간에 공통 단위근(common unit root)을 검정하는 것과 개별 단위근(individual unit root)을 검정하는 것으로 구분된다. 일반적으로 공통 단위근을 검정하는 방법으로 Levin et al.(2002)이 제시한 LLC 통계량을 활용하며 또한 개별 단위근을 검정하는 방법으로 Im et al.(1997)이 제시한 IPS 통계량과 Maddala&Wu(1999)가 제시한 ADF-Fisher와 PP-Fisher 통계량을 활용한다. 검정결과, 신뢰수준 95%에서 실질 경제성장률,

실질 고정자본형성 증가율, 경제활동인구 증가율, 실질 간접지출 증가율은 '단위근이 존재한다'는 귀무가설을 기각할 수 있었다. 반면 실질 재정지출 증가율은 개별 단위근을 검정하는 PP-Fisher 통계량과 공통 단위근을 검정하는 LLC 통계량에서 신뢰수준 99%에서 '단위근이 존재한다'는 귀무가설을 기각할 수 있었다.

〈표 4〉 패널데이터 단위근 검정

		y_{it}	k_{it}	l_{it}	e_{it}	g_{it}
공통단위근	LLC	-18.79*	-7.89*	-3.90*	-12.67*	-4.10*
개별단위근	IPS	-5.92*	-1.60**	-1.74**	-2.58*	-0.76
	ADF-Fisher	81.45*	48.95**	52.82**	59.20*	40.43
	PP-Fisher	52.23**	105.06*	98.51*	77.84*	71.69*

* : 99% 신뢰수준에서 '단위근이 존재한다'는 귀무가설을 기각.

** : 95% 신뢰수준에서 '단위근이 존재한다'는 귀무가설을 기각.

단위근 검정 결과, 모든 변수들에서 '단위근이 존재한다'는 귀무가설을 기각할 수 있었다. 따라서 〈수식 5〉에 2008년 이후 글로벌 금융위기 더미(D_t)를 추가하여 추정한다. 앞서 언급했듯이 자료의 성격이 시계열 데이터(time series)와 횡단면 데이터(cross section)의 성격을 모두 갖는 패널 자료(panel data)이기 때문에 통상최소자승법(OLS : Ordinary Least Square)으로 추정할 경우 추정치의 비효율성을 야기할 수 있다. 일반적으로 패널 회귀식의 오차항들 간에는 상관관계를 가지고 있기 때문이다. 또한 오차항들 간의 관계에 따라 고정효과모형(fixed effects model)과 확률효과모형(random effects model)으로 구분된다. 오차항(ϵ_{it})은 개별효과를 나타내는 λ_i (individual effects)와 시간효과를 나타내는 μ_t (time effects)로 구성된다. 시간효과 없이 개별효과만을 고려할 경우를 one way model이라 하며, 개별효과와 시간효과를 모두 반영할 경우를 two way model이라 한다. 오차항 중 개별효과를 나타내는 λ_i 는 고정효과모형과 확률효과모형을 구분짓는다. λ_i 가 확률분포를 가지고 있을 경우 확률효과모형이 되며, 확률분포를 가지지 않을 경우 고정효과모형이 된다.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 k_t + \beta_2 l_t + \beta_3 e + \beta_4 g_t + \beta_5 D_t + v_t \quad (6)$$

$$y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ \vdots \\ y_{16t} \end{bmatrix}, k_t = \begin{bmatrix} k_{1t} \\ \vdots \\ k_{16t} \end{bmatrix}, l_t = \begin{bmatrix} l_{1t} \\ \vdots \\ l_{16t} \end{bmatrix}, g_t = \begin{bmatrix} g_{1t} \\ \vdots \\ g_{16t} \end{bmatrix}, D_t = \begin{cases} 1 & \text{if } t \geq 2008 \\ 0 & \text{if } otherwise \end{cases}$$

$$v_{it} = \lambda_i + \mu_t + \omega_{it}, \quad \omega_{it} \sim N(0, \sigma_\omega^2)$$

본 연구의 분석기간은 2002년부터 2009년까지 7년이라는 짧은 기간이기 때문에 시간효과를 감안하지 않고 개별효과만을 반영한 one way model을 활용한다. 또한 고정효과모형으로 추정할 경우, <수식 6>은 <수식 7>이 된다. 일반적으로 고정효과모형은 더미변수를 사용한 최소자승법으로 추정된다.

