

# 지방교부세의 형평화 효과에 관한 연구

2001. 12

김 정 훈

한국조세연구원

## 序 言

본 보고서에서는 지방교부세가 지방정부간 재정력 격차에 미치는 효과를 분석하였는데, 이를 위하여 지역간 격차를 측정하는 다양한 지표들의 특성을 파악하였고, 지방교부세의 형평화 효과와 관련된 연구문헌들을 되도록 자세히 조사하였다. 또한 이전재원 배분 이후의 지방정부 세입의 집중도(지니계수)와 지방정부 자체 세입의 집중도의 차이가 어느 정도 발생하는가를 측정하는 평준화 계수를 바탕으로, 지방교부세가 지니고 있는 중앙과 지방간 수직적 재원배분 효과 및 지방정부간 수평적 재원배분 효과를 분해하여 동 재원의 형평화 효과를 평가하였다.

지방교부세의 형평화 효과에 관한 기존 연구들은 이 재원이 지방자치단체간 재정력 형평화에 미치는 효과만을 분석하는 경우가 많았는데, 본 연구에서는 지방교부세제도에서 기준재정수요액의 중요성을 인정하고, 지방교부세가 지역간 격차에 미치는 효과의 시계열적 변화에 기준재정수요액이 어느 정도의 영향력을 미쳐 왔는지를 파악하였다. 이러한 분석에 의하면 기준재정수요액을 감안하는 것이 지방교부세의 지역간 세입 격차에 거의 결정적으로 영향력을 미친다. 또한 그러한 영향력이 시계열적으로 상당히 큰 폭으로 변동하고 있는 것을 확인할 수 있다.

지방교부세의 형평화 효과를 결정하는 이러한 여러 요소들 중에

서 기준재정수요액이 압도적인 영향력을 행사한다는 점은 정책적으로 다음과 같은 시사점을 갖는다. 우선 첫째, 기준재정수요액은 상당히 복잡하게 결정되고 있으며 이를 결정하는 요인들의 성격을 명확하게 정의하는 것도 쉽지 않게 되어 있기 때문에 이로 인하여 지방교부세가 수평적 불형평성을 야기할 가능성이 충분히 크다. 따라서 기준재정수요액의 결정 요인이 복잡하고 불명확할 뿐만 아니라 본 연구에서 파악되는 것처럼 시계열적 변동 폭이 심하다는 점은 향후 지방교부세제도의 개편을 논의할 때 참고가 되어야 할 것이다.

기준재정수요액은 지방공공재의 공급비용인데, 이 요소의 증가 폭은 지난 10년 동안 지방세의 증가 폭을 크게 앞질러 왔다. 필수적인 지방공공재로 정의되는 기준재정수요액의 규모가 이처럼 빠르게 성장하는 것은 필수재의 성격에 맞지 않다고 일단 볼 수 있다. 따라서 빠르게 신장하는 기준재정수요액이 모두 다 필수적인 경비를 반영하는 것이 아니라면 지방세의 세율 인상을 통하여 이에 필요한 재원을 자체적으로 마련하게 하는 것이 필요할 것이다. 만약 기준재정수요액이 모두 다 필수적인 경비가 아니면서, 또한 지역주민의 조세부담 역시 올리는 것이 어렵다면 기준재정수요액에서 필수적인 경비의 정의를 바꾸어 그 규모를 축소해 나가는 노력을 기울이는 것이 국가후생을 증대시키는 방안이라고 볼 수 있다.

본 보고서는 본원의 김정훈 박사가 집필하였다. 저자는 보고서를 읽고 유익한 제언을 해 준 익명의 논평자 두 분, 자료수집에 많은 도움을 준 유인정 연구원, 그리고 원고정리 등에 수고를 한 윤혜순 연구조원에 깊은 감사를 드리고 있다.

서 언 5

마지막으로 본 보고서의 내용은 전적으로 저자 개인의 견해이며  
한국조세연구원의 공식적인 견해와는 다를 수 있음을 밝혀둔다.

2001년 12월

韓國租稅研究院

院長 宋 大 熙

## <요약 및 정책시사점>

지방교부세의 형평화 효과에 대한 다수의 기존연구들은 동 제도로 인하여 지역간 수평적 형평성이 오히려 악화되었다는 연구결과를 발표하여 왔다. 이와 같은 결과가 도출되는 이유는 지방공공재의 공급비용(기준재정수요액)이 무시된 채 지방교부세의 형평화 효과가 분석되기 때문인데, 본 보고서에서는 기준재정수요액이 지방교부세의 지역간 분포에 결정적인 영향력을 행사한다는 것을 지니계수의 분해를 통하여 보이고 있다.

지역간 격차를 연구함에 있어서 이를 측정하는 측정지수로는 변이계수, 지니계수, KP지수 등이 다양하게 사용되어 왔는데, 본 보고서에서는 Pechman and Okner(1975)가 소득세의 재분배 효과를 측정하기 위하여 사용한 지수를 바탕으로 한 평준화 계수를 사용하여 지방교부세의 형평화 효과를 측정하였다. 평준화 계수는 持田信樹(1994)가 일본의 지방교부세가 지역간 격차에 미치는 효과를 분석하기 위하여 사용하였는데, 본 보고서에는 Kakwani(1984) 및 Lerman and Yitzhaki(1995)에서 논의되고 있는 지니계수의 분해를 평준화 계수에 적용할 경우 지방교부세의 수직적 재원배분 효과(재원보장 효과)와 수평적 재원조정 효과를 분해하여 그 특징을 파악할 수 있음을 보이고 있다.

지방교부세를 결정하는 요인은 크게 기준재정수요액과 기준재정수입액으로 나눌 수 있는데, 기준재정수요액은 각 지방자

치단체가 필수적으로 공급할 의무가 있는 지방공공재의 공급비용으로서 국가가 인정하는 비용이라고 정의할 수 있다. 따라서 각 지방자치단체가 지원받는 지방교부세의 규모는 지방자치단체의 재정력(기준재정수입액)뿐만 아니라 기준재정수요액에 의하여 크게 좌우되는데, 지방교부세의 지역간 형평화 효과를 분석한 기존의 많은 연구들이 지방교부세로 인하여 지방자치단체간 재정력이 얼마나 균등해졌는가를 기준으로 동 제도의 형평화 효과를 평가하였다.

이러한 접근 방법을 토대로 한 연구에 의하면 지방교부세로 인하여 지역간 세입격차가 확대된다는 결과가 주로 도출되는데, 지방교부세로 인하여 지역간 세입격차가 줄지 않고 오히려 확대되는 것은 바람직하지 않기 때문에 동 제도의 개편이 필요하다는 정책적 제안이 이러한 연구결과를 바탕으로 꾸준히 제시되어 왔다.

그러나 지방교부세로 인하여 지방자치단체간 일반세입의 격차가 확대되는 것은 충분히 있을 수 있는 일인데, 그 이유는 기준재정수입액뿐만 아니라 기준재정수요액이 지방교부세의 규모를 결정하고, 기준재정수요액과 인구 규모간에 강한 역관계가 존재하기 때문이다. 즉, 인구가 적은 지역의 경우 인구가 상대적으로 많은 지역에 비하여 반드시 일인당 지방세 세입이 적은 것은 아님에도 불구하고 기준재정수요액을 산정할 때에는 인구가 적은 지역에 대한 가중치가 높기 때문에 지방교부세를 배정한 후 지역간 세입격차가 확대된다는 것이 우리나라 지방교부세가 갖는 중요한 특징이다.

따라서 지방교부세로 인하여 지역간 세입격차가 확대되기 때문에 지방교부세제도의 개편이 필요하다는 기존 연구의 정책

제안은 지방교부세의 배분공식에서 기준재정수요액의 비중을 크게 줄이든지 아니면 이를 폐지하는 것이 바람직하다는 규범적인 준거의 틀을 암묵적으로 전제하고 있다는 해석을 내릴 수 있다. 이러한 입장은 나름대로의 의미가 있겠지만, 본 보고서에는 지방교부세를 구성하는 두 축인 기준재정수요액과 기준재정수입액은 둘 다 그 의의가 크다는 입장을 취하고 있다.

이러한 관점에서 본다면 지방교부세가 가지고 있을 수 있는 문제점은 기준재정수요액이 감안된다는 사실 자체보다는 기준재정수요액의 전체 규모와 지역별 규모가 과연 정확하게 결정되고 있는가 하는 것이다. Atkinson(1980)과 Plotnick(1981), 그리고 Lambert and Yitzhaki(1995) 등에서 논의되고 있는 것처럼 정부의 재정정책은 정확한 소득과약(means-test)의 결여와 비효율적 행정 집행, 그리고 소득의 정의에 대한 모호성 등으로 인하여 수평적 불형평성이 충분히 야기될 수 있다. 그리고 이들은 그러한 불형평성의 척도로 재정정책으로 인하여 소득의 순위가 시계열적으로 불안정하게 변동하는 것을 들고 있다\*. 따라서 본 보고서에서는 지방교부세의 지역간 격차를 측정하는 평준화 계수를 분해하여 기준재정수입액과 기준재정수요액으로 인하여 지방자치단체의 세입순위가 어떻게 변동하는가를 분석하였는데, 기준재정수요액이 지방자치단체의 세입 순위에 미치는 영향이 결정적으로 크고 또한 이러한 영향력이 시계열적으로 불안정하게 변동한다는 점을 발견하였다.

기준재정수요액이 지방교부세의 지역간 분포에 미치는 영향력은 광역자치단체, 일반시, 군, 그리고 시와 군을 통합한 경우

---

\* Lambert and Yitzhaki(1995, p. 680).

를 각각 살펴보았는데, 모든 지방자치단체의 종류에 걸쳐서 지방교부세의 평준화 계수가 지난 10년간 하락하였고, 특히 최근에는 지방교부세로 인하여 지역간 격차가 확대되는 현상이 보다 뚜렷해졌다. 그리고 이러한 현상이 발생하는 주된 원인이 기준재정수요액으로 인하여 지방자치단체의 세입순위가 크게 바뀌기 때문이다.

지방교부세에서 차지하는 기준재정수요액의 영향력이 지속적으로 커졌다는 점은 일견 국가사무의 지방 이양으로 인하여 기준재정수요액의 규모가 커졌기 때문이라고 볼 수 있다. 그러나 지니계수는 분석대상 변수의 크기와는 무관하게 계산되며 이러한 사실은 지니계수의 공분산 공식을 통하여 확인할 수 있다. 즉, 지니계수는 분석대상 변수의 표준화(normalized)된 값과 표준화된 순위(누적백분율)간 공분산에 2를 곱한 값과 같기 때문에 변수의 규모가 증가한다고 하여 반드시 지니계수의 값이 증가하지는 않는다. 따라서 비록 국가사무의 지방 이양으로 인하여 기준재정수요액의 규모가 증가하더라도 그 규모가 모든 지방자치단체 전반에 걸쳐서 증가하였다면 이는 지니계수 및 평준화 계수에 영향을 미치는 요인이 되지 않는다. 국가사무가 지방으로 이양될 경우 광역자치단체, 일반시, 군간의 행정서비스 제공 의무가 바뀔 가능성은 있다고 보아야 할 것이다. 그러나 같은 종류의 지방자치단체들은 국가사무의 지방 이양으로 인하여 거의 동일한 재정부담을 지는 것으로 가정한다면 일반시나 군만을 대상으로 분석된 기준재정수요액의 지방교부세의 분포에 대한 영향력은 국가사무의 지방 이양과는 큰 상관이 없다고 볼 수 있다.

지방교부세의 지역간 분포의 변화, 특히 지방교부세로 인하여

지역간 세입격차가 늘어나고 또한 그 순위가 바뀌는 주된 이유가 기준재정수요액에 있다는 점은 다음과 같은 정책적 시사점을 갖는다. 첫째, 지방교부세가 지방자치단체의 재정력 균등화에 미치는 효과에만 국한하여 지방교부세제도의 형평화 효과를 파악할 경우 지방자치단체간 세입 순위의 변경은 당연히 수평적 불형평성을 의미한다는 결론에 도달하게 된다. 그러나 이러한 접근방법은 암묵적으로 지방교부세의 공식에서 기준재정수요액을 제외시키든지, 아니면 기준재정수요액의 반영 정도를 크게 낮추어야 한다는 규범적 준거의 틀을 전제로 한 것이다.

둘째, 만약 지방교부세제도에서 기준재정수요액이 갖는 의의를 인정한다면 지방교부세로 인하여 지역간 세입격차가 오히려 확대되었다고 하더라도 이것이 반드시 지방교부세로 인하여 수평적 불형평성이 야기되었음을 의미하지는 않는다. 이 경우 정책적으로 중요한 쟁점은 기준재정수요액이 동 변수의 본래 취지에 맞게 산정되었는가가 된다. 즉 기준재정수요액의 의의를 십분 인정하더라도 필수적인 지방공공재를 공급할 때 지방자치단체가 필요로 하는 비용을 정확하게 반영할 수 있도록 기준재정수요액이 산정되어야 한다.

셋째, 지방교부세제도에서 기준재정수요액이 차지하는 높은 비중은 지방자치단체간 수평적 불형평성뿐만 아니라 중앙정부와 지방자치단체간 자원조정의 관점에서 중요한 시사점을 제공한다. 비록 지방교부세의 총액은 내국세의 15%로 정해져 있지만, 기준재정수요액의 증가는 기본적인 지방공공재의 공급비용이 증가하는 것을 의미하는데, 이 비용이 중앙정부가 제공하는 다른 공공재의 비용에 비하여 빠르게 상승한다면, 기본적 지방공공재의 규모를 조정하지 않을 경우 지방세의 세율을 인상

하든지, 아니면 중앙정부 제공하는 국가공공재를 줄이는 것을 전제로 한 국세와 지방세의 조정이 필요하다. 따라서 국가와 지방간 자원조정 및 세원조정의 관점에서 기준재정수요액의 적정 규모를 평가하는 것이 향후 지방교부세의 개편방안을 고려할 때 핵심적인 요소가 될 것이다.

지방교부세에서 기준재정수요액이 핵심적인 역할을 차지한다는 사실이 제시하는 네 번째 시사점은 동 요인의 시계열적 안정성이 기본적으로 요구된다는 점이다. 지방교부세의 평준화 계수가 크게 변동하는 주된 이유는 기준재정수요액이 그만큼 크게 변화하기 때문인데, 그 원인이 경제적 환경을 반영한 것일 수 있고, 아니면 기준재정수요액 산정에 임의성이 내재되어 있기 때문일 수 있다. 지방교부세로 인하여 지방정부의 재정력 순위가 바뀌는 것이 반드시 수평적 불형평성이 야기되었음을 의미하지는 않지만, 기준재정수요액으로 인하여 재정력 순위가 시계열적으로 자주 바뀌는 것은 암묵적으로 기준재정수요액이 수평적 불형평성을 야기하고 있을 가능성이 높음을 시사하는 것이기 때문에 이러한 문제점을 충분히 인식하면서 각 지방자치단체의 기준재정수요액이 산정되어야 한다.

< 목 차 >

I. 서 론 .....	19
II. 지방교부세의 현황 .....	25
1. 기본골격 .....	25
가. 배분공식 .....	25
나. 기준재정수요액과 기준재정수입액의 산정방법 .....	32
2. 총규모 및 자치단체별 분포 .....	40
가. 총규모 .....	40
나. 지방자치단체별 분포 .....	50
III. 지역간 격차 측정 지수 .....	56
1. 변이계수 .....	56
2. 지니계수와 집중계수 .....	59
가. 지니계수 .....	59
나. 집중계수 .....	60
다. 변수 X와 변수 Y가 負의 관계에 있을 때의 집중계수 ...	65
3. 집중계수의 계산 .....	66
가. 단순집중계수와 가중집중계수 .....	66
나. 누적백분율을 이용한 집중계수의 계산 .....	68
다. 상대적 차이(relative mean difference)를 이용한 지니계수의 계산 .....	69
라. 공분산을 이용한 집중계수의 계산 .....	70

마. 공분산 공식의 분해 .....	72
바. 행렬을 이용한 계산 .....	73
4. KP지수 .....	74
5. 평준화 계수 .....	76
가. 정의 .....	76
나. 이전재원의 형평화 효과 .....	81
다. 이전재원의 수평적 불형평성 .....	85
라. 공급비용을 감안한 평준화 계수 .....	86
6. 측정지수 계산의 예시 .....	93
 IV. 문헌조사 .....	 98
 V. 지방교부세 형평화 효과 .....	 111
1. 분석 .....	111
가. 광역자치단체 .....	111
나. 기초자치단체 .....	117
2. 평가 .....	131
가. 실증적 평가 .....	131
나. 규범적 평가 .....	134
 VI. 결 론 .....	 139
 참고문헌 .....	 143

## 표 목 차

<표 II-1> 지방교부세 내역과 추이 .....	41
<표 II-2> 기초수요액 증가 추이 .....	41
<표 II-3> 연도별 재정자립도 추이 .....	43
<표 II-4> 지방세입의 구조 .....	50
<표 II-5> 보통교부세의 자치단체별 분포 .....	51
<표 II-6> 지방교부세 불교부단체 현황 .....	52
<표 III-1> 재정정책 전 일반세입과 재정정책 후 일반세입(예시) .....	63
<표 III-2> 지방재정 자료(1985) .....	94
<표 III-3> 지방재정 데이터의 변이계수와 지니계수(1985) .....	95
<표 III-4> 지방재정 변수의 지역간 격차 지표(1985) .....	96
<표 IV-1> 지방재정의 KP지수 .....	100
<표 IV-2> 지방교부세의 균등화 효과 선행 연구 .....	106
<표 V-1> 지방재정조정제도의 지니계수 및 평준화 계수 (광역) .....	112
<표 V-2> 지방교부세의 형평화 계수에서 기준재정수요액이 차지하는 비중 (광역) .....	116
<표 V-3> 지방재정조정제도의 지니계수 및 평준화 계수(기초 시) .....	118
<표 V-4> 지방교부세의 형평화 계수에서 기준재정수요액이 차지하는 비중(기초 시) .....	121

<표 V-5> 지방재정조정제도의 지니계수 및 평준화 계수 (기초 군) .....	123
<표 V-6> 지방교부세의 형평화 계수에서 기준재정수요액이 차지하는 비중 (기초 군) .....	126
<표 V-7> 지방재정조정제도의 지니계수 및 평준화 계수 (기초 시·군) .....	128
<표 V-8> 지방교부세의 형평화 계수에서 기준재정수요액이 차지하는 비중 .....	130
<부표 1> 광역자치단체의 지방재정 데이터(지방세) .....	148
<부표 2> 광역자치단체의 지방재정 데이터(지방교부세) .....	148
<부표 3> 광역자치단체의 지방재정 데이터(지방양여금) .....	149
<부표 4> 광역자치단체의 지방재정 데이터(국고보조금) .....	149

## 그림 차례

[그림 II-1] 지방교부세의 배분모형 .....	29
[그림 II-2] 이전재원 구성요소의 비중 .....	42
[그림 II-3] 지방세와 이전재원 對 국세 비중 추이 .....	45
[그림 II-4] 지방세가 (지방세+이전재원)에서 차지하는 비중 · 48	
[그림 II-5] 1인당 지방교부세의 분포(시·군, 1999) .....	54
[그림 II-6] 1인당 지방세의 분포(시·군, 1999) .....	55
[그림 III-1] 소득관련 변수가 소득과 正의 관계에 있을 때의 로렌츠 곡선 .....	60
[그림 III-2] <표 III-1>에 따른 로렌츠 곡선과 집중곡선 .....	64
[그림 III-3] 소득관련 변수가 소득과 負의 관계에 있을 때의 집중곡선 .....	66
[그림 III-4] KP지수가 1보다 큰 경우 .....	75
[그림 III-5] KP지수가 1보다 작은 경우 .....	75
[그림 V-1] 지방재정조정제도의 평준화 계수 추이(광역) .....	114
[그림 V-2] 지방재정조정제도의 평준화 계수 추이(시) .....	120
[그림 V-3] 지방재정조정제도의 평준화 계수 추이(군) .....	124
[그림 V-4] 지방재정조정제도의 평준화 계수 추이(시·군) ..	130

## I. 서론

지방교부세는 지방자치단체의 일반세입에서 차지하는 비중이 16%가 될 정도로 지방자치단체의 중요한 재원이 되고 있고, 재정자립도가 낮은 군의 경우 그 비중이 30%를 넘기 때문에 동 재원의 지방재정 조정 역할은 매우 중요하다.