$$y_t = L\beta_0 + \beta_1 k_t + \beta_2 l_t + \beta_3 e_t + \beta_4 g_t + \beta_5 D_t + \omega_t \tag{7}$$

$$L = \begin{pmatrix} i & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & i & \cdots & 0 & \vdots \\ \vdots & & & & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & & i \end{pmatrix}, \quad i = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & \cdots & 1 \\ 1 & 1 & \cdots & 1 & \vdots \\ \vdots & & & & 1 \\ 1 & \cdots & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}, \quad a = \begin{pmatrix} \beta_{01} \\ \beta_{02} \\ \vdots \\ \beta_{016} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_0 + \lambda_1 \\ \beta_0 + \lambda_2 \\ \vdots \\ \beta_0 + \lambda_{16} \end{pmatrix}, \quad \omega_t = \begin{pmatrix} \omega_{1t} \\ \omega_{2t} \\ \vdots \\ \omega_{16t} \end{pmatrix}$$

확률효과모형은 오차항이 확률분포를 지니고 있기 때문에 고정효과모형과 같이 더미변수를 사용한 최소자승법으로 추정할 경우 효율적인 추정량을 얻지 못한다. 이 때문에 일반화최소자승법(GLS : Generalized Least Square)으로 추정한다. 이를 위해서는 <수식 6>을 다음의 <수식 8>로 전환한다. <수식 8>을 일반화최소자승법으로 추정하면 추정치는 <수식 9>가 된다.

$$y_t = X_t' \beta + \lambda + v_t \tag{8}$$

$$X_t = \begin{pmatrix} \gamma_t \\ k_t \\ l_t \\ e_t \\ g_t \\ D_t \end{pmatrix}, \quad \beta = (\beta_0 \ \beta_1 \ \beta_2 \ \beta_3 \ \beta_4 \ \beta_5), \quad \gamma_t = \begin{pmatrix} \gamma_{1t} \\ \gamma_{2t} \\ \vdots \\ \gamma_{16t} \end{pmatrix}, \quad \gamma_{it} = \begin{pmatrix} \gamma_{i1} \\ \gamma_{i2} \\ \vdots \\ \gamma_{i96} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix}$$

$$E[\omega_{it}] = E[\lambda_i] = 0, \quad Var[\omega_{it}] = E[\omega_{it}^2] = \sigma_\omega^2, \quad Var[\lambda_i] = E[\lambda_i^2] = \sigma_\lambda^2, \\ E[\omega_{it}\lambda_j] = 0 \text{ for all } i, t, \text{ and } j, \quad E[\omega_{it}\omega_{js}] = 0 \text{ if } t \neq s \text{ or } i \neq j, \\ E[\lambda_i\lambda_j] = 0 \text{ if } i \neq j, \quad E[w_{it}^2] = \sigma_\lambda^2 + \sigma_\omega^2, \quad E[v_{it}v_{is}] = \sigma_\lambda^2, \quad t \neq s,$$

$$\Omega = E[v_i'v_i] = \begin{pmatrix} \sigma_\omega^2 + \sigma_\lambda^2 & \sigma_\lambda^2 & \sigma_\lambda^2 \cdots & \sigma_\lambda^2 \\ \sigma_\lambda^2 & \sigma_\omega^2 + \sigma_\lambda^2 & \sigma_\lambda^2 \cdots & \sigma_\lambda^2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \sigma_\lambda^2 & \cdots & \cdots \cdots & \sigma_\omega^2 + \sigma_\lambda^2 \end{pmatrix},$$

$$\text{Var}[v] = V = \begin{pmatrix} \Omega & 0 & 0 \cdots & 0 \\ 0 & \Omega & 0 \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & \cdots & \cdots & \Omega \end{pmatrix} : v \text{의 분산}\cdot\text{공분산 행렬}$$

$$\hat{\beta} = (X' V^{-1} X)^{-1} X' V^{-1} y = \left[\sum_{i=1}^{16} X_i' \Omega^{-1} X_i \right]^{-1} \sum_{i=1}^{16} X_i' \Omega^{-1} y_i \quad (9)$$

이처럼 오차항의 특징에 따라 달라지는 패널 회귀분석은 Hausman(1978)이 제시한 Wald 통계량을 통해 고정효과모형과 확률효과모형 중 적합한 모형을 선정할 수 있다. Hausman 통계량의 귀무가설은 '확률효과모형 사용이 적합하다'이며 기준(criteria)은 <수식 10>과 같다.

$$W = (\widehat{\beta}_{RE} - \widehat{\beta}_{FE})' \widehat{\Sigma}^{-1} (\widehat{\beta}_{RE} - \widehat{\beta}_{FE}) \sim \chi^2(k) \quad (10)$$

$\Sigma = \text{Var}[\widehat{\beta}_{RE} - \widehat{\beta}_{FE}]$: $\widehat{\beta}_{RE}$ 와 $\widehat{\beta}_{FE}$ 차의 분산·공분산 행렬,