따라서 본 보고서에서는 지방교부세가 지방자치단체간 재정력 격차에 미치는 효과를 분석하고자 한다. 특히 본 보고서에서는 지역간 격차를 측정하는 다양한 지표들의 특성을 파악하고, 지방교부세의 형평화 효과와 관련된 연구문헌들을 되도록 자세히 조사하였다. 또한 이전재원 배분 이후 지방자치단체 세입의 집중도(지니계수)와 지방자치단체 자체 세입의 집중도 차이가 어느 정도 발생하는가를 측정하는 평준화 계수를 바탕으로, 지방교부세가 지니고 있는 중앙과 지방간 수직적 자원배분 효과 및 지방자치단체간 수평적 자원배분 효과를 분해(decomposition)하여 동 재원의 형평화 효과를 평가하였다.

기존의 연구문헌들은 지방교부세의 형평화 효과와 관련하여 다양한 연구결과를 제시하고 있다. 다수의 논문들은 지방교부세가 지방자치단체의 재정력 격차를 오히려 악화시켰고 따라서 동 제도의 개선이 필요하다는 주장을 하고 있다. 그런데, 지방교부세의 형평화 효과에 대한 논의는 다양하게 이루어졌지만 이러한 연구들을 위하여 동원된 여러 가지 방법론의 특징과 장·단점들은 지금까지 상호 비교되어 연구되지는 않았다. 특히 지역간 격차를 측정하기 위하여 사용된 각종 지표(변이계수, KP지수, 평준화 계수)가 각각

의 장·단점에 대한 언급이 없이 사용되는 경우가 많고, 그 결과 다양한 연구들이 갖는 상호 연관성을 이해하기 힘들고, 지방교부세에 대한 정책 개선안도 체계적인 준거의 틀을 바탕으로 제시되지 못하였다.

본 연구에서는 기존의 연구와 마찬가지로 지방교부세 배분 이후 일인당 세입의 순위가 바뀌고 또한 그 격차가 벌어진다는 사실을 확인하고 있다. 그러나 이러한 결과가 반드시 지방교부세의 형평화 효과를 떨어뜨린다고 주장하지는 않았다. 왜냐하면 지방교부세법에 천명된 지방교부세의 배분 목적은 지방자치단체간 재정력 격차의 완화가 아니라 지방자치단체가 필요로 하는 기본적인 행정경비를 중앙정부가 보장하는 것이고, 이때 고려되는 것은 지방자치단체의 재정력(기준재정수입액)과 함께 지방자치단체별로 각각 다른 지방공공재의 공급비용(기준재정수요액)이기 때문이다.

지방교부세의 형평화 효과를 평가할 때 어떠한 준거의 틀을 가지고 그 효과를 파악하는가에 따라서 평가가 달라지겠지만, 지방교부세가 지방자치단체간 재정력 격차를 확대시키기 때문에 제도의 개선이 필요하다는 주장은 암묵적으로 지방교부세제도에서 기준재정수요액의 의의가 크지 않다고 주장하는 것과 같다. 이러한 규범적 주장은 나름대로의 타당성을 가지고 있다고 보아야 하겠지만, 본 연구에서는 지방교부세제도의 두 가지 축인 기준재정수요액과 기준재정수입액은 모두 그 의의가 크다는 입장을 견지하면서 동 재원의 형평화 효과를 파악하고자 하였다.

그런데, 지방교부세의 기준재정수요액이 갖는 의의를 비판적 시각 없이 인정할 경우 지방교부세의 형평화 효과에 대한 평가는 동어반복적일 가능성이 높아진다. 왜냐하면 지방교부세는 기준재정수요액과 기준재정수입액을 바탕으로 상당히 정형화된 공식을 사용하여 배분되고 있기 때문이다. 즉, 지방교부세로 인하여 지방자

치단체간 재정력 격차가 오히려 벌어졌다면, 이는 기준재정수요액을 감안하였기 때문일 텐데 이러한 변화는 지역에 따라 다른 지방 공공재의 공급비용으로 인하여 발생한 것이기 때문에 지방교부세의 목표를 반영할 것일 뿐이지 수평적 불형평성을 의미하지 않는다고 충분히 주장할 수 있다.

이러한 이유 때문에 지방교부세의 형평화 효과에 대한 평가 또는 비판은 지방공공재의 수준, 기준재정수요액의 반영 여부 등에 대한 가치 판단을 바탕으로 하는 규범적인 영역을 벗어나기 어려운 면이 있다. 그러나 지방교부세의 형평화 효과에 대한 평가가 오로지 규범적인 것이라고만 간주될 경우 국민후생의 증대를 위하여 지방교부세와 지방재정조정제도의 개편을 어떻게 해 나가야 할 것인가에 대한 논의가 논쟁이 될 가능성이 높아진다.

따라서 본 연구에서는 지방교부세제도에서 기준재정수요액의 의의를 인정하되, 지방교부세가 지역간 격차에 미치는 효과의 시계열적 변화에 기준재정수요액이 어느 정도의 영향력을 미쳐왔는지를 파악하였다. 이러한 분석에 의하면 기준재정수요액을 감안하는 것이 지방교부세의 지역간 세입 격차에 거의 결정적으로 영향력을 미친다. 또한 그러한 영향력이 시계열적으로 상당히 큰 폭으로 변동하고 있는 것을 확인할 수 있다.

각 지방자치단체별 기준재정수요액은 공식적으로 발표되고 있지 않기 때문에 동 요소의 영향력을 포착하기 위해서는 평준화 계수의 분해를 필요로 하는데, 이러한 분해를 통하여 기준재정수요액뿐만 아니라 재정자립도의 변화가 지방교부세의 형평화 효과에 미치는 효과도 분리되어 포착될 수 있고 각 지방자치단체별 지방세액의 집중도 변화가 동 재원의 형평화 효과에 어떠한 영향을 미치는지도 포착된다.

지방교부세의 형평화 효과를 결정하는 이러한 여러 요소들 중에

서 기준재정수요액이 압도적인 영향력을 행사한다는 사실은 정책적으로 다음과 같은 시사점을 갖는다. 우선 첫째는 중앙정부의 재분배 정책에서 지역간 재분배 정책과 함께 개인간 재분배 정책이 중요한 역할을 담당하고 있는데, 개인간 재분배 정책으로 인한 수평적 불형평성의 가능성은 중요하게 인식되고 있다는 점을 주목할 필요가 있다<sup>1)</sup>.

개인간 재분배 정책에서 수평적 불형평성 문제는 재분배 대상의 소득 파악이 제대로 되지 않는 데서 발생할 수도 있고 보다 근본적으로는 동 정책을 기획함에 있어서 가계의 후생을 결정하는 다른 요소들, 이를 테면 가족 구성원, 가족 규모 및 건강 상태 등이 고려되지 않아서 발생할 수도 있다. 지방교부세제도에 비추어 이 문제를 생각해 보면 지방자치단체의 재정력인 지방세 및 세외수입에 대한 정보는 비교적 정확하게 파악할 수 있는 반면, 기준재정수요액은 상당히 복잡하게 결정되고 있으며 이를 결정하는 요인들의 성격을 명확하게 정의하는 것도 쉽지 않게 되어 있다. 지방교부세제도와 같은 재분배 정책은 본질적으로 수평적 불형평성을 야기할 가능성이 있는 데다가 이에 커다란 영향력을 행사하는 기준재정수요액의 결정 요인이 복잡하고 불명확할 뿐만 아니라 본 연구에서 파악되는 것처럼 시계열적 변동 폭이 심하다는 점은 향후 지방교부세제도의 개편을 논의할 때 참고가 되어야 할 사항이라고 생각된다.

기준재정수요액이 지방교부세에서 차지하는 영향력이 크다는 점이 갖는 두 번째 정책 시사점은 중앙과 지방간 재원배분에 관한 것이다. 기준재정수요액은 지방공공재의 공급비용인데, 이 요소의

---

1) 재정정책으로 인한 수평적 불평등의 문제점은 Jenkins and Lambert (1999) 및 그 안의 참고문헌에서 자세히 논의되고 있다.

증가 폭은 지난 10년 동안 지방세의 증가 폭을 크게 앞질러 왔다. 필수적인 지방공공재의 공급비용으로 정의되는 기준재정수요액의 규모가 이처럼 빠르게 성장하는 것은 필수재(necessary goods)의 성격에 맞지 않다고 일단 볼 수 있다. 그러나 기준재정수요액의 성격에 대한 논의를 떠나서 이 문제에 대한 적절한 대응책을 생각해 보면, 빠르게 성장하고 있는 기준재정수요액에 대응하는 재원을 효율적으로 마련하기 위해서는 지방세 세율의 증가, 또는 국세와 지방세의 조정이 필요하다고 할 수 있다. 그렇지 않고 이를 이전재원을 통해서만 조달할 경우 가격신호의 부재로 인하여 초과 수요가 계속적으로 증가할 가능성이 높다.

지방세의 세율 증가와 국세와 지방세의 조정 중 어떠한 방안을 선택해야 할 것인가는 중요한 정책적 고민이 되겠지만, 만약 지방공공재가 기타 국가공공재에 비하여 우선 순위가 높다고 한다면 국세의 지방세 이양이 바람직할 것이다. 반면 빠르게 신장하는 기준재정수요액이 모두 다 필수적인 경비를 반영하는 것이 아니라면 지방세의 세율 인상을 통하여 이에 필요한 재원을 자체적으로 마련하게 하는 것이 필요하다. 만약 기준재정수요액이 모두 다 필수적인 경비가 아니면서, 또한 지역주민의 조세부담 역시 올리는 것이 어렵다면 기준재정수요액에서 필수적인 경비의 정의를 바꾸어 그 규모를 축소해 나가는 노력을 기울이는 것이 국가후생을 증대시키는 방안이라고 볼 수 있다.

본 보고서는 다음과 같이 진행된다. 제1장은 서론이고, 제2장에서는 지방교부세의 현황이 파악되어 있다. 제3장에서는 평준화 계수를 포함하여 지역간 격차를 측정하는 각종 지수가 소개되어 있으며, 특히 평준화 계수의 분해가 도출되어 있다. 제4장에서는 지방교부세의 형평화 효과와 관련한 기존 연구가 조사되어 있으며 제5장에서는 지방재정조정제도의 집중도와 평준화 계수가 계산되

어 있으며, 또한 기준재정수요액이 평균화 계수에 미치는 영향력의 크기가 계산되어 있다. 제6장에는 결론이 실려 있다.

## II. 지방교부세의 현황

### 1. 기본골격

#### 가. 배분공식

지방교부세는 지방자치단체가 기본적인 행정서비스를 제공하는 데 필요한 경비를 중앙정부가 보조해 주는 것을 목적으로 하고 있다<sup>2)</sup>. 지방자치단체가 기본적인 행정서비스를 제공하는 데 필요한 비용은 지방교부세법에서 기준재정수요액이라고 부르는데, 만약 중앙정부가 계산한 지방자치단체의 재정력(fiscal capacity), 즉 기준재정수입액이 기준재정수요액보다 적을 때 그 차액이 일단 지방교부세의 기준이 된다<sup>3)</sup>. 원칙적으로 이 차액을 모두 다 지방자치단체에게 지원하는 것이 지방교부세의 취지에 맞지만, 지방교부세는 내국세의 일정 비율로 되어 있기 때문에 각 지방자치단체의 차액을 모두 합한 재정 부족액의 총액이 법정 지방교부세액(현재 내국세의 15%)보다 클 때에는 재정 부족액에 1보다 작은 값(조정률)을 일률적으로 적용하여 최종적인 지방교부세액이 결정된다<sup>4)</sup>.

---

2) 지방교부세법 제1조: “이 법은 지방자치단체의 행정운영에 필요한 재원을 교부하여 그 재정을 조정함으로써 지방행정의 건전한 발전을 기함을 목적으로 한다.”

3) 기준재정수입액은 지방세 및 세외수입(수수료·사용료, 재산 임대 및 이자수입)에 기준세율 80%를 적용한 금액이다.

4) 지방교부세는 보통교부세와 특별교부세로 나누어져 있는데, 이러한 공식을 적용하여 배분되는 것을 보통교부세라 하고 그 규모는 지방

지방교부세의 형평화 효과를 논의할 때 지방교부세의 제도적 골격이 갖는 의미를 좀더 상세하게 살펴보는 것이 도움이 되므로 지방교부세의 배분공식을 자세히 살펴보기로 한다. 우선 기준재정수요액을  $E$ , 기준재정수입액을  $T$ , 조정률을  $\alpha$ , 기준세율을  $\beta$ 라고 하면, 지방교부세  $S$ 는 다음과 같은 공식에 의하여 결정된다.

$$S = \alpha(E - \beta T) \quad (1)$$

위의 식에서 조정률  $\alpha$ 와 기준세율  $\beta$ 간에는 상호 (+)의 관계가 존재한다. 이는 기준세율을 올릴수록 각 지방자치단체의 재정부족액이 줄어들어 조정률  $\alpha$ 가 증가하기 때문이다. 보다 구체적으로,  $K$ 개의 지방자치단체가 있고, 내국세를  $NT$ , 지방교부세를 결정할 때 내국세에 적용되는 비율을  $\gamma$ 라 하고, 하침자  $i$ 로 각 지방자치단체를 표시하면,  $\sum_{i=1}^K S_i = \gamma NT$ 이기 때문에 위의 두 식에서

$$\alpha = \gamma NT / (\sum E_i - \beta \sum T_i) \quad (2)$$

의 관계가 성립한다. 식 (2)는 지방교부세의 운영방식에 대하여 다양한 정보를 제공하는데, 우선  $\beta$ 와  $\alpha$ 간에는 역관계가 있기 때문에  $\beta$ 가 감소할 경우  $\alpha$ 의 감소로 인하여 지방교부세의 배분시 각 지방자치단체의 재정부족액은 그만큼 적게 반영된다. 이러한 사실에 입각하여 볼 때, 지방자치단체의 재정력을 실제보다 작게 포착하는 기준세율제도는 지방교부세로 하여금 재정력 형평화 효과를 충분히 발휘하지 못하게 하는 역할을 담당한다고 평가할 수 있다.

---

교부세의 10/11로 정해져 있다. 나머지 1/11은 특별교부세의 명목으로 행정자치부가 각 지방자치단체에 배분한다.

1보다 작은 값을 갖는  $\beta$ 는 이처럼 지방교부세의 재정력 형평화 효과를 약화시키는 것으로 일단 해석할 수 있지만, 관점에 따라서는  $\beta$ 가 1보다 작아지더라도 이것이 반드시 지방교부세의 수평적 형평화 효과를 약화시키지 않는다는 주장도 제기할 수 있다. 그 이유는 식 (1)의 기준재정수요액  $\xi_i$ 가 차지하는 중요성에서 찾아볼 수 있는데, 만약 지방자치단체가 필수적으로 공급해야 하는  $\xi_i$ 가 정확하게 포착된다면 당연히 이를 100% 보장해주는 것이 지방교부세의 취지에 맞을 것이다. 그러나 필수적 지방공공재의 정의가 모호하고, 또한 지방공공재의 단가도 모호하기 때문에  $\xi_i$ 가 정확하게 산정되지 않을 가능성이 현실적으로 높다고 보아야 할 것이다. 따라서 지방자치단체의 기준재정수요액이 정확하게 산정되지 않은 상황에서 오직 기준재정수입액만을 정확하게 반영하려는 노력이 오히려 수평적 형평성을 저해한다고 볼 수도 있다. 이 경우  $\beta$ 를 1보다 낮추는 것은 기준재정수요액을 작게 산정하면서 동시에 기준재정수요액 역시 일정 비율 낮게 반영하는 효과를 발휘하므로 불확실한 기준재정수요액의 산정이 야기할지도 모르는 수평적 불형평성 문제를 완화시키는 효과를 가져온다고 볼 수도 있다<sup>5)</sup>.

기준세율과 조정률, 기준재정수입액, 기준재정수요액간에 존재하는 복잡한 관계는 그림을 통하여 보다 더 명확하게 파악할 수 있는데, [그림 II-1]에서 횡축은 지방자치단체의 1인당 소득( $x_i$ )을 나타내고, 종축은 1인당 기준재정수요액( $\xi_i$ )과 1인당 기준재정수입액( $t_i$ )을 나타내고 있다. 이 그림에서 기준재정수요액은 두 가지

---

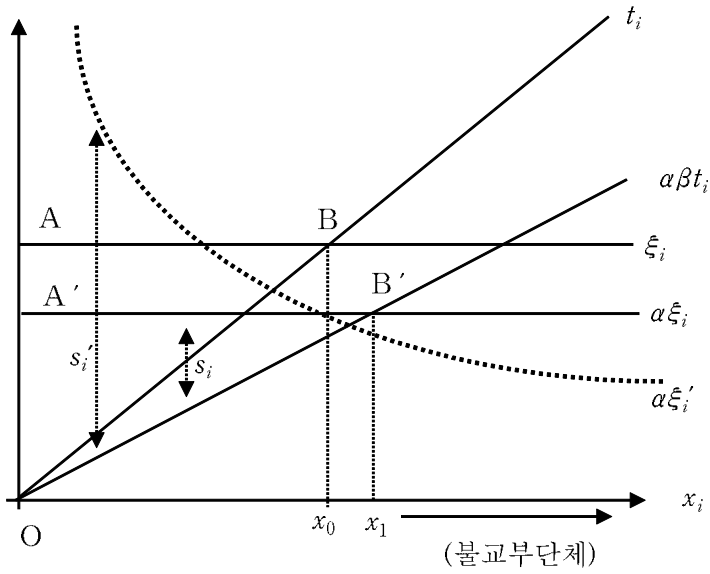
5) 물론 이러한 방식으로 수평적 불형성 문제를 다루는 것이 최선이라고 볼 수는 없고 기준재정수입액과 기준재정수요액을 최대한 정확하게 산정하는 것이 가장 바람직한 지방교부세의 운영방안이라 해야 할 것이다.

가정을 바탕으로 그려져 있는데, [그림 II-1]의  $a\xi_i$ 는 기준재정수요액은 지방자치단체가 기본적으로 제공해야 하는 지방공공재의 공급비용으로 지역의 소득수준과 상관없다고 가정하고 그린 것이다. 반면 현실적으로 지방교부세가 운영되는 내용을 보면 기준재정수요액을 계산할 때 규모의 경제가 가정되어 인구가 적은 곳일 수록 보다 많은 1인당 기준재정수요액이 산정된다. 따라서 인구가 적은 소도시 또는 군의 1인당 소득이 대도시의 1인당 소득에 비하여 낮다고 가정할 때에는 [그림 II-1]의  $a\xi_i'$ 처럼 1인당 기준재정수요액은 우하향한다. 기준재정수입액의 경우 지방세와 세외수입은 지역의 소득수준과 비례할 것이므로 1인당 기준재정수입액  $t_i$ 는 1인당 소득  $x_i$ 와 비례하도록 그려져 있다.

이 그림에서 지방교부세는 기준재정수요액과 기준재정수입액간 차액을 기준으로 결정되는데, 만약  $\alpha$ 와  $\beta$ 가 1이라면 지방교부세 총액은 [그림 II-1]에서  $\triangle OAB$ 이고 1인당 소득이  $x_0$ 보다 큰 지방자치단체는 지방교부세를 받지 못하는 불교부단체가 된다. 물론 내국세의 15%로 정해진 지방교부세 총액이  $\triangle OAB$ 보다 적으면 최종적인 지방교부세 총액은  $\triangle OAB$ 에  $\alpha$ 를 곱한 값이 되어야 하므로 각 지방자치단체가 받는 지방교부세액은 모두  $\alpha$ 만큼 비례적으로 줄어든다.