$\widehat{\beta}_{RE}$: 확률효과모형으로 추정했을 때의 추정치

$\widehat{\beta}_{FE}$: 고정효과모형으로 추정했을 때의 추정치

이러한 방법으로 16개 시도의 경제성장률을 추정했으며, 또한 설명변수들이 경제성장률에 영향을 미치는 시차를 반영했다. 시차는 전년도까지를 반영했고, 추정치의 유의수준을 바탕으로 후진 제거법을 활용했다. 일반적으로 유의수준이 낮을수록 '추정치는 0이다'라는 귀무가설을 기각할 수 있다. 따라서 기준 유의수준을 0.1로 하여 후진 제거법을 수행했다. 추정 결과 고정자본형성 증가율(k_t)과 더미변수(D_t)를 제외한 모든 설명변수의 적정 시차는 t-1로 나타났다. 이는 간접지출과 직접지출, 경제활동인구가 t년도에 증가할 경우 t년도 경제성장률에 영향을 미치지 않고 t+1년도에 영향을 미침을 보여준다. 이를 요약한 것이 <수식 11>이며, 추정 결과를 도표화한 것이 <표 5>이다. 또한 <표 5>의 16개 시도 추정결과를 바탕으로 Hausman 검정을 수행한 결과 통계량이 거의 0에 가까운 것으로 나타났다. 이는 귀무가설인 '확률효과모형이 적합하다'는 귀무가설을 99% 신뢰수준에서 기각할 수 없다는 것을 의미한다. 따라서 16개 시도 경제성장률은 확률효과모형으로 추정하는 것이 바람직하다.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 k_t + \beta_2 l_{t-1} + \beta_3 e_{t-1} + \beta_4 g_{t-1} + \beta_5 D_t + v_t \quad (11)$$

<표 5> 16개 시도 경제성장률 추정 결과(확률효과모형)

	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
추정치	0.02834*	0.11819*	0.23478***	0.10504**	0.06232**	-0.02848*
t 통계량	6.70	3.87	1.75	2.33	2.07	-6.57

- * : 99% 신뢰수준에서 귀무가설 기각이 유의함.
- ** : 95% 신뢰수준에서 귀무가설 기각이 유의함.
- *** : 90% 신뢰수준에서 귀무가설 기각이 유의함.

이론적으로 재정지출 승수가 비과세·감면보다 크다. 국민소득항등식을 바탕으로 정부의 직접지출인 재정지출 승수를 산출하면 $1/1-c$ 가 되는 반면, 정부의 간접지출인 비과세·감면에 의한 승수는 $c/1-c$ 가 된다. 그런데 c (한계소비성향)는 1보다 작기 때문에 직접지출 승수가 간접지출 승수보다 크며 특히 직접지출 승수는 1보다 크기 때문에 각국이 경기 부양책의 하나로 활용해오고 있는 것이다.

국민소득항등식 :

$$Y = C + I + G = c(Y - T) + I + G \quad (12)$$

Y : 국민소득, C : 소비, I : 투자, G : 정부지출, T : 조세

이론적으로 지방정부의 직접지출이 지역 경제 성장에 미치는 영향이 간접지출에 의한 영향보다 크다. 현실적으로도 지방정부의 직접지출이 지역 경제 성장에 미치는 영향이 간접지출에 의한 영향보다 큰지 여부를 증명하기 위해 <수식 11>의 16개 시도의 실질경제성장률을 추정했다. 추정결과를 바탕으로 직접지출에 의한 효과가 간접지출에 의한 효과보다 큰 지를 살펴보았다. <수식 11>에서 지방세 비과세·감면(간접지출) 증가율이 경제성장률에 미친 영향은 $\partial y / \partial e = \beta_3$ 이고, 지방정부의 재정지출(직접지출) 증가율이 경제성장률에 미친 영향은 $\partial y / \partial g = \beta_4$ 이다. 지방세 비과세·감면 증가율이 경제성장률에 미친 영향(0.10504)이 지방정부 재정지출 증가율이 경제성장률에 미친 영향(0.06232)보다 작았다. 이는 지방정부의 재정지출이 지방세 비과세·감면보다 지역 경제 성장에 미치는 영향이 크다는 것을 의미한다.

Ⅲ. 지방세 비과세·감면과 지방정부 재정

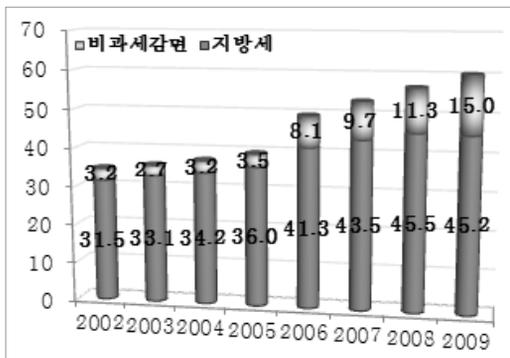
이처럼 지방세 비과세·감면은 재정지출에 비해 지방정부의 경제 성장에 미치는 영향이 작다. 또한 지방세 비과세·감면은 지방세의 수입 감소로 이어져 지방정부의 재정을 열악하게 만든다. 이 때문에 지방세 비과세·감면은 지방정부 지출 감소 요인으로 작용하는 것이 일반적이다. 한편 유금록(2000), 김렬·배병돌·구정태(2003), 문병근·김동식(2008) 등은 지방세 비과세·감면이 지방정부 지출을 증가시키며, 증가폭은 소득 증가에 의한 지방정부 지출 증가폭보다 큰 '끈끈이 효과(flypaper effect)'가 발생한다고 분석했다. 이는 지방세 비과세·감면으로 인해 세입 기반이 약화되고 지출은 증가하여 지방정부의 재정을 악화시키는 요인으로 작용할 수 있음을 보여준다.

1. 세입 감소

지방세 비과세·감면 급증은 징수할 수 있는 지방세를 줄여 지방정부의 세입 기반을 약화시킨다. 지방세는 2002년 31.5조 원에서 2008년 45.5조 원으로 증가세를 보이다가 2009년 글로벌 경기 침체와 부동산 경기 침체로 45.2조 원으로 감소했다. 이와 달리 지방세 비과세·감면은 2002년 3.2조 원에서 2009년 15조 원으로 증가세를 이어갔고, 이로 인해 지방세 대비 비과세·감면 비중은 2002년 10.2%에서 2009년에는 사상 최고치인 33.2%로 급등했다.

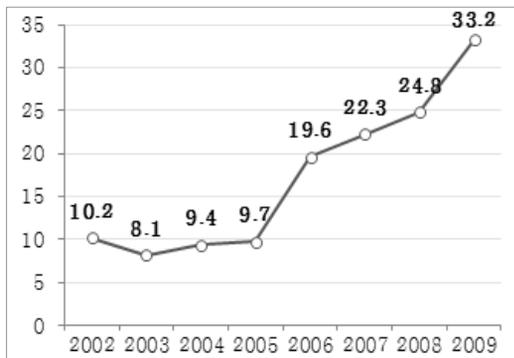
<그림 2> 지방세 및 비과세·감면 추이

(단위 : 조 원)



<그림 3> 지방세 중 비과세·감면 비중

(단위 : %)



자료 : 통계청 지방세정연감.

지방세 비과세·감면은 지방세법, 지방세감면조례, 조세특례제한법에서 시행되고 있다. 그러나 지방세 비과세·감면은 지역적 특성을 반영하여 지출의 효율성을 극대화해야함에도 불구하고 중앙정부에 의해 결정되는 지방세법에 의한 비중이 확대되고 있다. 지방세 비과세·감면 중에서 지방세법에 의한 비중은 2003년 59.3%에서 2005년 63.3% 그리고 2009년에는 79.6%로 급등하고 있다. 반면 지방정부의 의사결정이 반영되는 지방세감면조례에 의한 지방세 비과세·감면은 2002년 25.5%에서 2003년 28.7%로 최고치를 기록한 이후 하락세를 보여 2009년에는 11.2%를 기록했다. 이와 같은 지방세 비과세·감면 금액의 증가는 지방세 수입 확대 폭을 줄였으며, 특히 지방정부의 의견보다는 중앙정부에 의해 결정되는 부분이 많아 문제점으로 지적되고 있다.

<표 6> 지방세 비과세·감면 법적 조치별 추이

(단위 : 조원, %)

	총계	지방세법	지방세감면조례	조세특례제한법
2002	3.2 (100.0)	1.5 (47.7)	0.8 (25.5)	0.9 (26.8)
2003	2.7 (100.0)	1.6 (59.3)	0.8 (28.7)	0.3 (11.9)
2004	3.2 (100.0)	1.9 (60.3)	0.8 (23.8)	0.5 (15.8)
2005	3.5 (100.0)	2.2 (63.3)	0.8 (21.4)	0.5 (15.3)
2006	8.1 (100.0)	6.7 (83.6)	1.0 (12.3)	0.3 (4.1)
2007	9.7 (100.0)	7.7 (79.6)	1.6 (16.0)	0.4 (4.5)
2008	11.3 (100.0)	9.0 (79.6)	1.6 (13.9)	0.7 (6.5)
2009	15.0 (100.0)	12.0 (79.6)	1.7 (11.2)	1.4 (9.2)

자료: 통계청 지방세정연감.

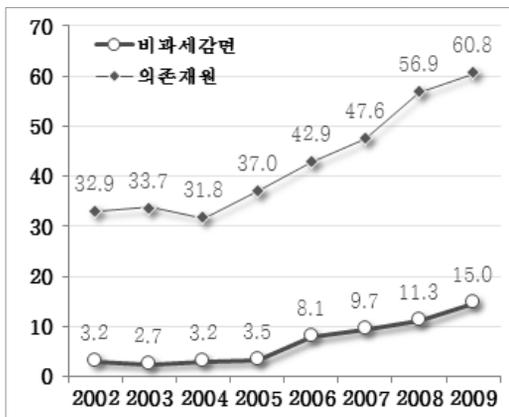
주. 괄호는 지방세 비과세·감면 총계에서 각 항목이 차지하는 비중임(%).