$\beta$ 의 변화는 지방교부세의 형평화 효과라는 관점에서 중요한 의미를 지니는데, 이를 그림으로 확인하기 위하여 내국세의 15%가  $\triangle OAB$ 와 같다고 가정한다. 이 경우  $\beta$ 가 1일 경우  $\alpha$  역시 1이 된다. 이제 기준세율  $\beta$ 가 1에서 0.8로 인하되면 각 지방자치단체의 기준재정수입액이  $\alpha\beta$ 만큼 감소한다.  $\beta$ 의 감소로 인하여 각 지방자치단체의 재정 부족액이 증가하였으므로 그 합을 내국세의 15%와 일치시키기 위해서는  $\alpha$ 를 1보다 낮게 책정해야 하는데

[그림 II-1] 지방교부세의 배분모형



이 경우 재정 부족액이 높아 지방교부세를 많이 받고 있는 지방자치단체의 지방교부세는 줄고, 재정부족액이 낮아서 지방교부세를 적게 받는 지방자치단체의 지방교부세는 증가하게 된다. 이러한 사실을 보다 정확하게 파악하기 위하여 식 (1)을  $\beta$ 에 대하여 미분하면,

$$\frac{\partial S_i}{\partial \beta} = a'(\beta)(\xi_i - \beta T_i) - aT_i$$

가 된다. 식 (2)에서  $a'(\beta)$ 를 도출한 후 이를 위의 식에 대입하면, 기준세율의 증가가 지방교부세에 미치는 효과는 다음과 같다.

$$\frac{\partial S_i}{\partial \beta} = \frac{S_i}{\sum S_i} - aT_i \quad (3)$$

따라서 만약 기준세율이 인상되면, 재정력( $\alpha T_i$ )은 높고 지방교부세의 비중( $S_i / \sum S_i$ )은 낮은 상대적으로 부유한 지방자치단체의 지방교부세는 감소하고, 반면에 재정력이 낮고 지방교부세의 비중이 높은 지방자치단체의 지방교부세는 증가한다.

이러한 현상만을 본다면 지방교부세의 형평화 효과를 증대시키기 위해서는  $\beta$ 를 증가시키는 것이 바람직하다고 볼 수 있다. 그러나, [그림 II-1]에서 만약 1인당 기준재정수요액이  $\alpha \xi_i$ 가 아니라  $\alpha \xi_i'$ 처럼 우하향한다면 지방교부세의 비중( $S_i / \sum S_i$ )이 높은 지방자치단체의 지방교부세는  $\beta$ 가 인상될 경우 상당히 크게 증가하게 되는데, 그 주된 원인은 1인당 기준재정수요액이 높게 산정되어 있기 때문이다. 그런데 기준재정수요액 산정의 정확도가 떨어진다면  $\beta$ 와  $\alpha$ 의 인상이 반드시 지방교부세의 형평화를 제고한다는 보장이 없어지게 된다. 현재 책정되어 있는 0.8의  $\beta$ 값과 시계열적으로 크게 변동하는  $\alpha$ 는 지방교부세를 운영하는 중앙정부의 이러한 현실적인 고민을 반영하는 것이라 해석할 수 있을 것이다<sup>6)</sup>.

지금까지의 논의를 요약하면, 지방교부세액의 파라미터 중 현재 15%로 책정되어 있는  $\gamma$ 는 중앙정부와 지방자치단체간 자원배분, 즉 수직적 자원배분을 결정하는 파라미터이고,  $\beta$ (따라서  $\alpha$ )는 주어진 재원을 통한 지방자치단체간 자원배분, 즉 수평적 형평성을 결정하는 파라미터라고 볼 수 있다. 지방교부세가 수직적 자원조정 요소와 수평적 자원조정 요소를 함께 가지고 있다는 점은 우리나라 지방교부세의 중요한 특징인데, 지방교부세의 이러한 복합적 기능 때문에 동 제도가 지역간 자원의 형평화에 미치는 효과를 별도로 구분하여 분석하는 것이 쉽지 않게 되어 있다. 왜냐하면, 지

---

6) 물론 제5장에서 보다 자세히 논의되겠지만,  $\alpha$ 의 시계열적 변동이 크다는 것이 바람직한 현상은 아니다.

방교부세의 수평적 재원조정 효과를 극대화하기 위하여  $\beta$ 의 증가를 고려할 경우  $\alpha$  역시 자동적으로 증가하는데, 기준재정수요액의 불확실성으로 인하여 이것이 지방자치단체간 수평적 형평화 효과에 미치는 영향이 불분명하기 때문이다.

$\beta$ 의 증가는 지역간 수평적 형평화에 이처럼 모호한 영향력을 행사할 뿐만 아니라 중앙과 지방간 재원조정에 있어서도 무시할 수 없는 영향력을 행사한다. 만약  $\beta$ 를 1로 책정하여 지방자치단체의 재정력을 충분히 포착하고 기준재정수요액을 또한 낮게 산정할 경우 각 지방자치단체의 재정 부족액은 그만큼 줄어들기 때문에 재정 부족액의 합계가 내국세의 15%보다 작을 가능성이 충분히 존재한다. 이 경우에는  $\gamma$ 를 조정하여 중앙과 지방간 재원조정의 골격을 바꿀 필요가 있다는 논의가 제기될 수 있기 때문에  $\beta$ 의 증가는 비록 암묵적으로 재정 부족액이 큰 지방자치단체에 긍정적인 영향력을 행사하지만 중앙과 지방자치단체를 정치 역학적 관점에서 해석할 경우 부정적인 영향력을 행사한다고 볼 수도 있다<sup>7)</sup>.

지방교부세의 정책 효과를 평가하는 것은 이처럼 관련 당사자들간의 첨예한 이해 관계 때문에 어려운 문제인데, 특히 이상에서 살펴본 바와 같이 지방교부세의 어디까지가 재원 보장적 기능을 가지고 있고 어디까지가 지역간 수평적 형평성 기능을 가지고 있는가가 쉽게 분리되지 않는다는 점이 우리나라의 일반보조금인 지방교부세의 가장 큰 특징이라고 말할 수 있다.

지방교부세의 재원 보장적 성격과 수평적 재원조정의 성격은 현실적으로 쉽게 분리할 수 없다는 것이 사실이지만 지방교부세가 가지고 있는 양 기능을 분리해서 평가할 수 있는 준거의 틀이 있다

---

7) 일본의 지방교부세제도를 평가하면서 持田信樹(1994, p. 186)는 이러한 관점을 보이고 있다.

면, 지방교부세와 관련된 여러 정치적인 논쟁들을 보다 합리적으로 전개할 수 있을 것이다. 제3장에서 지방교부세의 형평화 효과를 평가하는 기준을 제시하면서 기준재정수요액과 기준재정수입액을 분리하여 지방교부세를 평가하는 방안이 자세히 논의되었지만, 기준세율을 1로 하여 지방자치단체의 재정력을 충분히 포착하고 대신, 기준재정수요액을 계산할 때 인구밀도의 영향력을 완화시키는 방안을 고려하는 것도 하나의 정책 대안이 될 수 있다. 지방교부세 제도를 이렇게 변화시킨 후 상대적으로 부유한 지방자치단체의 재정부족액 감소가 클 경우 지방교부세의 감소를 국세의 지방세 이양으로 보전하면 기준세율이 1이 됨에 따라 지방교부세를 덜 받게 되는 효과가 상당 부분 상쇄될 수 있을 것이다.

이러한 방안은 지방재정의 전체적인 틀을 개혁적으로 바꾸는 것이기 때문에 현실적으로 기대하기 어려운 면이 있으나 이러한 대안들을 개념적으로 생각해 볼 경우 지방교부세가 가지고 있는 재원 보장 기능과 형평화 기능이 반드시 분리 불가능한 것은 아니라는 점을 파악할 수 있다.

#### 나. 기준재정수요액과 기준재정수입액의 산정방법

지방교부세의 기본골격은 앞의 공식과 그림으로 설명될 수 있지만, 구체적인 내용에 들어가면, 기준재정수요액과 기준재정수입액의 산정이 복잡한 과정을 거치기 때문에 양자의 산정방식을 좀더 자세하게 살펴볼 필요가 있다.

##### 1) 기준재정수요액의 산정

기준재정수요액은 기초수요액과 보정수요액으로 구성되어 있는

데, 기초수용액은 도로비, 농업비, 지역경제비, 하천비 등과 같은 세출 항목을 기준으로 각 항목별 기준지표(공무원 수, 면적, 도로나 하천의 연장 등)를 설정하고 여기에 각 기준지표당 단위가격을 곱한 후 지역적 특색을 감안한 보정계수를 또한 곱하여 최종적인 금액이 산출된다. 기준재정수요액의 측정 항목은 1999년까지만 하여도 29개에 달하였고 세부항목은 47개에 달하였으나 2001년 현재에는 12개 항목과 28개 세부항목으로 기준재정수요액의 측정항목이 구성되어 있다<sup>8)</sup>. 측정항목의 단위비용은 예를 들면 사회복지비의 경우 인구 1인당 시는 28,780원이고 군은 47,530원, 지역개발비의 경우 행정구역면적 1,000m<sup>2</sup>당 시는 11,360원, 군은 9,620원 등으로 정해져 있는데<sup>9)</sup> 이러한 단위비용을 산정하는 방식으로는 각급 자치단체별로 표준적인 지방자치단체를 선정하고 이러한 표본으로부터 표준경비를 산출하는 방법이 최근까지 쓰여왔다가 2001년부터는 회귀분석을 통하여 도출된 평균 단위비용이 사용되고 있다.

기초수요액이 계산될 때에는 매우 다양한 측정항목이 설정되고, 또한 단위비용의 결정이 통계적 분석에 의하여 도출되기 때문에 이러한 과정만 하여도 결코 단순하다고 볼 수 없는데, 여기에다가 보정계수가 또한 적용되고 있어서 기초수요액의 결정은 상당히 난해하다고 할 수 있다. 그러나, 비록 보정계수가 기준재정수요액의 결정을 매우 복잡하게 한다고 하더라도 그 의의를 또한 무시할 수는 없는데, 단위비용이나 측정항목이 표준적인 경우만을 상정하였기 때문에 각 지방자치단체의 특수한 사정이 전혀 반영되지 않을 경우에는 기준재정수요액이 지방자치단체에 따라서 상당히 불합

8) 최근의 지방교부세법 시행령개정안에 따르면 2002년부터 측정항목에 행정정보화비, 노인복지비, 도로개량비 등 3개 항목이 추가될 예정이다.

9) 2001년 기준.

리하게 결정될 가능성도 있기 때문이다<sup>10)</sup>. 다만 보정계수의 이용으로 인하여 기초수요액의 산정이 더욱 더 복잡해지고 따라서 임의성이 내재될 가능성을 배제할 수 없기 때문에 단순화 및 투명화에 대한 노력을 지속적으로 경주해야 할 사안이기도 하다<sup>11)</sup>.

보정계수가 적용되는 구체적인 경우들은 지방교부세법 시행령에 나타나 있는데, 주로 지방자치단체별로 특수한 사정에 의하여 지방교부세가 급격하게 변하는 것을 막기 위한 완충 역할을 보정계수가 하고 있고, 또한 단위비용이 평균 이상으로 많이 필요한 지역에 대해서도 보정계수가 적용되고 있다.

기준재정수요액에는 기초수요액 이외에 보정수요액이 포함되어 있는데, 보정수요액의 목적은 기초수요액을 산정할 때 사용되는 측정항목과 측정단위가 포착할 수 없는 행정·재정상의 수요가 발생하는 경우 이를 기준재정수요액에 반영하기 위한 것으로 되어 있다. 현재 보정수요액의 대상이 되고 있는 항목들은 지방교부세

10) 우리나라와 비슷하게 지방교부세의 비중과 역할이 큰 일본과 영국에서도 복잡한 보정계수가 적용되어 최종적인 지방교부세액이 결정된다.

11) 지방교부세법 시행령에 보정계수가 적용되는 경우가 다음과 같다고 되어 있는데 보정계수의 적용 범위가 매우 넓다는 것을 확인할 수 있다: ① 교부세 산정자료 작성기준일 이후의 측정단위 수치가 급격히 증가되거나 감소되는 경우 ② 측정항목 및 측정단위의 결정 이후 새로이 추가되거나 제외되는 행정상 또는 재정상의 수요가 발생하는 경우 ③ 국고보조의 중단으로 인하여 자치단체의 사업비 부담이 증가되는 경비와 국가적인 시책수행을 위한 필수적인 사업비가 추가 소요되는 경우 ④ 자치단체가 부담해야 할 채해복구비나 지방채무상환액 등을 별도로 보전할 필요가 있는 경우 ⑤ 측정단위당 비용이 수치의 다소 및 밀도의 정도에 따라 체중 또는 체감하는 경우 ⑥ 기타 지역간의 균형있는 개발을 위하여 기준재정수요액의 합리적인 산정이 필요한 경우.

법 시행규칙 제5조에서 규정하고 있는데, 중등교원 인건비, 일반재정 보전금, 교육비특별회계 전출금, 수요 인센티브, 도농통합시 재정수요 보장 등이 여기에 포함되어 되어 있다.

중등교원 인건비가 보정수요액으로 산정되는 이유를 먼저 보면, 지방교부세법 시행규칙 제5조 제2항은 지방교육재정교부금법 제11조 제1항의 규정에 의한 교원봉급액의 50%에 해당하는 금액을 보정수요액에 포함시키도록 하고 있다. 그런데, 지방교육재정교부금법 제11조는 의무교육기관을 제외한 각급 공립학교 교원의 봉급에 관하여 서울특별시는 전액, 부산광역시 50%, 나머지 광역시와 경기도는 10%를 당해 지방자치단체의 일반회계로부터 충당하도록 하고 있다. 따라서 서울특별시와 광역시, 그리고 경기도가 지방교육재정교부금법 제11조에 의하여 부담하는 중등교원 인건비의 50%는 기준재정수요액에 포함되도록 하고 있는데, 이로 인하여 다른 지방자치단체들이 받는 지방교부세가 약간씩은 감소할 것이나 어차피 서울특별시는 지방교부세를 받지 않고 있기 때문에 그 효과는 미미할 것으로 추정된다.

서울특별시와 광역시는 중등교원 인건비 이외에 또 다른 교육비를 부담하고 있는데, 지방교육재정교부금법 제11조 제2항에서는 서울특별시와 광역시는 특별시세·광역시세(목적세 제외)의 3.6%에 해당하는 금액과 담배소비세의 45%에 해당하는 금액을, 도의 경우는 도세(목적세 제외)의 3.6%에 해당하는 금액을 교육비특별회계에 전출하도록 규정하고 있다. 따라서 교육비특별회계 전출금 부담분은 지방교부세법 시행규칙 제5조에 따라 전액 기준재정수요액에 포함되는데, 이 경우 역시 그 부담의 일부는 나머지 지방자치단체들이 부담하는 것으로 볼 수 있지만 모든 지방자치단체가 그 부담을 부담하기 때문에 큰 효과는 없을 것이다.

보정수요액에 포함되는 세 번째 항목은 일반재정 보전금인데,

과거 도세 세입을 시·군과 공유하는 차원에서 징수교부금이라는 명칭으로 도세의 일부가 시·군에 배정되었다가, 2000년부터 징수교부금이 일반재정 보전금으로 전환되어 일종의 광역정부 차원의 재정조정 재원이 되었다. 일반재정 보전금과 관련된 사항은 지방재정법 제24조에서 규정하고 있는데, 광역시세·도세(공동시설세 제외)의 27% 또는 47%<sup>12)</sup>에 해당하는 금액이 재정보전금이 되고 재정보전금의 90%가 일반재정 보전금이 되어 인구, 징수실적, 시·군의 재정 사정에 따라 배분된다<sup>13)</sup>.

기준재정수요액에는 또한 수요인센티브라는 항목이 들어가 있는데, 이는 2001년을 기준으로 지방공무원 정원 감축, 사무보조 일용인부 절감, 경상경비 절감, 상수도요금 현실화, 읍면동 통합 유도, 지방청사 관리 적정화 등 6개 항목에 걸쳐 경비 절감 노력을 기울인 지방자치단체에게는 수요인센티브를 부여하고 낭비적인 요소가 발견된 곳에는 역인센티브를 부여하고 있다. 수요인센티브는 지방재정의 방만한 운영을 억제하기 위하여 최근에 도입된 제도인데, 2001년 전체 기준재정수요액에서 수요인센티브가 차지하는 비중은 0.67%에 불과하다. 그러나 지방교부세액은 지방자치단체의 절약적 행위, 또는 낭비적 행위에 대하여 중립적으로 결정되어야 한다는 기본원칙에 비추어 보았을 때는 그 기능이 너무 강화되는 것은 바람직하지는 않는 항목이라 평가할 수 있다

기준재정수요액에 포함되어 있는 네 번째 항목은 도·농통합시

---

12) 인구 50만명 이상의 시와 자치구가 아닌 구가 설치되어 있는 시의 경우는 47%이다.

13) 재정보전금은 지방교부세의 경우와 비슷하게 일반재정 보전금과 시책추진보전금으로 나뉘어져 있는데, 재정보전금의 90%는 일반재정 보전금의 재원이 되고, 10%는 시책추진보전금으로 사용된다. 시책추진보전금은 광역정부의 임의적 재원이기 때문에 일반재정 보전금만이 보정수요액으로 산정된다.

재정수요 보강인데, 시와 군이 합병하여 도농통합시가 탄생할 경우 이는 지방자치단체의 규모의 경제 효과가 발휘된다는 측면에서 바람직함에도 불구하고 지방교부세 공식의 특성 때문에 도농통합시가 탄생할 경우 해당 지방자치단체에 대한 지방교부세는 줄도록 되어 있다<sup>14)</sup>. 이로 인한 역인센티브를 방지하기 위하여 도농복합시가 탄생할 경우 5년 동안은 동 지역의 기준재정수요액과 읍면지역의 기준재정수요액을 통합 전과 마찬가지로 별도 산정해 주는데, 5년의 유예 기간이 만료될 때에는 기준재정수요액이 급격하게 감소하므로 이를 상쇄시키기 위하여 9% 내의 기준재정수요액을 보정수요액에 포함시켜주고 있다.

## 2) 기준재정수입액의 산정

기준재정수입액의 산정은 기준재정수요액의 산정에 비하여 비교적 간단하다. 기준재정수입액은 지방자치단체의 재정력(fiscal capacity)에 따라 결정되는데, 2000년까지는 지방세 수입의 80%가 기준재정수입액이었으나 2001년부터는 세외수입 중 사용료·수수료, 재산의 임대수입 및 이자수입의 80%도 기준재정수입액에 포함된다.

기준재정수입액을 산정할 때에는 원칙적으로는 해당 연도의 지방세와 세외수입을 사용해야 하지만 자료가 없기 때문에 추계액을 사용하는데, 이때에는 각 세목별로 다양한 회귀식이 적용된다. 지방세 및 세외수입의 추계액과 실제 세입간에는 당연히 격차가 발생하는데, 이러한 오차를 시정하기 위하여 2년 전 결산액과 추계액의 차액에 대해서는 50%를 정산해주는 형식을 취하고 있다.

---

14) 1인당 지방교부세의 규모는 지방자치단체의 인구가 증가할수록 체감한다.

기준재정수입액은 기준재정수요액의 경우와 비슷하게 기초수입액, 보정수입액, 수입인센티브 등으로 구성되어 있는데, 기초수입액은 지방세 중 보통세의 80%이고, 지방세 중 목적세의 80%, 경상세의 수입의 80% 등은 보정수입액으로 분류하고 있다. 보정수입액에 포함되는 것은 이밖에 시·군이 광역지방자치단체로부터 받는 일반재정 보전금, 지방세 추계액 정산액[(전전년도 지방세 결산액 - 추계액)×50%], 일반재정 보전금 정산액[(전전년도 일반재정 보전금 결산액 - 추계액)×50%] 등이 있다.

기준재정수입액에 포함되는 수입인센티브의 반영 대상은 지방세 징수율, 과표현실화, 탄력세율 적용, 사용료·수수료 현실화 등이다. 지방세 징수율, 과표 및 사용료·수수료 현실화, 탄력세율 적용 등으로 인하여 지방자치단체의 세입이 증가할 경우 이를 기준재정수요액의 증가로 간주하는 것은 당연히 지방자치단체에게 역인센티브를 제공하는 것이므로 지방자치단체의 이러한 조세 노력과는 중립적으로 지방교부세제도를 운영하는 것은 당연한 명제이다. 따라서 외국의 경우 중앙정부가 지방자치단체에게 일반보조금을 지원할 때에는 지방자치단체의 실제 세입이 아니라 각 지방자치단체별로 가상적이라 할 수 있는 ‘표준적’인 세입<sup>15)</sup>을 설정하고 이보다 실제 세입이 낮을 경우에는 일반보조금 산정시 그 차액을 무시하고 또한 표준적인 세입보다 실제 세입이 높은 지방자치단체에 대해서도 그 차액을 무시하는 형식을 취하고 있다.