2. 세출 증가

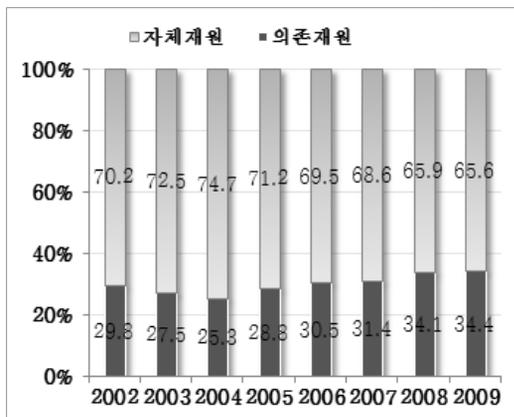
지방세 비과세·감면으로 인해 지방세 수입으로 지방정부 지출을 충당하기에는 부족하다. 이때문에 중앙정부는 교부세와 보조금 등을 통해 지방정부의 재정 부족분을 보충해주고 있다. 이와 같은 의존재원은 지방세 비과세·감면이 증가할수록 확대된다. 지방 행정수요 증가로 지방정부의 지출은 빠르게 증가하고 있는데 반해 지방세 비과세·감면 증가로 지방세로 인한 수입은 서서히 증가하고 있기 때문이다. 지방세 비과세·감면으로 인해 자체 세입 기반은 약화되어 지방정부의 지출이 줄어들어야 하지만, 의존재원 확대로 지방정부의 재정지출은 증가한다. 특히 Oates(2008)는 중앙 정부의 의존재원 확대가 지방정부의 재정지출을 빠르게 증가시키는 원인으로 작용한다고 지적하고 있다. 이처럼 의존재원 확대에 따른 재정지출 증가폭이 지방정부의 소득 증가에 따른 재정지출 증가폭보다 크게 나타는 현상을 ‘끈끈이 효과’라 한다.

실제로 지방세 비과세·감면과 의존재원을 비교한 결과, 강한 양의 상관관계가 나타났다. 2002년부터 2009년까지 지방세 비과세·감면과 의존재원의 상관계수는 0.98을 기록했다. 특히 의존재원은 2002년부터 2009년까지 연평균 9.2%씩 증가한데 반해 자체재원은 5.9% 증가하는데 그쳤다. 의존재원은 2002년 32.9조 원에서 2009년 60.8조 원으로 증가했고, 자체재원은 2002년 77.5조 원에서 2009년 115.8조 원 증가했다. 이처럼 의존재원이 급증함에 따라 지방정부 재원 중 자체재원의 비중은 2002년 70.2%에서 2004년 74.7%로 상승한 이후 하락하여 2009년에는 65.6%를 기록했다.

〈그림 4〉 비과세·감면 및 의존재원 추이
(단위 : 조 원)



〈그림 5〉 자체 및 의존 재원 비중
(단위 : %)



자료 : 통계청 지방세정연감.

이와 같이 지방세 비과세·감면이 증가하면 지방정부 지출 중 의존재원에 의한 지출 역시 증가하게 된다. 여기서 ‘끈끈이 효과’의 존재를 의심할 수 있다. 이를 실증적으로 증명하기 위해 16개 시도 지방정부의 재정지출 함수를 추정했다. 문병근·김동식(2008), 유금록(2000) 등이 제시한 모형을 다음과 같이 수정했다. 또한 지방정부 지출함수에 사용되는 모든 변수는 지방정부의 인구수로 나누어 1인당 재정지출, 1인당 GRDP, 1인당 의존재원으로 바꾼 후 로그로 전환했다. 또한 g_{t-1} 를 설명변수로 사용한 것은 지방정부 지출의 점증성을 반영하기 위함이다. 그리고 최근 고령화 관련 사회복지 지출이 증가하고 있어 이를 반영하기 위해 65세 이상의 고령인구(o_t)를 설명변수로 추가했다. 또한 ‘끈끈이 효과’가 명목변수와 실질변수에서도 다르게 나타나는지 여부를 살펴보기 위해 두 변수를 모두 추정했다.