이러한 방식은 대표세율체계(Representative Tax System)라 불리는데, 이 방식이 사용될 경우 지방자치단체가 표준 세입 이상으로 세수를 증가시키더라도 지방교부세를 적게 받는 일은 발생하지 않기 때문에 지방자치단체의 조세 노력에 대하여 중앙정부의 일반

---

15) 표준적인 과표에 평균세율을 적용하여 계산된 각 지방자치단체의 세입이다.

보조금이 중립적인 위치를 지키기 위해서는 반드시 적용되어야 하는 제도라 할 수 있다. 우리나라의 경우 지방교부세법에 표준세율 제도가 천명되지 아니하고 기준재정수요액 산정시 수입인센티브라는 명목으로 징수율의 증가, 탄력세율의 적용, 과표 및 사용료·수수료의 현실화에 따른 세입의 증가 또는 감소를 상쇄시켜 주고 있다. 이는 결국 표준적인 세입과 실제 세입간의 차액을 무시하는 결과를 가져오기 때문에 지방교부세의 중립성을 지키기 위한 방식이다. 우리나라에서는 이를 ‘인센티브’라 부르고 있기 때문에 세입을 증대시킬수록 더 많은 지방교부세를 배정하는 조세인센티브(tax incentive)와 혼동될 여지가 다분히 있다. 또한 지방자치단체의 조세 노력에 대한 지방교부세의 중립성은 이 제도가 가져야 할 가장 중요한 성격이기 때문에 이를 수요인센티브의 형식으로 지방교부세법 시행규칙에서 다룰 것이 아니라 지방교부세법 자체에서 대표세율제도, 또는 표준세율제도를 명확하게 천명하는 것이 바람직하다<sup>16)</sup>. 지방자치단체가 세입을 증가시킬수록 지방교부세가 줄어든다는 오해는 우리나라와 일본의 경우에 만연되어 있어서 지방교부세제도의 발전에 중대한 장애 요인이 되고 있다고 해도 과언이 아니다<sup>17)</sup>.

16) 김정훈(1999)에 수요인센티브 대신 표준세율제도의 도입 필요성이 보다 자세히 논의되고 있다.

17) 앞서 기준세율( $\beta$ )을 증가시킬 경우 지방자치단체간 형평성이 제고된다고 하였는데, 표준세율제도가 정착되어 있으면 기준세율의 증가가 지방자치단체의 ‘추가적인’ 조세 노력에 대하여 아무런 영향을 미치지 않는다. 그러나, 持田信樹(1994, p. 186)는 기준세율의 증가가 형평성 제고 효과가 있음에도 불구하고 재원균등화의 철저한 달성은 지방자치단체의 자주성과 자율성을 손상시킬 것이라는 우려를 하고 있다.

## 2. 총규모 및 자치단체별 분포

### 가. 총규모

지방교부세는 보통교부세, 특별교부세, 증액교부금<sup>18)</sup> 등으로 구성되어 있는데, 지방교부세 총액은 1992년 3조 9천억원에서 2001년에는 10조 3천억원으로 약 2.6배 증가하였다. 특히 공식에 근거하여 배분하는 보통교부세에 비하여 임의성이 강한 특별교부세는 절대액이 2001년에 1조원에 달할 것으로 예측되고 있다. 증액교부금은 성격이 임의적이어서 <표 II-1>에서 확인할 수 있는 바와 같이 해마다 변동폭이 심한데, 2001년의 경우 2,300억원의 증액교부금이 책정되어 있다.

보통교부세액은 기준재정수요액과 기준재정수입액을 계산하여 그 차액을 보전해 주는 것을 원칙으로 하기 때문에 양 항목이 어떻게 증가하는가에 따라서 그 규모가 결정되는데, 기준재정수요액은 지방자치단체의 예산과 비교하였을 때 그 규모가 상당히 큰 편이다. 2001년 기준재정수요액은 28조 1,907억원인데 이는 2000년도 지방세출예산 중 국고보조금, 지방양여금 등 특정재원이 제외된 일반재정수요 30조 4,455억원의 93%에 접근하는 규모이다.

기준재정수요액 중 기초수요액은 기준재정수요액을 구성하는 다른 구성요소인 보정수요액이나 수요인센티브에 비하여 절대적으로 큰 비중을 차지한다. 2001년의 경우 기초수요액의 비중이 기준재정수요액의 약 90%를 차지하였다. 기초수요액을 구성하는

---

18) 증액교부금은 법으로 정해진 지방교부세에 추가하여 국가예산에서 필요에 따라 교부되는 금액인데, 주로 농특세 지방비부담분, 자동차세 인하 보전(1999년)과 같이 중앙재정에서 추가로 부담하는 지방재정의 성격을 지닌다.

&lt;표 II-1&gt; 지방교부세 내역과 추이

(단위: 백만원)

연도	계	보통교부세	특별교부세	증액교부금
1992	3,927,749	3,533,726	353,373	40,650
1993	4,413,085	4,011,896	401,189	0
1994	4,862,645	4,295,062	429,507	138,076
1995	5,725,526	4,985,661	498,565	241,300
1996	6,635,440	5,797,940	579,794	257,706
1997	7,040,709	6,142,666	614,266	283,777
1998	7,251,289	6,353,842	635,384	262,063
1999	6,900,415	5,782,518	578,252	539,645
2000	8,261,546	7,468,678	746,868	208,074
2001	10,300,783	9,312,076	931,207	236,507

주: 2000년도까지는 최종예산, 2001년도는 당초예산 기준.

자료: 행정자치부, 『2001지방교부세 산정해설』, 2001.

&lt;표 II-2&gt; 기초수요액 증가 추이

(단위: 백만원, %)

연도별 단체별	2000	2001	증 감	비 율
합 계	16,275,441	20,355,528	4,080,087	25.1
광역시	3,288,488	3,798,522	510,034	15.5
도	2,537,058	3,074,411	537,353	21.2
시	5,912,898	7,064,565	1,151,667	19.5
군	4,536,997	6,418,030	1,881,033	41.5

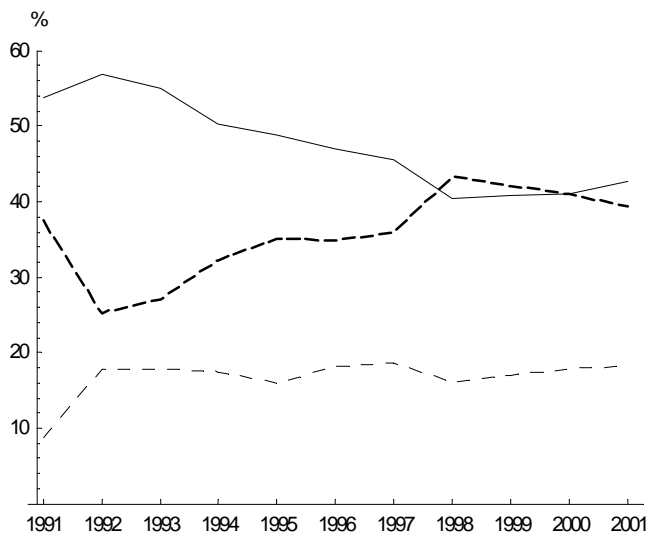
자료: 행정자치부, 『2001지방교부세 산정해설』, 2001.

각 항목당 금액은 측정항목의 단위 수에 단위비용을 곱하여 결정되기 때문에 단위비용의 변동이나 측정항목의 변경에 따라서 그 폭이 상당히 크게 변할 수 있다. 2000년과 2001년의 경우를 비교해보면 기준재정수요액이 16조 2천억원에서 20조 3천억원으로 약

25% 증가하였고, 특히 군의 경우에는 기초수요액이 41.5%나 증가하였다.

지방교부세는 2000년부터 그 규모가 내국세의 13.27%에서 15%로 증가하여 최근 증가세가 두드러지지만, 이러한 변화가 있기 전까지 1990년대 대부분에 걸쳐 지방양여금과 국고보조금의 규모가 크게 증가하여 지방교부세가 이전재원에서 차지하는 상대적 비중은 줄어들어 왔다. [그림 II-2]에 나타난 바와 같이 1990년대 초반 지방교부세가 전체 이전재원에서 차지하는 비중이 50%를 넘었지만 1990년대 후반에는 국고보조금의 비중이 오히려 지방교부세의 비중을 앞질렀다가 2001년에는 다시 지방교부세의 비중이 국고보조금보다 약간 더 높아지고 있다.

[그림 II-2] 이전재원 구성요소의 비중



1990년대 들어 지방교부세가 이전재원에서 차지하는 비중이 감소하였지만 이전재원이 지방자치단체의 세입에서 차지하는 비중

은 전반적으로 증가하였다. 지방자치단체의 재정 건전성은 이른바 재정자립도라는 지표로부터 파악할 수 있는데, 재정자립도는 지방세와 세외수입과 같은 자주재원이 세입 전체에서 차지하는 비중으로 정의된다. 이 재정자립도의 추이를 보면 1990년대 초반에는 66%~70% 정도였으나 그후 63% 정도로 하락하였고 최근에는 60% 이하로 하락하였다.

<표 II-3> 연도별 재정자립도 추이

(단위 : %)

연도별	전국평균	특별시 광역시	도	시	군	자치구
1991	66.4	98.3	45.1	71.5	27.3	50.0
1992	69.6	98.5	49.0	74.7	29.3	51.2
1993	68.0	98.6	51.7	70.3	27.5	53.7
1994	63.9	98.1	46.8	63.6	24.5	53.2
1995	63.5	97.3	46.7	53.7	23.8	54.3
1996	62.2	98.0	43.1	53.4	22.5	53.0
1997	63.0	98.1	42.5	53.3	21.2	51.6
1998	63.4	90.0	42.1	54.1	22.9	49.7
1999	59.6	88.1	38.3	52.0	23.4	52.3
2000	59.4	84.8	37.9	50.6	22.0	46.9
2001	57.6	84.8	35.2	49.6	21.0	45.0

주: 1. 전국평균은 순계 규모이고 나머지는 총계 규모.

2. 예산 규모로 산출된 것임.

자료: 행정자치부, 「2001년도 지방자치단체 재정자립도」, 2001.

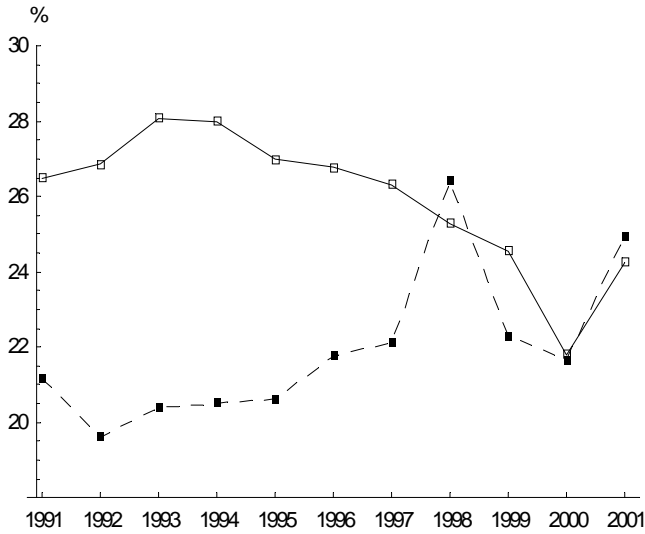
재정자립도의 하락은 모든 지방자치단체에 걸쳐서 발생하는 현상인데, 특히 일반시의 경우 재정자립도의 하락이 뚜렷하게 관찰되고 있다. 시의 재정자립도는 1992년 71.5%이었으나 1995년에는 53.7%로 하락하였고, 2001년에는 49.6%가 되어 50% 이하로 떨어졌다. 군의 경우를 보면 재정자립도가 매우 낮는데 거의 세입의

80% 정도를 지방재정조정제도에 의존하고 있는 실정이다. 또한 군의 재정자립도 역시 1990년 초반에는 약 27%이었으나 2001년에는 21%로 하락하였다. 도의 경우도 시와 군처럼 재정자립도가 낮은 편인데, 2001년 현재 재정자립도가 35.2%에 불과하여 세입의 65%를 중앙정부에 의존하고 있다. 도와 시·군과는 달리 특별시와 광역시의 경우 재정자립도가 비교적 높은 편인데, 전체적으로 약 85% 정도의 재정자립도를 보이고 있다. 그러나 특별시·광역시의 재정자립도도 거의 100%에 달하였던 1990년대 초반의 재정자립도에 비하면 크게 하락한 것이다.

지방자치단체의 재정자립도가 이렇게 하락한 이유는 두 가지 측면에서 찾아볼 수 있는데, 지방세는 1991년 약 8조원에서 2001년 23조원으로 신장되었지만 국세 대비 비중은 1991년 26.5%에서 2001년에는 24.4%로 하락하였다. 반면 이전재원은 1991년 총 6조 4천억원으로 지방세에 비하여 그 규모가 작았고 국세 대비 비중도 약 21% 정도이었으나 그 이후 지속적으로 규모가 증가하여 2000년과 2001년에는 총 규모가 지방세의 규모와 거의 비슷할 정도로 증가하였다.

이전재원의 형평화 관점에서 보았을 때, 지방세의 상대적 규모가 감소함에도 불구하고 지방재정조정제도의 규모가 크게 증가하였다는 점을 보면 일단 지역정부간 세입의 형평화가 제고되었을 것이라는 추측을 할 수 있다. 그러나, 지방세의 상대적 규모가 전체적으로 감소하였다고 하더라도 지역간 분포는 격차가 더 벌어졌을 수 있고, 또한 지방재정조정제도가 반드시 지역정부간 재원균등화를 위해서만 쓰이는 것이 아니기 때문에 보다 구체적인 내용은 제3장에서 논의되는 형평화 계수의 추이를 살펴본 후에 알 수 있을 것으로 판단된다.

[그림 II-3] 지방세와 이전재원 對 국세 비중 추이



[그림 II-3]에서는 지방교부세, 지방양여금, 국고보조금을 모두 합한 이전재원의 추이를 살펴보았는데, 이러한 이전재원들 중 어디까지가 형평화 효과를 발휘하는 것이고 어디까지가 다른 목적을 위한 것인지가 분명하지 않다는 점도 이전재원의 형평화 효과를 분석할 때 고려해야 할 점이다. 3대 지방재정조정제도 중 일단 지방교부세는 지방자치단체의 재정력인 기준재정수입액과 반비례하므로 형평화 효과가 가장 뚜렷한 이전재원이라 할 수 있다. 지방양여금의 경우 지방양여금법 시행령에 나타나 있는 바에 따르면 지방자치단체의 인구 수, 자동차 수, 공시지가, 재정력 등을 감안하여 결정되는데, 배분 공식이 명확하게 지방자치단체의 재정력과 반비례하도록 정의되어 있지는 않다. 그러나 지방양여금법 제1조에 나타난 등 재원의 목적이 지역간 균형발전에 있고 따라서 도로나 하수종말처리장 등과 같이 간접자본이 상대적으로 적은 저소득 지방자치단체에 보다 많은 지방양여금이 배정되고 있다. 또한 지방교

부금과 지방양여금의 상관관계를 보면 양 재원이 매우 비슷한 형태로 지방자치단체에 배분되고 있기 때문에 지방양여금 역시 지역 간 형평화 효과를 제고할 가능성이 높은 재원이라고 볼 수 있다.

지방재정조정제도 중 국고보조금은 본연의 목적이 지방공공재의 누출효과를 내부화시키는 것이기 때문에 원칙적으로 지방자치단체의 재정력과 상관관계가 높을 가능성이 낮다. 그러나, 국고보조금의 기본목적이 국가적으로 바람직한 사업의 장려에 있지만 실제로 국고보조금이 배정되는 내용을 보면 상당부분이 누출효과와 상관없이 지방자치단체가 제공할 의무가 있는 사무(기관위임사무, 단체위임사무)의 공급을 위하여 필요한 경비의 일부를 중앙정부가 부담하는 수단으로서 이용되고 있다<sup>19)</sup>. 또한 지방자치단체의 재정력에 따라 국고보조율이 사실상 다르게 설정되고 있으므로 국고보조금 역시 사전적으로 형평화 효과가 전혀 없는 재원으로 결정하기 어려운 점이 있다.

제3장에서 보다 자세히 논의되겠지만, 지방교부세를 비롯한 이전재원의 형평화 효과를 분석할 때 중앙정부와 지방정부간 수직적 재원배분의 지표로서 재정자립도가 갖는 의미는 상당히 크다. 그런데 행정자치부가 발표하는 <표 II-3>에 나타난 재정자립도는 (지방세+세외수입)이 지방자치단체 일반회계의 '예산'에서 차지하는 비중으로 정의되어 있고, 세외수입의 경우 지방자치단체의 자체재원으로서의 의미가 매우 불명확하다는 점을 주목할 필요가 있다. 2000년도 「지방재정연감」(p. 801)에 나타난 1999년의 지방재정 일반회계의 '결산' 규모를 보면 총 수입이 53조원이고, 지방세 수입이 18.5조원, 세외수입이 15.7조원, 지방교부세 6.8조원<sup>20)</sup>, 지방양여금 2.9조원, 국고보조금 7.8조원, 그리고 지방채가 1.7조원으로 되어

19) 보다 자세한 내용은 김정훈(2000) 참조.

20) 증액교부금 포함.

있다. 따라서 이 자료에 따르면 1999년도 지방재정 일반회계의 재정자립도는 약 63.8%이다. 이러한 수치는 <표 II-3>에 나타난 1999년도 재정자립도 59.6%보다 약 4%포인트 정도 큰데, 이는 결산과 예산의 차이점에서 비롯된 것으로 보인다. 이러한 차이점보다 더 중요한 것은 재정자립도가 갖는 내용인데, 세외수입의 경우 1999년도 총액이 15.7조원이지만 이 중에서 지방자치단체의 경상적 수입으로 간주될 수 있는 사용료, 수수료, 재산임대 수입, 이자수입은 모두 합하여 2조원에 불과하다. 나머지 13.7조원은 임시적 세외수입이 대부분인데, 1999년도의 경우 순세계잉여금이 3.2조원, 이월금이 8.3조원을 차지하였다. 이러한 이유 때문에 2001년부터 지방교부세의 기준재정수요액에 세외수입을 포함시키면서 그 포함 대상은 사용료, 수수료, 재산임대 수입, 이자수입 등으로 국한시키고 있다.

세외수입 중에서 기준재정수요액에 포함되는 경상 세외수입만 실질적인 지방자치단체의 자체재원으로 본다면, 지방재정자립도는 크게 달라지는데, 지방자치단체의 실질적인 일반세입 결산총액은 약 40조원이고, 지방세와 세외수입은 모두 합쳐 약 20조원이어서 재정자립도는 51% 정도로 하락한다.

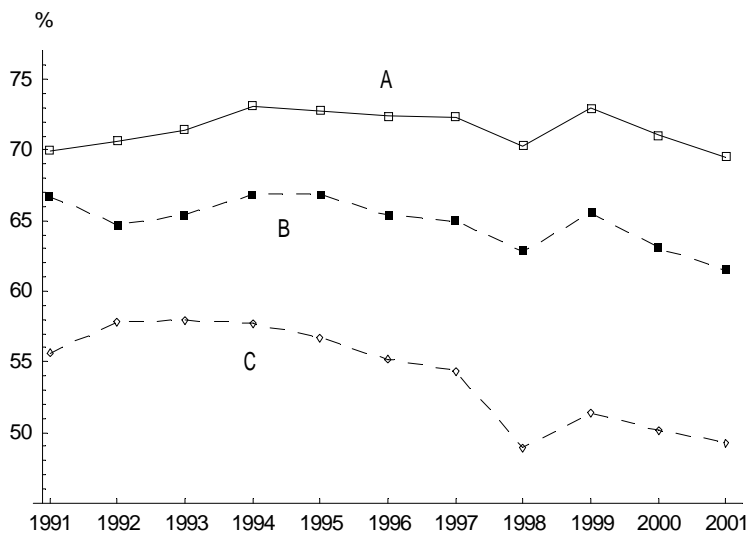
이러한 이유 때문에 제5장에서 이전재원의 형평화 효과를 분석할 때에는 재정자립도를 계산할 때 <표 II-3>에 나타난 재정자립도보다는 단순히 이전재원+지방세에서 지방세가 차지하는 비중만을 고려하였다<sup>21)</sup>. [그림 II-4] 및 <표 II-4>에는 지방세가 (지방세+지방교부세)에서 차지하는 비중(a), 지방세가 (지방세+지방교부세+지방양여금)에서 차지하는 비중(b), 그리고 지방세가

21) 원칙적으로는 경상세외수입도 포함시켜야 할 것이나 경상세외수입은 지방세의 약 10% 정도를 차지하고 지방교부세에서 기준재정수입액으로 간주된 것도 2001년도부터므로 계산에서 제외하였다.

(지방세+이전재원)에서 차지하는 비중(c)이 나타나 있다. (a)의 경우를 먼저 보면 (지방세+지방교부세)만을 일반재원이라고 간주할 때 재정자립도는 1990년대 중반 약간 상승하였으나 전반적으로 안정적인 추이를 보이고 있다. 2001년 재정자립도는 약 70% 정도가 되는데, 이는 1991년의 재정자립도와 비슷한 수준이다.

지방자치단체의 일반세입을 지방세와 지방교부세에 지방양여금을 추가할 경우에는 재정자립도가 60%대로 떨어지고 또한 그 값이 1990년대 전반에 걸쳐 지속적으로 하락하는 추이를 보인다. 이는 지방양여금이 1991년에 도입된 후 그 규모가 꾸준히 증가해 왔기 때문인데, 지방양여금이 그만큼 지방재정에서 차지하는 역할이

[그림 II-4] 지방세가 (지방세+이전재원)에서 차지하는 비중



주: A = 지방세÷(지방세+지방교부세).

B = 지방세÷(지방세+지방교부세+지방양여금).

C = 지방세÷(지방세+지방교부세+지방양여금+국고보조금).

크다는 점을 반영하는 것이다. 따라서 지방양여금을 지방자치단체간 재원의 형평화 효과를 갖는 일반재원으로 간주할 것인가, 아니면 특별회계적 재원으로 간주할 것인가에 따라서 이전재원이 지역간 형평화에 미치는 효과에 대한 평가는 크게 달라질 수 있다.

이전재원과 지방세의 합을 일반재원으로 간주하였을 때의 지방 재정자립도를 보면 그 값이 1990년대 전반에 걸쳐 하락하였는데, 특히 1990년대 초반 재정자립도가 55% 이상이었으나 최근에는 50% 이하로 떨어졌다. 이 역시 국고보조금이 1990년대 전반에 걸쳐 지속적으로 증가해 왔음을 반영하는 것인데, 지방양여금의 경우와 마찬가지로 국고보조금이 지방자치단체간 재원의 형평화에 영향을 미친다면 그 효과는 무시할 수 없을 만큼 클 것으로 예상된다. 그러나 만약 지방양여금이나 국고보조금이 지방자치단체간 재원 형평성에 큰 영향을 미치지 않는 이전재원이라면 지방교부세가 (지방세+지방교부세)에서 차지하는 비중은 30% 정도이므로 지방자치단체의 전체 세입에 비추어 보았을 때 이전재원의 형평화 효과가 그다지 크지는 않을 수 있다. 그러나 한편으로는 지방교부세의 지역간 배분이 지방자치단체의 재정력에 역비례하기 때문에<sup>22)</sup> 그 규모가 크지 않더라도 궁극적인 지역간 형평화 효과는 상당히 클 수도 있다.

제5장에서는 이전재원의 형평화 효과를 분석할 때 재정자립도 효과와<sup>23)</sup> 수평적 재원조정 효과로 분해하여 이전재원의 전체적인 형평화 효과를 살펴볼 것이다. 따라서 지방교부세만을 보는 경우, 지방교부세와 지방양여금을 합한 경우, 그리고 이전재원 전체를 보는 경우 중 어떠한 경우의 형평화 효과가 가장 큰가는 재원규모 (1 - 재정자립도)뿐만 아니라 수평적 재원조정의 강도에 따라 달라

22) 기준재정수요액이 동일하다고 가정할 경우.

23) (1 - 재정자립도)에 미치는 효과.

&lt;표 II-4&gt; 지방세입의 구조

(단위: 백만원, %)

	국세	내국세	지방세 (A)	지방 교부세 (B)	국고 보조금 (C)	지방 양여금 (D)	A/ (A+B)	A/ (A+B +D)	A/ (A+B+ C+D)
1985	11,907,716	7,496,924	1,654,635	1,006,132	798,837	-	62.19	-	-
1986	13,642,858	8,463,984	1,809,752	1,295,903	890,736	-	58.27	-	-
1987	16,391,599	10,011,972	2,192,322	1,609,738	1,761,939	-	57.66	-	-
1988	19,475,484	12,545,064	3,098,946	1,720,829	1,807,127	-	64.3	-	-
1989	21,353,205	15,210,927	4,960,801	2,186,916	2,789,322	-	69.4	-	-
1990	26,990,375	19,134,218	6,378,583	2,764,654	3,419,157	-	69.76	-	-
1991	29,722,273	24,029,826	8,035,075	3,452,402	1,787,592	557,031	69.95	66.71	54.00
1992	34,508,060	30,099,090	9,462,206	3,925,124	1,335,933	1,250,629	70.68	64.64	56.11
1993	38,334,767	34,178,129	11,025,781	4,412,413	1,743,491	1,470,473	71.42	65.21	55.41
1994	45,829,401	38,461,531	13,227,759	4,859,979	2,337,104	1,706,156	73.13	66.83	56.1
1995	54,888,277	44,387,369	15,316,913	5,671,326	3,218,960	1,870,124	72.98	67.01	55.97
1996	62,384,416	49,187,569	17,394,727	6,635,400	3,867,724	2,574,420	72.39	65.38	52.39
1997	66,537,348	52,149,634	18,497,728	7,040,700	4,333,185	2,876,361	72.43	65.10	51.63
1998	64,620,958	51,238,119	16,676,700	7,251,300	6,174,594	2,945,700	69.7	62.06	48.00
1999	75,657,989	56,393,091	18,586,101	6,900,415	7,891,281	2,870,500	72.93	65.54	51.37
2000	92,934,800	71,106,200	20,262,230	8,261,546	8,253,100	3,612,200	71.04	63.05	50.17
2001	96,916,300	70,406,300	23,500,000	10,300,783	9,500,000	4,400,000	69.53	61.52	49.27

주: 지방교부세는 증액교부금을 포함한 금액임이고 2001년은 예산상 전망치임.

자료: 행정자치부, 『지방재정연감』, 각 연도.

재정경제부, 「2002 국세세입 예산(안)」, 2001.

질 것인데, 지방양여금이나 국고보조금의 규모가 상당히 크기 때문에 만약 양 재원이 어느 정도 지역간 형평화 효과를 가질 경우 이전재원 전체의 형평화 효과가 지방교부세의 형평화 효과보다 클 가능성이 높다고 할 수 있다.

#### 나. 지방자치단체별 분포

보통교부세의 교부액은 지방자치단체의 종류별로 큰 차이를 보

&lt;표 II-5&gt; 보통교부세의 자치단체별 분포

(단위: 억원, %)

구 분	1997		1998		1999		2000		2001	
	규모	비율	규모	비율	규모	비율	규모	비율	규모	비율
계	61,426	100	65,992	100	57,825	100	74,687	100	93,121	100
광역시	928	1.5	979	1.5	843	1.5	1,099	1.5	3,125	3.4
도	11,340	18.5	12,192	18.5	10,469	18.1	12,954	17.3	16,364	17.6
시	21,858	35.6	23,302	35.3	20,722	35.8	27,083	36.3	32,798	35.2
군	27,300	44.4	29,519	44.7	25,791	44.6	33,551	44.9	40,834	43.8

주: 보통교부세 최종예산(2001년은 당초예산).

자료: 행정자치부, 「2001지방교부세 산정해설」, 2001.

이는데, <표 II-5>에서 확인할 수 있는 바와 같이 군의 보통교부세가 전체 보통교부세의 45%를 차지하고 광역시는 전체 보통교부세의 1.5% 정도만을 교부받는다. 그러나 2001년의 경우에는 광역시의 보통교부세가 전체 보통교부세의 3.4%로 증가하였는데 이는 지방교부세의 내국세 비율이 15%로 인상된 효과를 반영하는 것으로 보인다.

최근 광역시의 보통교부세 규모가 이처럼 증가하였지만 광역시의 2001년 보통교부세가 3천억원인 데 반하여 군의 보통교부세액은 4조원에 달하기 때문에 여전히 군의 보통교부세액이 압도적으로 높은 액수와 비중을 점하고 있다. 군 다음으로는 역시 시의 지방교부세 비중이 상당히 높은 편인데 전체 보통교부세액의 약 35% 정도를 시의 지방교부세가 차지하고 있다.

지방자치단체의 기준재정수입액이 기준재정수요액보다 클 경우에는 지방교부세를 교부받지 않는 불교부단체가 되는데, 2001년의 경우 서울특별시, 경기도, 그리고 경기도 내 8개 시를 포함한 10개의 지방자치단체가 불교부단체가 되었다. 불교부단체의 수는 해마다 약간씩 바뀌고 있는데, <표 II-6>에서 확인할 수 있는 바와 같

&lt;표 II-6&gt; 지방교부세 불교부단체 현황

연도	계	광역단체	기초단체
1990	20	서울, 부산, 대구, 인천, 경기, 울산	수원, 안양, 부천, 안산, 과천, 군포, 용인, 여천, 청주, 동광양, 포항, 창원, 마산, 구미(14)
1991	15	서울, 인천, 울산, 경기	수원, 안양, 부천, 안산, 과천, 군포, 구미, 여천, 포항, 창원, 용인(11)
1992	15	서울, 부산, 인천, 경기, 울산	수원, 안양, 부천, 안산, 과천, 군포, 여천, 포항, 창원, 용인(10)
1993	14	서울, 부산, 인천, 울산, 경기	수원, 안양, 부천, 안산, 과천, 여천, 포항, 창원, 용인(9)
1994	16	서울, 부산, 인천, 울산, 경기	수원, 안양, 부천, 안산, 과천, 여천, 포항, 창원, 용인, 성남, 군포(11)
1995	12	서울, 부산, 인천, 경기	수원, 안양, 부천, 안산, 과천, 용인, 성남, 군포(8)
1996	12	서울, 부산, 경기	수원, 성남, 안양, 부천, 안산, 고양, 과천, 군포, 용인(9)
1997	12	서울, 부산, 경기	수원, 성남, 안양, 부천, 안산, 고양, 과천, 군포, 용인(9)
1998	13	서울, 부산, 울산, 경기	수원, 성남, 안양, 부천, 안산, 고양, 과천, 군포, 용인(9)
1999	15	서울, 부산, 인천, 울산, 경기	수원, 성남, 안양, 부천, 안산, 고양, 과천, 군포, 용인, 시흥시(10)
2000	10	서울, 인천, 경기	수원, 성남, 안양, 안산, 고양, 과천, 용인(7)
2001	10	서울, 경기	수원, 성남, 안양, 부천, 안산, 고양, 과천, 용인(8)

이 1990년에는 불교부단체가 20개였으나 그 이후에는 약 15개 정도로 줄어들었고 지방교부세 총액이 내국세의 15%로 증가한 2000년부터는 불교부단체가 10개로 줄었다.

1990년대에 불교부단체 수가 지속적으로 감소한 현상은 <표 II-3>에 나타나 있는 재정자립도의 지속적 하락과 같은 맥락에서 이해할 수 있는 현상이지만 양자간에는 근본적인 차이가 있다. 재정

자립도 하락의 경우 주원인은 지방교부세의 기준재정수요액의 증가를 지방세 증가가 따라잡지 못하였기 때문에 발생하였고, 따라서 이는 수직적 자원배분의 문제라고 볼 수 있다. 반면, 불교부단체 수의 감소는 주어진 지방교부세 총액에서 상대적으로 부유한 단체들이 교부단체로 편입되었음을 의미하고, 이는 그만큼 수평적 자원조정 기능이 약화되었다는 것을 의미한다. 제3장에서 논의되는 바와 같이 지방교부세의 형평화 효과는 그 규모(1 - 재정자립도)와 수평적 자원조정의 효과에 달려 있기 때문에 1990년대에 한 편으로는 지방교부세의 상대적 규모가 증가하여(지방세에 비하여) 형평화 효과가 강화되었다고 볼 수 있지만, 또 한편으로는 수평적 형평화 효과가 <표 II-6>에 의하면 약화되었다고 볼 수 있기 때문에 전체적인 형평화 효과는 평준화 계수를 산정한 후 파악될 수 있을 것이다.

지방교부세의 지역간 분포와 관련하여 중요한 특징은 1인당 지방교부세가 인구 수에 대하여 매우 뚜렷하게 역비례한다는 점이다. [그림 II-5]에는 시·군의 1인당 지방교부세의 분포가 나타나 있는데, 인구 수가 10만명 이하인 지역의 1인당 지방교부세액은 인구 수가 감소할수록 규모가 눈에 띄게 체증하는 것을 확인할 수 있다.

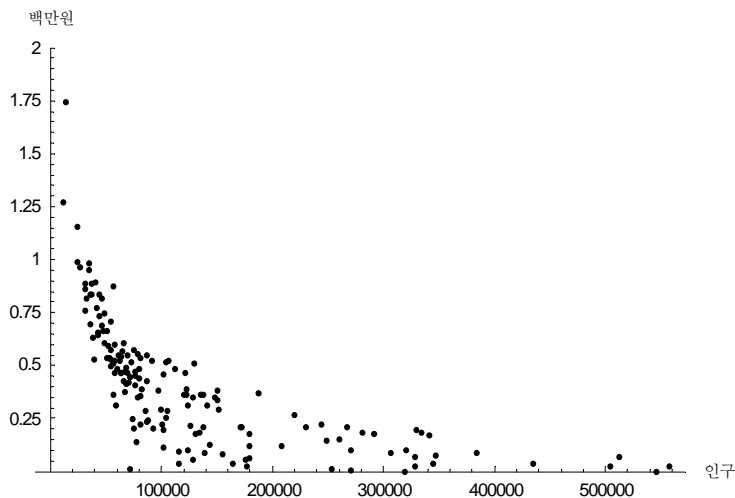
지방공공재에 대한 교과서적 논의에 의하면 쓰레기 처리, 범죄 예방, 교육 등과 같은 전형적인 지방공공재의 공급비용은 인구에 거의 비례하는 것으로 알려져 있다<sup>24)</sup>. 이 경우 지방공공재의 단위 비용은 인구 수에 대하여 일정한 값을 가져야 하지만, 지방교부세를 위한 기준재정수요액을 산정할 때에는 인구가 증가할수록 총액은 체감하도록 되어 있다.

지방교부세의 형평화 효과와 관련하여 [그림 II-5]가 갖는 의미

24) Bergstrom & Goodman(1973)과 Wildasin(1986) 등 참고.

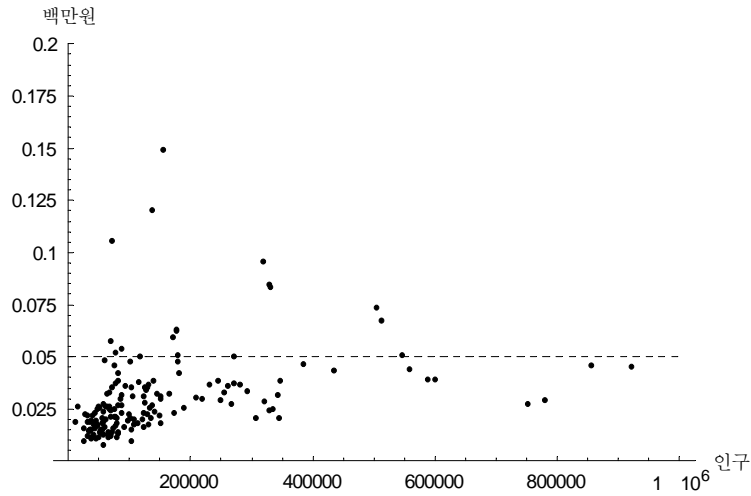
가 크기 때문에 이를 좀더 흥미할 필요가 있는데, 이는 1인당 지방세와 1인당 지방교부세의 분포를 비교해 보면 더욱 명확해진다. [그림 II-6]에는 1인당 지방세 분포가 나타나 있는데, 이 그림을 보면 1인당 지방세 규모가 인구 규모와는 거의 상관관계가 없다는 것을 알 수 있다. 또한 1인당 지방세의 규모는 대부분의 시·군에 걸쳐 5만원을 넘지 않고, 5만원이 넘는 시·군도 오히려 인구가 적은 지역에 더 많이 있다. 반면 [그림 II-5]의 1인당 지방교부세의 분포를 보면 인구가 10만명이 되지 않는 지역의 1인당 지방교부세는 25만원을 넘어서고 인구가 약 7만명 이하인 지역의 1인당 지방교부세는 50만원을 넘는다. 따라서 지방교부세와 지방세를 합할 경우 인구가 적은 지역의 1인당 세입이 크게 높아져서 지방교부세로 인하여 1인당으로 측정된 시·군의 재정력이 역전되는 현상도 발생하게 된다.

[그림 II-5] 1인당 지방교부세의 분포(시·군, 1999)



자료: 행정자치부, 「지방재정연감」, 2000.

[그림 II-6] 1인당 지방세의 분포(시·군, 1999)



자료: 행정자치부, 「지방재정연감」, 2000.

이러한 결과는 지방자치단체의 1인당 지방세 세수입만 본다면 그 분포가 상당히 균등하기 때문에 지방교부세가 존재해야 할 이유가 잘 설명되지 않고 따라서 지방교부세의 주된 역할은 지방자치단체의 낮은 재정력(1인당)보다는 지방공공재의 공급비용, 특히 고정적인 경상비용을 지원해 주는 데에 있다는 점을 시사한다.

### Ⅲ. 지역간 격차 측정 지수

#### 1. 변이계수

변이계수(Coefficient of Variation)는 “표준편차/평균”으로 정의 되는데, 원시자료가 미시 데이터가 아니고 지역의 대표값(1인당 지역소득 등)일 경우 지역간 격차를 측정하기 위하여 단순변이계수와 가중변이계수가 사용될 수 있다. 지역간 격차를 분석하는 연구에서 단순변이계수와 가중변이계수의 차이점은 특별히 논의되지 않은 채 둘 중 하나의 방법이 단순하게 선택되는 경우가 많지만, 양자는 각기 나름대로의 특징을 가지고 있다. 양자의 특징을 살펴 보기 위하여 지역  $i$ 의 총소득을  $Y_i$ 라 하고 인구수를  $n_i$ , 그리고 경제 내에  $K$ 개의 지역이 있다고 하자. 이 경우 평균소득은 두 가지로 정의할 수 있다. 첫째, 모든 인구에 대한 소득 평균  $\bar{y}$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$\bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^K Y_i}{\sum_{i=1}^K n_i}$$

평균소득을 구하는 또 한 가지 방법은 각 지역별로 1인당 소득  $y_i$ 를 구하고 각 지역 내의 주민이 한 명이라고 암묵적으로 가정하는 것이다. 이 경우 경제 내의 평균소득은 각 지역소득의 단순평균

이 되고 이러한 평균값  $\bar{y}_A$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$\bar{y}_A = \frac{\sum_{i=1}^K (Y_i/n_i)}{K} = \frac{\sum_{i=1}^K y_i}{K}$$

이러한 평균값의 정의를 바탕으로 단순변이계수와 가중변이계수를 정의할 수 있는데, 먼저 단순변이계수는 각 지역의 인구를 무시하고 지역소득의 표준편차가  $\bar{y}_A$ 에 비하여 얼마나 큰가를 측정하는 것이다. 따라서 단순변이계수  $cv$ 의 정의는 다음과 같다.

$$cv = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^K (y_i - \bar{y}_A)^2 / K}}{\bar{y}_A} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^K (y_i / \bar{y}_A - 1)^2}{K}} \quad (4)$$

즉, 단순변이계수  $cv$ 는 각 지역(또는 계층)별로 관측치가 한 개(1인당 변수값)라고 보고, 그 대표값에 대한 변이계수를 구하는 것과 같다. 반면 가중변이계수( $cv_w$ )는 기초통계학에서 도수분포표(frequency table)를 사용하여 변이계수를 도출하는 것과 같다. 즉, 각 구간(지역 또는 계층)의 대표값  $y_i$ 가 전체평균  $\bar{y}$ 로부터 얼마나 떨어져 있는가를 구하고 여기에 인구 가중치를 곱하여 지역소득의 표준편차를 구하면 가중변이계수를 위한 표준편차가 도출된다. 따라서 가중변이계수의 정의는 다음과 같다

$$cv_w = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^K (y_i - \bar{y})^2 \frac{n_i}{N}}}{\bar{y}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^K (y_i / \bar{y} - 1)^2 n_i}{N}} \quad (5)$$

지역 내 격차는 무시하고 오직 지역간의 격차에만 관심을 가질 경우, 각 지역에서 거주하는 주민들의 소득은 모두  $y_i$ 와 같다고 가정하여 구하는  $cv_w$ 나 각 지역에는 한 사람만이 존재한다는 가정하에 도출되는  $cv$ 는 모두 비슷한 정보를 제공한다. 그러나 양자간에는 분명한 차이가 있는데, 특히 지역간 격차를 국가별로 비교할 때는  $cv_w$ 가  $cv$ 보다 더 적절하다고 간주된다. 그 이유는  $cv$ 가 지역의 수에 민감하게 반응하기 때문인데, 이를 확인하기 위하여 지역간 격차가 아주 심하여 지역 2부터 지역 K까지 소득이 0에 가깝다고 가정해 보자. 이 경우  $y_2 = y_3 \dots = y_K = 0$ 이므로  $\bar{y}_A = y_1/K$ 가 된다. 따라서,

$$cv = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^K (K-1)^2}{K}} = K-1$$

즉, 두 국가가 모두 오직 한 지역에만 소득이 집중되어 있다는 점에서 동일한 경제력 격차 문제를 가지고 있다고 하더라도 각 국가 내의 지역의 수에 따라  $cv$ 의 규모는 다르게 나타난다. 같은 가정하에서  $cv_w$ 를 도출하면,  $\bar{y} = Y_1/N = (n_1/N)y_1$ 이므로,

$$cv_w = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^K (N/n_1 - 1)^2 n_i}{N}} = \frac{N}{n_1} - 1$$

이 된다. 이 식에서 한 지역에만 소득이 집중되어 있을 때 그 지역의 인구 규모에 따라  $cv_w$ 가 결정되므로 국가간 지역간 격차를 비교할 때에는 가중변이계수가 보다 정확한 정보를 제공한다고 볼 수 있다<sup>25)</sup>.