$$\ln \overline{G}_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln \overline{G}_{t-1} + \gamma_2 \ln \overline{Y}_t + \gamma_3 \ln \overline{P}_t + \gamma_4 \ln O_t + \gamma_5 D_t + \pi_t \quad (13)$$

$$\overline{G}_t = \begin{bmatrix} \overline{G}_{1t} \\ \vdots \\ \overline{G}_{16t} \end{bmatrix} : \text{지방정부 1인당 재정지출}, \quad \overline{Y}_t = \begin{bmatrix} \overline{Y}_{1t} \\ \vdots \\ \overline{Y}_{16t} \end{bmatrix} : \text{지방정부 1인당 GRDP},$$

$$\overline{P}_t = \begin{bmatrix} \overline{P}_{1t} \\ \vdots \\ \overline{P}_{16t} \end{bmatrix} : \text{지방정부 1인당 의존재원}, \quad O_t = \begin{bmatrix} O_{1t} \\ \vdots \\ O_{16t} \end{bmatrix} : \text{지방정부 고령인구 수},$$

$$D_t = \begin{cases} 1 & \text{if } t \geq 2008 \\ 0 & \text{if } otherwise \end{cases}$$

$$\pi_{it} = \sigma_i + \phi_t + \tau_{it}, \quad \tau_{it} \sim N(0, \sigma_\tau^2)$$

지방정부 소득함수 추정과 마찬가지로 <수식 13>을 추정하기 위해서는 시계열분석의 기본 가정인 단위근 존재 여부를 살펴보는 단위근 검정을 수행한다. 검정결과, 종속변수인 지방정부 1인당 재정지출과 의존재원은 명목변수와 실질변수 모두 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 반면 1인당 GRDP와 고령인구수는 단위근 존재 여부가 혼재되어 있다. 하태정·문선웅(2010)은 시계열 자료의 길이가 14년으로 짧고 패널 자료의 속성상 횡단면 자료의 속성이 시계열 자료의 속성을 능가하기 때문에 단위근 존재를 무시했다. 본 연구의 시계열 자료 길이 역시 하태정·문선웅(2010)의 14년보다 짧은 7년이고, 또한 단위근 제거를 위해 차분을 할 경우 전년대비 증가율이 되어 추정치 비교를 통해 ‘끈끈이 효과’를 증명할 수 없게 된다. 이 때문에 본 연구는 시계열 자료의 단위근 존재를 무시하고 지방정부 1인당 재정지출 함수를 추정한다.

〈표 7〉 패널데이터 단위근 검정

		공통단위근		개별단위근	
		LLC	IPS	ADF-Fisher	PP-Fisher
명목 기준	$\ln \bar{G}_t$	7.18	6.60	1.06	3.03
	$\ln \bar{Y}_t$	-5.70*	0.46	27.91	63.13*
	$\ln \bar{P}_t$	3.85	4.53	3.83	3.61
	$\ln Q_t$	-6.58*	1.13	16.76	64.03*
실질 기준	$\ln \bar{G}_t$	4.62	5.84	1.61	3.84
	$\ln \bar{Y}_t$	-7.85*	0.30	27.43	58.33*
	$\ln \bar{P}_t$	-1.28	2.46	9.85	6.74
	$\ln Q_t$	-9.68*	-0.24	30.40	61.88*

* : 99% 신뢰수준에서 '단위근이 존재한다'는 귀무가설을 기각.

** : 95% 신뢰수준에서 '단위근이 존재한다'는 귀무가설을 기각.

명목과 실질 기준으로 추정된 후 Hausman 검정을 수행한 결과 통계량이 거의 0에 가까운 것으로 나타났다. 16개 시도 1인당 명목지출함수와 실질지출함수는 모두 확률효과모형으로 추정하는 것이 바람직하다. 〈표 8〉은 16개 시도의 1인당 지출함수로 적합하다고 판정된 확률효과모형 추정 결과를 요약한 것이다.

〈표 8〉 16개 시도 1인당 지출함수 추정 결과(확률효과모형)

		γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5
명목 기준	추정치	0.14479	0.86636*	0.03175***	0.05711*	0.01298***	0.09985*
	t통계량	0.95	25.79	1.90	4.21	1.76	6.76
실질 기준	추정치	0.41104	0.89306*	0.02340	0.04686*	0.01475***	0.04821*
	t통계량	0.92	21.28	1.12	2.72	1.69	3.43

* : 99% 신뢰수준에서 귀무가설 기각이 유의함.

** : 95% 신뢰수준에서 귀무가설 기각이 유의함.

*** : 90% 신뢰수준에서 귀무가설 기각이 유의함.

'끈끈이 효과'는 지역 주민 소득 증가에 의한 지출 증가효과($\frac{\Delta G_{it}}{\Delta Y_{it}}$)보다 중앙정부의 의존