## 2. 지니계수와 집중계수

## 가. 지니계수

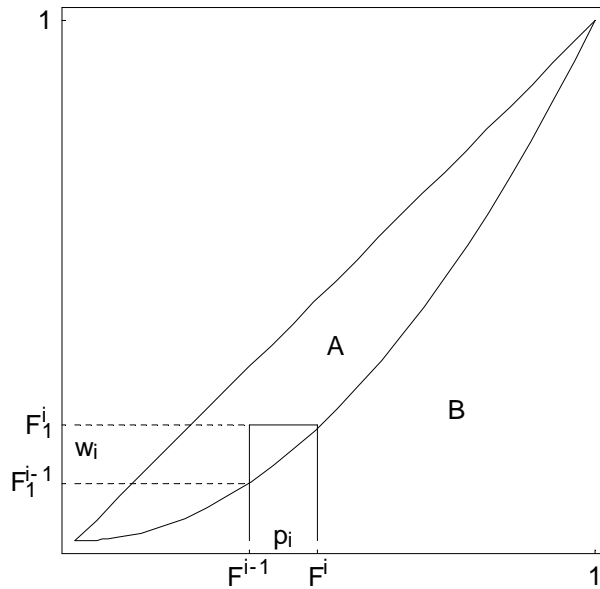
지니계수는 소득의 집중도를 나타내는 지수인데, 개인 또는 계층을 소득수준(1인당)에 따라 정렬한 다음 인구의 누적백분율을 종축으로 하고, 소득의 누적백분율을 횡축으로 하여 각각의 점을 연결할 경우 [그림 III-1]에 나타난 바와 같은 곡선을 얻게 된다. 이 곡선을 로렌츠 곡선이라 부르는데, 여기에서 지니계수  $G$ 는 면적  $A$ 가  $1/2$ 에서 차지하는 비중, 즉  $(1 - 2B)$ 로 정의된다. [그림 III-1]의 횡축을 보면  $F^i$ 와  $p_i$ 와 같은 기호가 표시되어 있는데,  $p_i$ 는 계층  $i$ 의 인구비중을 나타내고  $F^i$ 는 계층  $i$ 의 누적인구비중( $\sum_{j=1}^i p_j$ )을 나타낸다. 마찬가지로, 종축에 있는  $w_i$ 는 계층  $i$ 의 소득비중을, 그리고  $F_1^i$ 는 계층  $i$ 의 누적소득비중을 나타낸다. 따라서 면적  $B$ 는  $\{(p_i \times F_1^i) - 1/2(p_i \times w_i)\}$ 와 같은 사다리꼴을  $n$ 번 더한 것과 같은데, 이 경우 지니계수  $(1-2B)$ 는 다음과 같이 표현된다<sup>26)</sup>.

$$G = \sum_{i=1} F^{i-1} F_1^i - \sum_{i=1} F^i F_1^{i-1} \quad (6)$$

25) 각 지역별로 소득에 대한 변이계수를 구하고, 각 지역 소득규모의 상대적 크기(비중)를 가중치로 하여 모든 지역의 변이계수를 더한 것을 가중변이계수로 부르는 경우도 있다. 그러나 지역간의 격차만을 분석의 대상으로 할 때에는 식 (1)에서 정의된 가중변이계수가 주로 사용된다.

26) 증명은 <부록 2>에 있다.

[그림 III-1] 소득관련 변수가 소득과 正의 관계에 있을 때의 로렌츠 곡선



#### 나. 집중계수

[그림 III-1]에서의 곡선은 경우에 따라 집중곡선(Concentration curve)이라 부르고 곡선과 대각선 사이의 면적이 1/2에서 차지하는 비중을 집중계수(concentration index)라 부르는데, 집중곡선의 정의는 로렌츠 곡선의 정의를 포함하는 일반적인 것이다. 즉, [그림 III-1]에서와 같은 곡선을 그릴 때 변수 Y의 누적백분율을 종축으로 하고, 변수 X와 관련된 인구의 누적백분율을 횡축으로 놓으면 이때 생성되는 곡선을 집중곡선이라 부른다. 이 경우 만약 변수 Y와 변수 X가 같으면 집중곡선을 특별히 로렌츠 곡선이라 부르고

있다<sup>27)</sup>.

집중곡선이나 로렌츠 곡선의 차이점은 조세나 보조금 등과 같은 재정정책으로 인하여 개인 또는 지역의 소득순위가 바뀔 때 그 의미가 뚜렷해진다. 예를 들어 재정정책 전의 소득의 지니계수를  $G_b$ 라 하고 재정정책 후의 소득의 지니계수를  $G_a$ 라 하면 일반적으로  $(G_b - G_a)$ 는 재정정책으로 인하여 소득격차가 얼마나 줄어들었는가를 나타내는 척도로 사용될 수 있다<sup>28)</sup>. 그런데,  $G_a$ 는 재정정책 후의 소득을 기준으로 한 인구의 누적백분율로 종축을 정의하여 얻어진 것이기 때문에 혹시 재정정책으로 인하여 소득순위가 바뀌었다면 이로 인한 지니계수의 변동은  $(G_b - G_a)$ 에 포함되어 있으며 별도로 그 크기를 알 수는 없다. 즉, 재정정책으로 인하여 수평적 불형평성이 발생하였다면(재정정책으로 인하여 소득순위가 바뀌었다는 의미에서) 그 규모를 측정하기 위해서는 재정정책으로 인하여 소득순위가 얼마나 많이 바뀌었는가를 측정할 필요가 있다. 그리고 이를 위하여 재정정책 후의 소득의 누적백분율을 횡축으로 하고 재정정책 전의 소득을 기준으로 한 인구의 누적백분율을 종축으로 하는 집중곡선의 특성을 검토할 필요성이 발생한다<sup>29)</sup>.

---

27) Kiefer(1984, p. 511)나 Jensen(1989, p. 139) 등에서는 변수 X와 Y가 소득인 경우에만 집중곡선을 로렌츠 곡선으로 부르고 있다. 그러나, 집중곡선은 조세나 보조금과 같은 소득 이외의 변수에도 많이 적용되고 있으므로 변수의 성격과 상관없이 변수 X와 변수 Y가 같으면 집중곡선을 로렌츠 곡선이라 부르는 Atkinson(1981)과 Lerman and Yitzhaki(1995)의 정의를 따른다.

28) 지니계수 G의 하첨자 'a'와 'b'는 각각 'after'와 'before'를 가리킨다.

29) 집중계수를 이용한 재정정책의 수평적 불균등 문제는 Atkinson(1981), Plotnick(1981), Lerman and Yitzhaki(1995) 등에서 자세히 논의되어 있다.

재정정책이 수평적 (불)형평성에 미치는 효과는 소득순위가 바뀔 때뿐만 아니라 지방자치단체의 세입순위가 바뀔 때도 나타나기 때문에 가장 일반적인 경우의 집중곡선을 표현할 필요가 있다. 따라서 변수 X의 사전적 인구 누적백분율과 변수 Y의 사후적 누적백분율과의 관계를 나타내는 집중곡선을  $C_{ab}$ 라 표현하기로 한다. 또한 변수 X의 사후적 인구 누적백분율과 변수 Y의 사후적 누적백분율과의 관계를 나타내는 집중곡선은  $C_{aa}$ 라 표현할 수 있는데 이 경우 만약 변수 X와 Y가 같다면, 집중곡선은 로렌츠 곡선이 되고 그러한 사실을 나타내기 위하여 이때의 로렌츠 곡선을  $L_{aa}$ 로 표현한다. 그리고 이러한 정의를 일반화시키면  $L_{bb}$ ,  $C_{bb}$ ,  $C_{aa}$  등도 정의될 수 있을 것이다<sup>30)</sup>. 그런데, Aktinson(1981)과 Plotnick(1981)에 따르면 이러한 정의들 사이에는 다음과 같은 관계가 성립한다.

정리 1:  $C_{ab}$ 의 지니계수  $< L_{bb}$ 의 지니계수,  
 $C_{ba}$ 의 지니계수  $< L_{aa}$ 의 지니계수

즉, 어떤 변수의 로렌츠 곡선  $L_{bb}$ 를 그린 다음에, 재정정책으로 인하여 그 변수의 값과 순위가 바뀌더라도 재정정책 전의 인구 누적백분율을 횡축으로 그대로 정의하여 생성되는 집중곡선  $C_{ab}$ 는 항상  $L_{bb}$ 의 좌상향에 위치한다. 이러한 현상을 보다 명확하게 살펴보기 위하여 가상의 예를 들어본다.

<표 III-1>에는 가상의 지역간 일반세입 분포가 나타나 있는데, 재정정책 전에는 지역 A의 1인당 일반세입이 가장 낮고, 지역

---

30) 이러한 정의는 Lerman and Yitzhaki(1995)를 따른 것이다.

E의 1인당 일반세입이 가장 높다. 재정정책 후 1인당 일반세입은 <표 III-1>의 네 번째 열에 있는데, 재정정책 전 1인당 일반세입을 무작위로 배열시킨 것이다.

<표 III-1> 재정정책 전 일반세입과 재정정책 후 일반세입(예시)

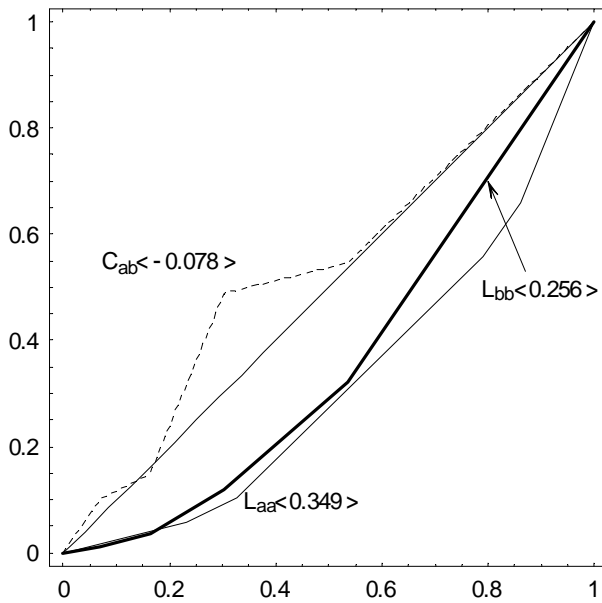
지역	재정정책 전 1인당 일반세입	인구수	재정정책 후 1인당 일반세입
A	1	15	6
B	2	20	2
C	4	30	10
D	6	50	1
E	10	100	4

이제 <표 III-1>을 바탕으로  $L_{bb}$ 를 그린다면, 종축은 <표 III-1>의 세 번째 열에 있는 인구 수의 누적백분율이 되고, 횡축은 <표 III-1>의 두 번째 열에 있는 (1인당 일반세입×인구 수)의 누적 백분율이 된다<sup>31)</sup>.  $C_{ab}$ 를 그릴 때에는 우선 x-축이  $L_{bb}$ 를 그릴 때의 x-축과 같다. 따라서 재정정책 후의 1인당 일반세입의 순위가 바뀌었다는 사실이  $C_{ab}$ 를 그릴 때에는 반영되지 않게 되고, <표 III-1>의 네 번째 열에 있는 1인당 일반세입에 인구 수를 곱한 값의 누적백분율이 횡축이 된다. 이렇게 해서 생성된  $L_{bb}$ 와  $C_{ab}$  등이 [그림 III-2]에 묘사되어 있는데, 이 그림에서 확인할 수 있는 바와 같이  $C_{ab}$ 는  $L_{bb}$ 의 좌상향에 위치해 있다<sup>32)</sup>. 만약 재정정책 후

31) 단순지니계수를 계산할 때에는 인구 수를 무시하지만 여기에서는 가중지니계수를 도출하였다.

일반세입의 로렌츠 곡선  $L_{aa}$ 를 얻고 싶다면 우선 1인당 일반세입을 기준으로 인구 수를 (50, 20, 100, 15, 30)으로 재정렬해야 하는데, 이렇게 해서 그려진 '사후적' 로렌츠 곡선은 [그림 III-2]의  $L_{aa}$ 와 같다. ([그림 III-2]에서 별다른 의미는 없지만  $L_{aa}$ 의 지니계수가  $L_{bb}$ 의 지니계수보다 큰 것으로 나타나 있다.)

[그림 III-2] <표 III-1>에 따른 로렌츠 곡선과 집중곡선



일반적으로 지니계수나 집중계수를 계산할 때에는 분석 대상 변수들이 위에서 살펴본 바와 같이 이산적인 것이 아니라 연속변수임을 가정한다. 즉, 지니계수를 계산할 때 사용하는 데이터는 표본

32) 괄호 안에 있는 숫자들은 각각의 집중곡선 또는 로렌츠 곡선에 해당하는 집중계수 또는 지니계수이다.

이고, 모집단은 연속적 확률분포를 갖는다고 가정된다. 이 경우 변수  $X$ 의 인구 누적백분율을  $F(X)$ 라 하고 이에 대응하는 변수  $Y$ 의 누적백분율을  $F_1(\pi, X)$ 라 하면 집중계수는  $C$ 는 식 (6)에 있는 지니계수의 공식을 좀더 일반화한 형태로 다음과 같이 표현된다.

$$C = 1 - 2 \int_0^1 F_1[F, Y] dF[X] \quad (7)$$

물론 이 식에서 만약  $X = Y$ 이면 집중계수  $C$ 가 지니계수가 되고,  $F$ 가 사전적인 인구의 누적백분율이고  $F_1$ 이 사후적인  $Y$ 의 누적백분율일 경우  $C$ 는  $C_{ab}$ 가 될 것이며  $L_{bb}$ ,  $C_{ba}$  등도 마찬가지로 해석을 통하여 얻을 수 있다<sup>33)</sup>.

다. 변수  $X$ 와 변수  $Y$ 가 負의 관계에 있을 때의 집중계수

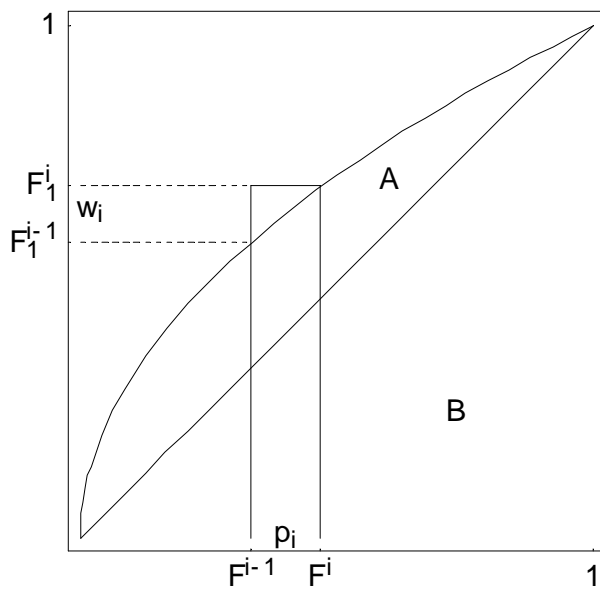
변수  $X$ 와 변수  $Y$  사이에 역관계가 존재할 때의 집중곡선을 그리면 [그림 III-3]과 같이 집중곡선이 대각선 위에 있게 된다. 이 경우 식 (7)을 적용하여 집중계수를 구하면 이는  $1 - 2 \times (\text{집중곡선 아래의 면적})$ 이므로  $1 - 2(A + B)$ 가 되고 따라서 이 값은 항상 0보다 작게 된다. 특히 변수  $X$ 와 변수  $Y$ 의 역관계가 심할수록 집중계수는 -1에 가까워지는데, 재정정책과 결부시켜 이러한 현상을 해석해 보면 지방교부세나 기초생활보장과 같은 보조정책이 소득과 역

---

33) Kiefer(1984)는  $F$ 가 변수  $X$ 의 인구 누적백분율이 아니라 변수  $X$  자체의 누적백분율인 경우도 언급하고 있는데 이 경우의 집중곡선을 상대적 집중곡선(relative concentration curve)이라 부르고 있다.

관계를 크게 가질수록 이러한 변수들의 집중계수는 -1에 가까워진다. 따라서 보조정책이 소득과 역관계에 있을수록 바람직하다고 본다면 보조정책과 관련된 변수들의 집중계수는 -1에 가까울수록 그 효과가 크다고 평가할 수 있을 것이다.

[그림 III-3] 소득관련 변수가 소득과 負의 관계에 있을 때의 집중곡선



### 3. 집중계수의 계산

#### 가. 단순집중계수와 가중집중계수

집중계수를 계산하는 방법은 두 가지로 나뉘는데, 첫 번째 방법

은 각 지역을 하나의 개체로만 간주하여 모든 지역에 1명만이 거주하고 있다고 가정하는 것이다. 이 경우의 집중계수를 단순집중계수라고 부른다. 집중계수를 계산하는 또 한 가지 방법은 각 지역에 여러 명의 인구가 살고 있으며, 이들은 모두 소득과 그밖의 특성에서 동일하다고 가정하는 것이다. 이 경우의 집중계수를 가중집중계수라 부른다.

지역간 격차를 측정할 때 단순집중계수를 사용할 것인가 또는 가중집중계수를 사용할 것인가는 연구자가 판단할 문제인데 지역간 집중도의 시계열적 변화에 주된 관심이 있을 경우 양자간의 차이점이 큰 의미를 지니지 않는다고 볼 수 있다. 그러나 우리나라처럼 지역간 인구 이동이 심하고 또한 지방자치단체에 대한 이전재원의 배분공식에서 인구가 차지하는 역할이 클 경우 각 지역의 인구비중을 되도록 감안하여 지역간 격차를 측정하는 것이 바람직하다고 생각된다.

집중계수를 계산할 때 단순집중계수와 가중집중계수의 차이점은 로렌츠 곡선의 종축을 어떻게 정의하는가에 달려 있는데, 단순집중계수의 경우 각 지역에 한 명만이 거주하기 때문에 지역 수와 인구 수는 같고, 따라서 종축은  $1/K, 2/K, \dots, 1$ 과 같은 값을 갖는다. 즉, 단순집중계수를 계산할 때에는 데이터의 관측수는  $K$ 개에 불과하다.

가중집중계수의 경우 각 지역  $i$ 에 동질적인 인구가  $n_i$ 명씩 있다고 가정하기 때문에 데이터 수는  $\sum_{i=1}^K n_i$ 가 된다. 따라서 집중계수의 계산이 전체 미시데이터의 사용을 필요로 하는 경우라면 계산 부담이 상당히 클 수 있다. 다행히 개개의 미시데이터가 아닌 각 지역의 인구비중만을 이용하여 가중집중계수를 계산할 수 있는 공식이 많이 있기 때문에 가중집중계수라 하더라도 계산의 부담이 그

리 크지는 않다. 다만 아래에서 소개되는 다양한 지니계수의 계산 방법 중 공분산을 이용한 공식은 관점에 따라서 상당히 편리한 계산 방법인데, 이 방식은 각 지역별 인구 비중이 아니라 데이터 전체를 사용하여 공분산이 계산되어야 한다는 단점이 있다. 따라서 아래에서 제시되는 공식들은 계산의 편리성에 있어서 각각 장·단점이 있으므로 이러한 차이점들을 염두에 두고 계산 방식을 선택할 필요가 있다.

#### 나. 누적백분율을 이용한 집중계수의 계산

집중계수를 계산하는 방법은 매우 다양하지만 가장 대표적인 방식은 식 (6)의 공식을 그대로 적용하는 것이다. 식 (6)의 공식은 *Excel*이나 *Gauss* 또는 *Mathematica*와 같은 통계·수학 응용프로그램에서 간단히 적용할 수 있는데, 그 계산 순서는 다음과 같다.

① 분석대상 데이터를 변수 X의 1인당 크기( $x$ )를 기준으로 정렬한다. ② 정렬된 데이터에서 각 계층별(또는 지역별)로 인구의 상대적 비중을 구한 다음 그 누적값( $F^1(x)$ ,  $F^2(x)$ , ... 1)을 구한다. ③ 변수 Y 역시 계층별(또는 지역별)로 그 크기의 상대적 비중을 구한 다음 누적값( $F_1^1[Y]$ ,  $F_1^2[Y]$ , ..., 1)을 구한다. ( $F^1$ ,  $F^2$ , ...,  $F^K$ )와 ( $F_1^1$ ,  $F_1^2$ , ...,  $F_1^K$ ) 등이 구해지면 식 (6)을 적용하여 집중계수를 계산한다.

그런데, 식 (6)에서 단순지니계수의 경우 종축의 ( $F^1$ ,  $F^2$ , ...,  $F^K$ )는  $1/K$ ,  $2/K$ , ..., 1의 값을 갖고 이 때 횡축은 Y의 1인당 값에 대한 누적백분율을 사용하여 지니계수가 계산된다. 반면, 가중지니계수의 경우 종축의 ( $F^1$ ,  $F^2$ , ...,  $F^K$ )는 각 지역 인구의 누적백분

을이고, 횡축은 Y의 총액에 대한 누적백분율이 사용된다.

다. 상대적 차이(relative mean difference)를 이용한  
집중계수의 계산

지니계수는 로렌츠 곡선과는 별도로 하나의 수식으로 정의될 수 있다. 분석 대상의 변수(예를 들어 소득)를  $x$ (1인당 값)라 할 때 모든  $i$ 와  $j$ 에 대하여  $x_i$ 와  $x_j$ 가 갖는 차이값(절대값)의 평균은  $\frac{\sum_i \sum_j |x_i - x_j|}{K^2}$ 이 된다. 이 값을  $x_i$ 의 평균과  $x_j$ 의 평균의 합에 대하여 표준화(normalize)시킬 경우 그 값이 지니계수로 정의된다<sup>34)</sup>. 즉, 수식으로 정의되는 지니계수는 다음과 같다.

$$G = \frac{1}{2K^2 \bar{x}} \sum_{i=1}^K \sum_{j=1}^K |x_i - x_j| \quad (8)$$

식 (8)은  $x$ 를 작은 값에서 큰 값으로 나열할 경우 다음의 식들을 사용하여 Excel 등에서 간편하게 계산할 수 있다<sup>35)</sup>.

$$\begin{aligned} G &= \frac{\sum_{i=1}^K (2i - K - 1)x_i}{K^2 \mu} \\ &= 1 + \frac{1}{K} - (Kx_1 + (K-1)x_2 + \dots + x_K) \end{aligned} \quad (9)$$

---

34)  $x$ 가 모수가 아니고 표본이라고 간주될 경우에는  $K^2$  대신에  $K(K-1)$ 가 사용된다.

35) 증명은 <부록 6>에 있다.

식 (9)에 정의된 지니계수의 공식은  $x$ 를  $x$ 의 크기에 대하여 정렬하지 아니하고 다른 변수  $y$ 에 대하여 정렬할 경우 집중계수가 된다.

#### 라. 공분산을 이용한 집중계수의 계산

집중곡선의 면적을 바탕으로 정의된 식 (7)과 변수의 상대적 차이를 바탕으로 정의된 식 (9)는 서로 같다는 것을 보일 수 있는데, 이러한 동일성은 양 공식을 공분산 공식으로 전환하여 보면 확인할 수 있다. 집중계수가 공분산을 이용하여 간명하게 표현될 수 있다는 것은 Kakwani(1980), Pyatt, Chen and Fei(1980), Lerman and Yitzhaki(1984) 등에서 찾아볼 수 있는데, 변수  $y$ 의 인구 누적 백분율을  $F$ 라 하고 이에 대응하는 변수  $x$ (1인당 또는 미시 데이터)의 평균을  $\mu$ , 누적백분율을  $F_1$ , 그리고 평균에 대한 변수  $x$ 의 상대값 ( $x/\mu$ )를  $\tilde{x}$ 라 하면 식 (9)에 정의된 집중계수는  $C$ 는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$C = (2/\mu) Cov(x, F) = 2Cov(\tilde{x}, F) \quad (10)$$

즉, 집중계수는 표준화(normalized)된  $x$  ( $\tilde{x}$ )와 표준화된 순위 ( $F$ )의 공분산에 비례한다. 식 (9)와 마찬가지로 식 (7)에 정의된 집중계수도 식 (10)과 같은 공분산 공식으로 전환할 수 있는데 이때 분석 대상 변수가 미시데이터라는 가정이 필요하다<sup>36)</sup>. 만약 분석 대상 변수가 계층(또는 지역)별 데이터라면 Lerman and Yitzhaki(1989)에서 논의된 바와 같이 인구비중을 이용한 공분산

---

36) 증명은 <부록 7>에 있다.

공식으로 집중계수를 정의할 경우 오차가 발생하게 된다.

공분산을 이용하여 집중계수를 계산할 때에는 미시자료를 사용해야 한다는 불편함이 있지만 컴퓨터의 계산비용이 높지 않은 요즘에는 계층별 자료를 지역별 자료로 전환하여 계산하는 것이 큰 문제가 되지는 않는다. 예를 들어 지역별 자료를 바탕으로 집중계수를 구할 경우 각 지역 내의 소득은 같다고 가정하기 때문에 각 지역의 인구 수만큼 관측 수를 늘리면 미시자료가 생성된다. 다음 절에서 예시 자료로 사용되는 이계식 외(1990)에 있는 1985년 지방 재정데이터의 경우, 공분산을 이용하여 지니계수를 계산하려면 1985년의 인구 수인 40,448,000개의 미시자료를 생성하면 된다<sup>37)</sup>. 이 경우 자료의 정렬은 미시자료를 생성하기 전에 하면 되므로 큰 부담이 되지 않고  $F[x]$ 는  $1/40,448,000$   $2/40,448,000$  ..., 1의 숫자를 갖기 때문에 이 역시 쉽게 생성된다. 따라서 통계·수학 응용프로그램을 이용한다면 큰 규모의 미시자료를 생성해야 하는 경우라도 원칙적으로 계산이 가능하다<sup>38)</sup>.

---

37) 의존재원이 각 지역 내 총규모이므로 1인당 규모로 전환한 뒤 미시자료를 생성해야 한다.

38) Lerman and Yitzhaki(1989)는 미시자료를 생성하지 않고 식 (10)을 수정하여 인구 가중치를 적용하는 공식을 제안하였는데, 실제값에 비하여 약 1.5%~2%의 오차가 발생하는 것으로 발표되었다. 후술하는 지니계수 계산의 예에서는 미시자료를 생성시키는 방법을 채택하였는데, 4천만개의 미시자료를 생성하는 데 상당히 오랜 시간이 걸리므로 각 지역의 인구를 100으로 나눈 후 404,480개의 미시자료를 생성시켜서 지니계수를 계산하였다. 이 경우 집중계수의 계산은 약 5분 정도 소요되고, 집중계수의 값은 식 (6)을 적용한 경우와 비교할 때 소수점 4자리 이하에서 차이가 발생한다. Lerman and Yitzhaki(1989)도 10년전에 이미 CPU 비용은 큰 문제가 아니므로 되도록 미시자료를 이용하는 것이 바람직함을 밝히고 있다.

#### 마. 공분산 공식의 분해

집중계수는 공분산 공식을 이용하여 편리하게 계산될 수 있는데, 이러한 특징은 집중계수를 분해하는 데에도 도움이 된다. 집중계수의 분해는 지금까지 매우 다양하게 논의되어 왔는데, 특히 Lerman and Yitzhaki(1995)에서는 공분산 공식의 분해가 재정정책이 수평적 (불)형평성에 미치는 효과를 잘 포착할 수 있게 해 준다는 장점을 지니고 있음을 보이고 있다. 예를 들어 조세-보조금 정책이 소득분포에 미치는 효과를 분석할 경우 재정정책 이전을 첨자  $b$ 로 표시하고 재정정책 이후를 첨자  $a$ 로 표시하면 소득의 지니계수 변화는 다음과 같이 표현된다<sup>39)</sup>.

$$G_b - G_a = 2 \text{Cov}(y_b, F_b) - 2 \text{Cov}(y_a, F_a) \quad (11)$$

그런데, 식 (10)에서  $F_b$ 는 재정정책 이전의 소득순위에 따른 인구 누적백분율이고,  $F_a$ 는 재정정책 이후의 소득순위에 따른 인구 누적백분율이기 때문에  $F_b$ 와  $F_a$ 가 다르다면 재정정책으로 인하여 소득순위가 바뀌었다는 것을 의미하고 이러한 관점에서 소득재분배 정책이 수평적 불형평성을 야기시켰다고 볼 수 있다. Lerman and Yitzhaki(1995)는 재정정책의 전체적 효과에서 이러한 수평적 불형평성 효과를 분리시키기 위하여 식 (11)을 다음과 같이 다시 표현하고 있다<sup>40)</sup>.

---

39) 식 (10)에서는 변수  $x$ 가 평균에 대하여 표준화될 경우 이를  $\tilde{x}$ 로 표시하였으나 여기에서는 Lerman and Yitzhaki(1995)를 따라 그냥  $x$ 로 표시하기로 한다.

40) 식 (11)의 우변에서  $2 \text{Cov}(y_a, F_b)$ 를 더하고 빼면 식 (12)가 도출된다.

$$G_b - G_a = 2 \text{Cov}(y_b - y_a, F_b) + 2 \text{Cov}(y_a, F_b - F_a) \quad (12)$$

즉, 공분산 공식을 사용할 경우 재정정책으로 인한 지니계수의 변화는 소득의 변화(식 (12) 우변의 첫 번째 항)와 수평적 불형평성을 나타내는 소득순위의 변화(식 (12) 우변의 두 번째 항)로 분해하여 표현된다.

#### 바. 행렬을 이용한 계산

식 (10)과 같은 공분산 공식을 적용하여 집중계수를 계산할 경우 총 인구 수만큼 데이터를 늘려서 미시데이터를 생성시켜야 한다는 단점이 있다. 그런데, 데이터의 수를 늘리지 않고 단순한 공식을 이용하여 지니계수를 구하는 방법으로 식 (6)을 행렬식으로 표현하는 방법이 있다. Silver(1989, 1994)는 행렬식을 통하여 집중계수의 계산을 간단하게 할 수 있음을 보이고 있는데, 이 방법에 따른 변수 X의 집중계수 계산 공식은 다음과 같다.

$$C = e' A s. \quad (13)$$

여기에서 e는 변수 Y의 1인당 크기에 따라 정렬된 데이터에서의 인구 누적백분율을 원소(element)로 갖는 종벡터이고, s는 X의 누적백분율이다. 또한 A는 K×K의 차원을 갖는 행렬인데, 그 원소  $a_{ij}$ 는 다음과 같다:  $i = j$ 이면  $a_{ij} = 0$ ;  $i < j$ 이면  $a_{ij} = 1$ ;  $i > j$ 이면  $a_{ij} = -1$ <sup>41)</sup>.

41) Silver(1994)에서는 1인당 Y값이 높은 데에서 낮은 데로 데이터를 정렬하는 경우를 가정하였는데, 여기에서는 데이터를 낮은 데에서

식 (13)은 식 (6)을 행렬식으로 표현한 것에 불과한데, 집중계수를 이용하여 정의되는 다양한 소득격차 측정지수를 계산할 때 식 (13)과 같은 행렬식이 간편하게 이용될 수 있음이 Silver(1994)에서 논의되고 있다<sup>42)</sup>.

#### 4. KP지수

한 경제 내에서 소득관련 변수가 소득에 비하여 역진적으로 분포되어 있는가 아니면 누진적으로 분포되어 있는가는 재정정책의 소득재분배 효과를 파악할 때 중요한 기준이 된다. 예를 들어, 소득관련 변수가 소득세라면 소득세 부담이 상위 계층에 집중되어 있을 경우 소득관련 변수가 누진적으로 분포하는 것을 의미하고 그만큼 조세의 소득재분배 기능이 강하다고 평가할 수 있다.

Kiefer(1984)와 Creedy(1996) 등에서는 재정정책의 재분배 효과를 측정할 수 있는 다양한 지수들을 소개하고 있는데, Khetan-Poddar지수(KP지수)는 소득의 집중도에 비해 소득관련 변수의 집중도가 어떻게 되는가를 파악하여 재정정책의 재분배 효과를 측정한다. 즉, KP지수의 정의는 다음과 같다.

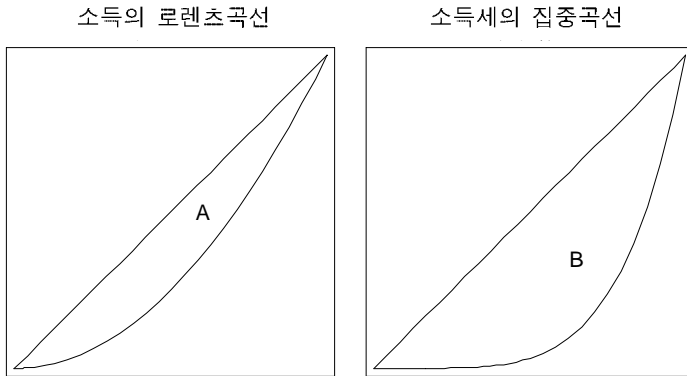
$$KP지수 = \frac{1 - \text{소득의 지니계수}}{1 - \text{소득관련 변수의 집중계수}} \quad (14)$$

---

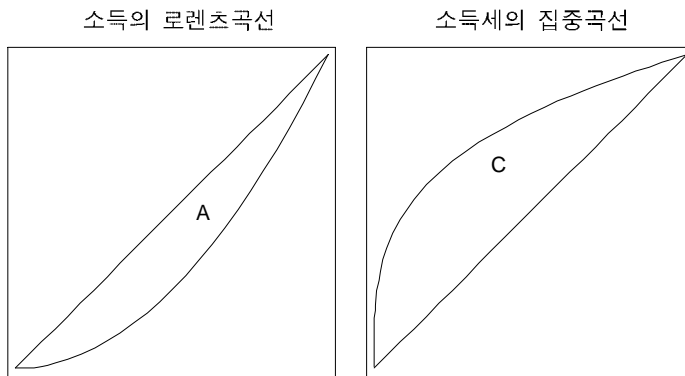
높은 곳으로 정렬하는 것을 가정하여 A를 정의하였다. 또한 Silver는 각 계층(또는 지역)의 인구 수가 동일한 것으로 가정하여 e의 원소가 모두 1/K로 되어 있지만, 식 (13)에서는 e의 원소를 인구 비중으로 정의하였다.

42) <부록 9>에는 K = 3인 경우 식 (6)과 식 (13)이 같음을 보이고 있다.

[그림 III-4] KP지수가 1보다 큰 경우



[그림 III-5] KP지수가 1보다 작은 경우



KP지수의 성격은 그림을 통하여 쉽게 파악할 수 있는데, [그림 III-4]는 소득의 집중도보다는 소득세의 집중도가 더 큰 경우( $B > A$ )를 예시적으로 묘사하고 있다. [그림 III-4]에 식 (13)의 KP지수 공식을 적용하면 KP지수는  $(1-A/0.5)/(1-B/0.5)=(0.5-A)/(0.5-B)$ 가 되는데, 이 그림에서처럼 B가 A보다 클 경우에는 KP가 1

보다 크게 된다. 만약 소득세의 집중도가 적어서 B가 A보다 작다면 KP지수는 1보다 작고, 소득의 집중도와 소득세의 집중도가 같다면 KP지수는 1이 된다.

[그림 III-5]에는 소득관련 재정변수가 소득과 부(-)의 관계를 가진 경우가 묘사되어 있는데, 이 경우 KP지수의 정의에 따라 KP지수가  $(0.5-A)/(0.5-C)$ 가 되고<sup>43)</sup> 따라서 KP지수는 항상 1보다 적다. 예를 들어, 저소득 계층에 대한 보조금과 같이 그 규모가 소득과 반비례로 지원되는 재정변수의 경우 C의 면적이 클수록, 즉 KP지수가 0에 가까울수록 재분배 효과가 크다고 할 수 있다. 또한 재정변수가 소득과 반비례하지 않더라도 소득의 집중도에 비하여 상대적으로 집중도가 떨어진다면 KP지수가 1보다 작아진다.

이상의 논의를 요약하면 재정변수의 집중도, 소득의 집중도, 그리고 KP지수 사이에는 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$\left( \begin{array}{l} \text{KP지수} > 1 \\ \text{KP지수} = 1 \\ \text{KP지수} < 1 \end{array} \right) \Leftrightarrow \left( \begin{array}{l} \text{재정변수 부담 집중도가 소득 집중도보다 큼} \\ \text{재정변수 부담 집중도가 소득 집중도와 같음} \\ \text{재정변수 부담 집중도가 소득 집중도보다 적거나 반비례} \end{array} \right)$$

## 5. 평준화 계수

### 가. 정의

재정정책이 소득재분배에 미치는 효과를 포착하는 지수는 KP지수 이외에 많이 있는데, 가장 보편적으로 생각해 볼 수 있는 지수는 앞서 살펴본 바와 같이 재정정책 전의 지니계수와 재정정책 후

43) 앞에서 살펴본 바와 같이 소득변수가 소득과 부(-)의 관계를 가질 때에는 집중계수는 음의 값을 갖는다.

의 지니계수의 변화( $G_b - G_a$ )이다. 일반적으로 재정정책이 재분배 효과를 가질 경우  $G_a$ 가  $G_b$ 보다 작을 것이므로 이 값은 0보다 큰데, Reynolds and Smolensky(1977)는 이 값의 역수( $G_a - G_b$ )를 이용하여 재정정책의 효과를 분석하였다. 이 지수는 재정정책 전과 후의 지니계수를 이용하였다는 점에서 오래 전에 제시된 Musgrave and Thin(1948)의 지수와 근본적으로 성격이 같다고 볼 수 있다<sup>44</sup>). 지니계수의 변화를 이용하여 재정정책의 소득재분배 효과를 포착하는 방식은 Pechman and Okner(1975)도 채택하였는데, 그들은 지니계수 변화의 절대값을 사용하지 않고 지니계수의 백분율 변화를 통하여 재정정책의 효과를 포착하였다<sup>45</sup>). 즉, Pechman-Okner지수(PO지수)는 다음과 같다.

$$\text{PO지수} = \frac{G_a - G_b}{G_b} = \frac{G_a}{G_b} - 1 \quad (15)$$

지니계수, KP지수, 그리고 PO지수 등은 대개 재정정책이 개인소득의 분포에 미치는 효과를 포착하기 위하여 사용되는데, 경우에 따라서는 중앙정부의 이전재원이 지역간 재분배에 미치는 효과를 분석할 때에도 이러한 지수들이 사용되기도 한다. 이계식 외(1990)의 경우 KP지수를 통하여 우리나라 지방재정조정제도가 지역간 격차에 미치는 효과를 분석하였고, 持田信樹(1994)와 박정수(1997) 등에서는 일본과 한국의 지방교부세가 지역간 형평화에 미치는 효과를 포착하기 위하여 PO지수의 변형을 사용하고 있다. 持田信樹

44) 이들은 사용했던 지수는  $(1 - G_a)/(1 - G_b)$ 이었다.