재원 증가에 의한 지출 증가효과($\frac{\Delta G_{it}}{\Delta P_{it}}$)가 더 큰 것을 의미한다. 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\frac{\Delta G_{it}}{\Delta Y_{it}} < \frac{\Delta G_{it}}{\Delta P_{it}} \quad (14)$$

$$\Delta G_{it} = G_{it} - G_{it-1}, \quad \Delta P_{it} = P_{it} - P_{it-1}$$

추정식 <수식 13>을 바탕으로 소득 증가에 의한 지출 증가효과와 의존재원 증가에 의한 지출 증가효과를 산출하면 <수식 15>와 같다. 이를 바탕으로 ‘끈끈이 효과’를 검정한 결과, 16개 시도 재정지출은 ‘끈끈이 효과’가 발생하는 것으로 나타났다. <수식 16>에 따르면 1인당 의존재원(P_{it})은 1인당 국민소득(Y_{it})보다 항상 작기 때문에 추정치 γ_3 가 γ_2 보다 클 경우, ‘끈끈이 효과’가 발생한다. 실제로 명목 기준으로 추정했을 때 1인당 국민소득에 대한 추정치(γ_2)는 0.03175였고, 1인당 의존재원에 대한 추정치(γ_3)는 0.05711이었다. 또한 실질 기준으로 추정했을 때, 1인당 국민소득에 대한 추정치(γ_2)는 0.0234였고, 1인당 의존재원에 대한 추정치(γ_3)는 0.04686이었다. 이와 같은 사실은 지방정부의 1인당 재정지출에 대한 ‘끈끈이 효과’가 발생하고 있음을 보여준다.

$$\begin{aligned} \frac{\Delta \ln \overline{G_{it}}}{\Delta \ln \overline{Y_{it}}} &= \frac{\overline{\Delta G_{it}}}{\overline{\Delta Y_{it}}} \frac{\overline{Y_{it}}}{\overline{G_{it}}} = \gamma_2, & \frac{\Delta \ln \overline{G_{it}}}{\Delta \ln \overline{P_{it}}} &= \frac{\overline{\Delta G_{it}}}{\overline{\Delta P_{it}}} \frac{\overline{P_{it}}}{\overline{G_{it}}} = \gamma_3 \end{aligned} \quad (15)$$

$$\Leftrightarrow \frac{\overline{\Delta G_{it}}}{\overline{\Delta Y_{it}}} = \gamma_2 \frac{\overline{G_{it}}}{\overline{Y_{it}}}, \quad \frac{\overline{\Delta G_{it}}}{\overline{\Delta P_{it}}} = \gamma_3 \frac{\overline{G_{it}}}{\overline{P_{it}}}$$

$$\frac{\overline{\Delta G_{it}}}{\overline{\Delta Y_{it}}} / \frac{\overline{\Delta G_{it}}}{\overline{\Delta P_{it}}} = \gamma_2 \frac{\overline{G_{it}}}{\overline{Y_{it}}} / \gamma_3 \frac{\overline{G_{it}}}{\overline{P_{it}}} = \frac{\gamma_2}{\gamma_3} \frac{\overline{P_{it}}}{\overline{Y_{it}}} < 1 \quad \because \gamma_2 < \gamma_3, \overline{P_{it}} < \overline{Y_{it}} \quad (16)$$

$$\therefore \frac{\overline{\Delta G_{it}}}{\overline{\Delta Y_{it}}} < \frac{\overline{\Delta G_{it}}}{\overline{\Delta P_{it}}}$$

IV. 정책 제언

지금까지 지방세 비과세·감면이 지역 경제 및 재정에 미치는 영향을 분석했다. 지방세 비과세·감면은 지역 경제를 성장시키는 것으로 분석되었다. 그러나 지방세 비과세·감면에 의한 경제 성장 효과보다 지방정부의 재정지출에 의한 경제 성장 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 이는 지역 경제를 활성화하기 위해서는 지방세 비과세·감면에 의한 것보다 재정지출에 의한 것이 더 효율적임을 보여준다. 또한 지방세 비과세·감면은 지방정부의 지방세 수입을 줄이고, 이를 보전하기 위해 의존재원이 확대된다. 이와 같은 의존재원 확대는 지방정부의 재정지출을 증가시키는 요인으로 작용한다. 특히 지역 소득 증가에 따른 지방정부의 재정지출 증가 폭보다 의존재원 확대에 따른 지방정부의 재정지출 증가 폭이 큰 ‘끈끈이 효과’가 발생했다. 이처럼 지방세 비과세·감면은 의존재원을 확대시키고 재정지출을 증가시키는 요인으로 작용하며, 재정지출보다 지역 경제 성장에 미치는 영향 역시 작기 때문에 축소하는 방향으로 중장기 정책을 마련하는 것이 바람직하다. 더욱이 복지수요 증가와 함께 글로벌 경기 침체에 따른 재정지출 확대로 재정위기가 발생하고 있어 세입 증가가 불투명한 실정이다. 이는 세출과 세입 간 격차를 확대시켜 재정위기를 더욱 심화시켜 글로벌 경기를 악화시키는 악순환이 될 가능성이 크다. 이러한 시점에서 지방정부의 재정 건전성 확보와 경제 활성화를 위해서는 지방세 비과세·감면의 낭비를 줄이고 기대효과를 극대화하는 효율성 제고가 필요하다.

중앙정부와 지방정부는 지방세 비과세·감면의 효율성 제고를 위해 다음과 같은 정책 과제를 마련해야 한다. 중앙정부는 첫째, 국가의 정책 목표를 달성하기 위한 비과세·감면제도는 국세에 한정시키고 지방세에 영향을 미치는 것을 지양해야 할 것이다. 예를 들어 부동산 활성화를 위한 취득세 및 등록세 감면, 유가 안정을 위한 유류세 인하 등과 같이 지방정부의 지방세 수입에 영향을 미치는 세목에 대한 비과세·감면은 최소화해야 한다. 둘째, 지방세법을 통한 것보다 조례를 활용하는 비중이 확대되어야 할 것이다. 중앙정부에서 정해지는 획일적인 지방세지출보다는 각 지방자치단체의 재정, 경제적 상황 등을 고려하여 분야별로 정해지는 지방세지출이 더욱 효율적이기 때문이다.

지방정부는 첫째, 신설될 비과세·감면에 대한 사전적 검토를 강화해야 할 것이다. 신설될 비과세·감면에 대한 경제적 효과를 면밀히 분석하기 위해 전문기관을 통한 검토를 의무화해야 한다. 또한 지방정부 감면조례에 대한 행정안전부의 사전허가제와 표준감면조례가 폐지되어 이로 인한 부작용이 우려되므로, 지방세지출보고서의 사후 관리를 통해 부작용을 최소화해야 한다. 둘째, 비과세·감면의 만성화를 방지하기 위해 일몰제도를 엄격히 시행해야 할 것이다. ‘지방세지출 평가위원회(가칭)’를 도입하여 정책 목표와 생산유발 및 고용유발과 같은

경제적 효과 등을 평가해야 한다. 또한 지방세 비과세·감면의 연장을 원하는 경제주체는 지방세지출 평가위원회가 지정한 항목에 대한 보고서를 작성하여, 일몰연장에 대한 근거를 제시해야 한다.

【참고문헌】

- 김대영·이삼주. (1997). 「지방세감면제도의 개선방안」. 서울 : 한국지방행정연구원.
- 김렬·배병돌·구정태. (2003). 지방재정조정제도의 지출효과 분석. 『한국행정학보』, 37(3) : 241-261.
- 김명수. (1998). 공공투자와 지역경제성장. 『경제학연구』, 46(3) : 279-295.
- 김성순. (2010). 기능별 재정지출이 경제성장에 미치는 영향. 『재정정책논집』, 12(4) : 3-31.
- 김성주. (2010). 지방세 비과세·감면의 일몰기준 도입에 관한 연구. 『한국지방재정논집』, 15(2) : 83-107.
- 김의섭·임응순. (2010). 한국의 재정지출과 경제성장의 인과관계 분석. 『재정정책논집』, 12(3) : 3-28.
- 김종희. (2008). 지방세 비과세·감면과 지방재정 균등화의 관계 분석. 『지방행정연구』, 22(3) : 231-253.
- 문병근·김동식. (2008). 지방재정교부금의 비대칭 Flypaper Effect에 관한 연구. 『한국지방재정논집』, 13(3) : 1-32.
- 오병기. (2008). 지방세지출과 지방재정지출의 동태적 효과 비교 분석. 『지방행정연구』, 22(3) : 207-230.
- 왕지훈·이충열. (2009). 우리나라 지역 재정지출과 지역소득간의 인과관계. 『재정정책논집』, 11(3) : 39-65.
- 유금록. (2000). 지방재정교부금의 지출효과: 끈끈이효과의 검증. 『한국정책학회보』, 9(1) : 111-137.
- 이영희·김대영. (2007). 「지방세지출 예산제도의 도입방안」. 서울 : 한국지방행정연구원.
- 이원희. (1995). 지방세 감면정책의 현황과 발전과제. 『한국사회와 행정연구』, 5(1) : 119-138.
- 임상수. (2011). 지방정부 지출의 문제점 및 개선과제. 서울 : 한국지방세연구원.
- 임재근. (2003). 지방세 비과세·감면제도의 개선방안에 관한 연구. 『한국지방재정논집』, 8(1) : 73-102.
- 하태정·문선웅. (2010). 기술혁신이 구조적 실업에 미치는 영향. 『노동정책연구』, 10(1) : 1-33.
- Barro, R.J., (1990). Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*. 98(5): 103-125.
- Hausman, Jerry A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*. 46: 1251-1272.

- Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y.C. Shin. (1997). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. Discussion paper University of Cambridge.
- Levin, A., C.F. Lin, and C. S. J. Chu. (2002). Unit Root Tests in Panel Data : Asymptotic and Finite Sample Properties. *Journal of Econometrics*. 108: 1-24.
- Maddala, G. S. and S. Wu. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 61: 631-652.
- Surrey, Stanley S. (1970). Tax Incentives as a Device for Implementing Policy : A Comparison with Direct Government Expenditure. *Harvard Law Review*. 83(4):