45) Pechman and Okner(1974, pp. 55~57)는 로렌츠 곡선과 대각선 사이의 면적이 조세정책 후에 몇 % 줄어들었는가를 기준으로 조세정책의 효과를 평가하였다.

(1994, p. 192)는 이 지수를 평준화 계수라 부르고 있는데 그 정의는 다음과 같다.

$$\phi = \frac{G_T - G_{T+S}}{G_T} = 1 - \frac{G_{T+S}}{G_T} \quad (16)$$

식 (16)에서  $G_{T+S}$ 는 지방세(T)와 이전재원(S)를 합한 일반재원의 지니계수이고  $G_T$ 는 지방세의 지니계수이다. 持田信樹(1994)는 이 평준화 계수를 정의하면서 PO지수를 언급하지 않았지만,  $\phi$ 와 PO지수는 근본적으로 그 성격이 같다고 볼 수 있다. 우선 식 (15)와 식 (16)에서 T는 재정정책 전의 변수이고 T+S는 재정정책 후의 변수이기 때문에 외형적으로 양자가 같고, 특히 지방세를 지방자치단체의 소득이라고 간주할 때 식 (15)와 식 (16)은 부호만 다를 뿐 재정정책이 개인 또는 지방자치단체의 소득분포에 미치는 효과를 포착한다는 점에서는 동일하다.

그런데 식 (15)에서 정의된 PO지수와 식 (16)에서 정의된 평준화 계수는 단순히 부호만 다른 것이 아니라 내용 면에서 미묘한 차이가 있음에 주목할 필요가 있다. PO지수는 재정정책 전의 소득과 재정정책 후의 소득을 비교하기 위하여 정의된 것이지만, 평준화 계수  $\phi$ 는 사실상 두 가지 재정정책(지방세와 이전재원)의 효과를 비교하고 있기 때문이다. 따라서 PO지수의 경우, 이 값이 0으로부터 하락할수록 재정정책으로 인한 소득 재분배 효과가 커졌다는 것을 의미하지만,  $\phi$ 의 경우에는 이 값이 상승할수록 반드시 이전재원으로 인하여 지역간 배분이 보다 형평해진 것으로 평가하기 어렵다. 왜냐하면 식 (16)에서 지방교부세의 재분배 효과가 클 때  $\phi$ 가 상승하지만<sup>46)</sup>, 또한 지방세의 지역간 집중도가 떨어질 때, 즉 지방세 부담의 누진성이 떨어질 때에도  $\phi$ 가 상승하기 때문이다.

따라서 PO지수의 시계열적 변화는 소득세 정책이 소득재분배에 미치는 효과만을 포착하는 반면  $\phi$ 는 지방세제 및 재정조정제도의 변화가 지역간 격차에 미치는 효과를 동시에 포착한다는 장점을 지니고 있다. 따라서 국세와 지방세의 조정 문제와 지방재정조정 제도 사이의 연관성에 대한 정보도  $\phi$ 가 암묵적으로 가지고 있다고 볼 수 있다.

$\phi$ 는 이처럼 이 지수를 어떻게 해석하는가에 따라 풍부한 정보를 제공할 수 있는데, Lerman and Yitzhaki(1995)가 제안한 바와 같이 지니계수를 공분산 공식을 이용하여 다시 표현할 때 이전재원의 수직적 재원조정 효과와 수평적 재원조정 효과를 분해하여 살펴볼 수 있는 여지도  $\phi$ 가 제공하는 것으로 보여진다. 특히 Lerman and Yitzhaki는 재정정책 전과 후에 발생하는 지니계수의 절대값 변화를 보이는 데에 반하여 식 (16)의 평준화 계수는 지방세 지니계수에 대비한 일반세입 지니계수의 변화율을 포착하는 것이기 때문에 이전재원이 일반세입에서 차지하는 비중, 즉 재정의 존도를 토대로 평준화 계수의 변화 분석을 가능하게 한다. 또한 일정한 시기에 걸쳐서 지방세의 지역간 부담 분포나 소득의 지역간 분포가 변화할 경우 이러한 효과를 상쇄시키는 데 필요한 이전재원의 운영방안에 대한 정보도  $\phi$ 가 제공할 것이다. 결론적으로 평준화 계수가 담고 있는 정보를 잘 분해(decomposition)한다면 이전재원의 수직적 재원조정, 수평적 재원조정, 그리고 이러한 재원조정에 수반되는 재원조정의 수평적 불형평성을 분리해서 관찰하는 것이 가능하게 될 것이다.

이제 이러한 내용을 보다 명확하게 파악하기 위하여 식 (12)에

---

46) 지방교부세의 재분배 효과가 크면 지방자치단체간 일반세입의 격차가 줄어들고 따라서  $G_{T+S}$ 가 줄어든다.

나타난 지니계수의 공분산 공식을 식 (16)에 적용해 보자. 지역 데이터의 지니계수에 공분산 공식을 적용하고자 할 때에는 각 변수의 1인당 규모를 바탕으로 미시자료를 먼저 생성해야 한다. 따라서 1인당 지방세를  $t$ , 1인당 이전재원을  $s$ 라 하면, 식 (16)의  $(G_T - G_{T+s})$ 는 다음과 같이 표현된다.

$$G_T - G_{T+s} = 2 \text{Cov}\left(\frac{t}{E[t]} - \frac{t+s}{E[t+s]}, F_b\right) + 2 \text{Cov}\left(\frac{t+s}{E[t+s]}, F_b - F_a\right)$$

위 식에서  $F_a$ 는 이전재원이 배분된 후 일반세입 규모에 따른 인구 누적백분율이고,  $F_b$ 는 이전재원 배분 전의 지방세 규모에 따른 인구 누적백분율을 나타낸다. 경제 내의 총인구를  $N$ 이라 하면 총 지방세 수입은  $N \times E[t]$ 이고, 총의존재원은  $N \times E[s]$ 이므로 지방자치단체의 일반세입에서 지방세가 차지하는 비중( $E[t]/E[t+s]$ )을  $\theta_T$ 로 표시하면  $\phi$ 는 다음과 같이 표현된다<sup>47)</sup>.

$$\begin{aligned} \phi &= \frac{G_T - G_{T+s}}{G_T} \\ &= \frac{\text{Cov}((1-\theta_T)t - \theta_T s, F_b) + \theta_T \text{Cov}(t+s, F_b - F_a)}{\text{Cov}(t, F_b)} \end{aligned}$$

---

47) 원칙적으로 재정자립도를 계산할 때에는 세외수입도 포함시켜야 한다. 그런데, 우리나라의 경우 자주재원으로서 의미 있는 경상세외수입의 비중은 지방세의 10% 정도에 불과하며 2001년부터 경상세외수입이 기준재정수입액에 반영되기 시작하였다. 따라서 필요한 경우 기호  $T$ 가 지방세와 세외수입을 표현하는 것으로 해석할 수 있지만 제5장에서 지방재정 자료를 실제로 이용하여 재정자립도를 측정할 때에는 경상세외수입이 제외되었다.

일반세입에서 이전재원이 차지하는 비중( $E[s]/E[t+s]$ )을  $\theta_s$ 로 표시하면  $(1-\theta_T)$ 는  $\theta_s$ 이므로 평준화 계수는 다음과 같이 표현된다(48).

$$\phi = (\theta_s - \theta_T \frac{Cov(s, F_b)}{Cov(t, F_b)}) + \theta_T \frac{Cov(t+s, F_b - F_a)}{Cov(t, F_b)} \quad (17)$$

Lerman and Yitzhaki(1995)에서 논의된 식 (12)와 식 (17)의 유사성을 염두에 두고 식 (17)에 나타난 평준화 계수의 특성을 살펴보면, 식 (17)의 오른쪽 첫 번째 괄호 항은 이전재원이 지방자치단체의 재정력 격차를 감소시키는 효과를 보여주고 있다. 또한 식 (17)은 지방세 지니계수에 대비한 일반세입의 지니계수 변화를 포착하고 있기 때문에 이전재원이 전체 일반세입에서 차지하는 비중( $\theta_s$ )에 따라 지역간 세입 격차가 달라지는 것을 보여준다. 식 (17)의 오른쪽 두 번째 항은 지방교부세의 수평적 불형평성 효과를 보여주고 있는데, 정리1에 따라  $Cov(t+s, F_b - F_a) < 0$ 이므로 이전재원으로 말미암아 일반세입의 순위가 많이 바뀔수록 이 항의 절대값 크기는 커진다.

#### 나. 이전재원의 형평화 효과

식 (17)로부터 이전재원이 갖는 수직적·수평적 형평화 효과(지역간 격차 감소 효과)와 지역간 일반세입 순위를 바꿈에 따라서 발생하는 수평적 불형평성 효과를 분리하여 검토할 수 있는데, 우선 이전재원의 형평화 효과만을 먼저 살펴본다. 이전재원으로 인하여

48) 공분산은 데이터의 단위에 민감하므로 식 (16)을 이용하여 지니계수를 계산할 때에는 자료의 단위를 모두 일치시키는 것이 필요하다.

일반세입의 순위가 바뀌지 않는다고 가정하면, 식 (17)에서  $F_a = F_b$ 이므로 평준화 계수는 다음과 같이 단순화된다.

$$\phi = \theta_s - \theta_T \frac{Cov(s, F_b)}{Cov(t, F_b)} \quad (18)$$

이제 식 (18)을 통하여 평준화 계수로 포착한 이전재원의 형평화 효과는 다음과 같은 정리된다. ① 평준화 계수는 이전재원의 수직적 자원배분과 수평적 자원배분을 나타내는 요소로 분해할 수 있다. 즉,  $\phi$ 의 구성요소는 이전재원이 일반세입에서 차지하는 비중인 재정의존도( $\theta_s$ ), 이전재원의 수평적 형평화 효과( $Cov(s, F_b)$ ), 그리고 자체재원의 지역간 불균등도( $Cov(t, F_b)$ )로 분해된다. ② 지방세의 세부담이 지역간에 누진적이라고 가정할 경우  $Cov(t, F_b) > 0$ 이고, 이전재원이 저소득 지역에 보다 많이 지원되는 경우  $Cov(s, F_b) < 0$ 이기 때문에 일반적인 경우 평준화 계수  $\phi$ 는 항상 재정의존도  $\theta_s$ 보다 크다. ③ 만약 지방세의 누진도를 이전재원의 역진도로 상쇄시키는 방식으로 이전재원이 배분되면  $Cov(t, F_b) = |Cov(s, F_b)|$ 가 되고 이 경우 식 (18)에서  $\phi = \theta_s + \theta_T = 1$ 이다. 즉, 공분산을 기준으로 지방세의 효과를 지방교부세로 상쇄시킨다면 평준화 계수는 일종의 기준점이라 할 수 있는 1의 값을 갖는다. ④ 이전재원이 지역적으로 전혀 재분배 역할을 수행하지 못한다면, 즉  $Cov(s, F_b) = 0$ 이면 평준화 계수  $\phi$ 는 이전재원이 일반세입에서 차지하는 비중  $\theta_s$ 와 같다. 즉, 지방교부세가 지역간 재분배 역할을 수행하는 한, 평준화 계수의 최저점은 재정의존도이다. ⑤ 재정의존도가 클수록, 그리고 지방교부세의 역진성이 클수록  $\phi$ 의 값이 커진다. ⑥ 지방세의 지역간 부담의 누진도가 감소하면( $Cov(t, F_b)$

가 감소하면) 지방교부세의 형평화 효과를 나타내는 평준화 계수  $\phi$ 는 상승한다<sup>49)</sup>.

이제  $\phi$ 가 1일 때를 기준으로 지방재정 환경의 변화로 인한  $\phi$ 의 변화 요인을 살펴보면 이전재원을 적정하게 운영하는 데 필요한 정보를 얻을 수 있을 것이다. 변수  $x$ 의 변화율을  $\hat{x}$ , 미분(differential)을  $dx$ 로 표시하면, 식 (18)로부터  $\phi = 1$ 에서 계산되는  $\phi$ 의 변화율은 다음과 같다.

$$d\phi = \theta_T \left( \widehat{\text{Cov}}(s, F_b) - \widehat{\text{Cov}}(t, F_b) \right) \quad (19)$$

따라서 지방세 부담의 역진도가 심화되었을 경우 평준화 계수를 여전히 1로 유지하는 방법은 이전재원의 역진도를 강화시켜서 그 효과를 상쇄시키는 것이다. 예를 들어 각 지역의 지방세가 모두  $\lambda$ 배만큼 증가할 경우  $\widehat{\text{Cov}}(t, F_b)$ 도  $\lambda$ 배만큼 증가하므로 이를 상쇄시키는 위해서는 이전재원의 규모를  $\lambda$ 배만큼 증가시키면 된다.

이러한 결과는 국세와 지방세의 조정 관점에서 매우 흥미로운 시사점을 제시하고 있다. 지방교부세의 경우 그 규모가 내국세의 일정 비율로 되어 있기 때문에 지방세의 증가율과 내국세의 증가율이 대략 같다고 한다면 지방세와 이전재원이 비슷하게 증가하기 때문에  $\phi$ 를 일정한 수준으로 유지하는 기능이 지방교부세제도에 내재되어 있다고 볼 수 있다. 물론 내국세의 증가율이 지방세 증가율보다 크다면 다른 조건들이 변하지 않는 한 평준화 계수는 1보다 커질 것이고 이 경우에는 내국세의 일정 비율을 줄이는 것이 평

---

49) 식 (18)에서  $\widehat{\text{Cov}}(s, F_b)$ 는 0보다 작다. 식 (16)에서  $G_T$ 가 감소하면 평준화 계수가 감소한다. 따라서 이 결과는  $E[t]$ 에 비하여  $\widehat{\text{Cov}}(t, F_b)$ 의 감소율이 더 큰 경우를 상정한 것이다.

준화 계수를 적정 수준으로 유지하는 방안이다. 반대로 만약 지방세의 증가율이 내국세의 증가율보다 크다면 지방자치단체 세입의 균등화 관점에서만 보았을 때 이를 상쇄시키기 위하여 이전재원의 규모가 증가해야 한다. 이는 중앙재정에 이종의 압박을 부여하게 될 것이므로 국세와 지방세의 적정한 분해가 국가재정과 지방재정의 안정적 운영에 필수불가결한 요인이 됨을 식 (19)가 시사하고 있다.

식 (19)는 평준화 계수를 적정 수준으로 유지하기 위하여 전체적인 지방세 규모와 이전재원의 규모를 조정하는 것이 필요하다는 것을 시사하고 있는데, 또한 만약 지방세의 전체적인 규모는 변하지 않고 지역간 분포가 변동하여  $Cov(t, F_b)$ 가 변동할 때에는 이를 상쇄시키기 위하여 의존재원의 수평적 배분 방식을 바꾸어야 평준화 계수가 적정 수준으로 유지됨을 식 (19)가 시사하고 있다.  $Cov(t, F_b)$ 가 증가할 경우 단지 재정의존도만을 증가시켜서 이를 상쇄시킬 수 있을 것이라는 생각을 해볼 수도 있지만 식 (18)로부터  $|Cov(s, F_b)|/Cov(t, F_b)$ 가 1보다 작은 한  $\phi$ 는 항상 1보다 작음을 확인할 수 있다.

이상의 결과를 요약하면 지방세 세입의 지역간 격차가 증가할 경우 이를 상쇄시키는 방법으로 수평적 재원조정, 수직적 재원조정, 그리고 양 효과를 혼합하는 방안 등 다양하게 검토할 수 있지만, 지방자치단체의 세입 격차가 어떠한 원인에 의하여 발생하였는가에 따라 지방자치단체간 세입 형평화 방안은 명확하게 선택될 수 있다. 만약 국세와 지방세의 조정이 적정하지 않아서 지방세의 증가를 이전재원의 증가가 따라잡지 못한다면 재정의존도의 증가를 통하여 지방자치단체간 세입의 형평화가 유지될 수 있고, 만약 지방세의 전체적인 규모가 변하지 않고 단지 지역간 분포의 변화

로 인하여 지방자치단체 세입의 격차가 벌어졌다면 공분산을 기준으로 지방세의 누진성을 의존재원의 역진성으로 상쇄시키는 것이 바람직하다. 그리고 만약 지방자치단체간 세입 격차의 원인을 국세와 지방세 조정과 이전재원의 수평적 재원조정 양자 모두에서 찾을 수 있다면, 식 (18)을 바탕으로 각 원인에 따른 적절한 대응을 할 경우 지방자치단체간 일반세입의 형평화를 적절한 수준으로 유지할 수 있다.

#### 다. 이전재원의 수평적 불형평성

이전재원이 배분되기 전의 지방자치단체의 일반세입은 지방세이고, 이전재원이 배분된 후에는 지방자치단체의 일반세입은 지방세와 이전재원을 합한 것이 된다. 그런데, 만약 이전재원의 규모가 크고, 또한 지방세와의 역관계가 클 경우 이전재원 배분 후의 일반세입 순위가 이전재원 배분 전에 비하여 바뀔 수 있다<sup>50)</sup>. 식 (17)의 오른쪽 두 번째 항이 이러한 수평적 불형평성을 나타내고 있는데, 앞서 논의된 기호를 사용하여 이 항을 표현하면  $(C_{ab} - L_{aa})/L_{bb}$  이기 때문에 '정리 1'을 상기할 경우 이 항은 항상 0보다 작고 그 절대값은 순위변동의 규모가 클수록 커진다. 재정 균등화 효과와 수평적 불형평성 효과를 보다 명확하게 분해하기 위하여 식 (18)의 평준화 계수를  $\phi_0$ 로 표시한 다음 식 (17)을 다시 표현하면

$$\phi = \phi_0 + \theta_T \left[ 1 + \frac{\text{Cov}(s, F_b)}{\text{Cov}(t, F_b)} - \frac{\text{Cov}(t+s, F_a)}{\text{Cov}(t, F_b)} \right] \quad (20)$$

50) 제4장에서 자세히 논의되었지만 지방재정과 관련된 연구 문헌에서 이전재원으로 인한 일반세입 순위의 역진 현상이 우리나라 지방재정조정제도의 불평형성으로 오랫동안 지적되어 오고 있다.

가 되는데 여기에서  $\phi_0$ 는 수평적 불형평성이 없을 때의 평준화 계수이다.  $\phi = \phi_0 + (\phi - \phi_0)$ 이므로 식 (20)의 오른쪽 두 번째 항은  $(\phi - \phi_0)$ 인데  $F(t+s, F_b - F_a)$ 이므로 이 항은 항상 0보다 작다. 또한  $(\phi - \phi_0)$ 의 절대값이 커지면 그만큼 이전재원으로 인하여 일반세입의 순위가 많이 바뀐다는 것을 의미하기 때문에 수평적 불형평성이 악화된다. 예를 들어,  $\phi_0$ 가 커질 때  $\phi$ 가 여전히 일정한 값을 갖는다면  $(\phi - \phi_0)$ (식 (20)의 오른쪽 두 번째 항)의 절대값이 커지기 때문에 수평적 불형평성이 악화된다. 반면  $\phi_0$ 가 커지면서  $\phi$ 도 커졌다면 이는  $(\phi - \phi_0)$ 가 동일한 수준에서 유지되었다는 것을 뜻하기 때문에 수평적 불형평성 역시 동일한 수준에서 유지된다.

#### 라. 공급비용을 감안한 평준화 계수

지금까지 평준화 계수를 논의하면서 이전재원의 역할은 지역간 지방세 세수입 격차를 상쇄시키는 것으로 보고 이 계수의 특징을 논의하였다. 그러나, 우리나라의 대표적인 이전재원인 지방교부세의 경우 그 목적은 지방자치단체의 기본적인 행정비용을 조달하는데 있다고 되어 있다<sup>51)</sup>. 즉, 제2장의 지방교부세 현황에서 살펴본 바와 같이 중앙정부는 지방자치단체가 기본적인 행정 서비스를 공급하기 위하여 어느 정도의 비용을 필요로 하는가를 계산하고(기준재정수요액,  $E$ ) 이 비용을 지방자치단체의 자체수입(기준재정수입액,  $T$ )으로 조달하지 못할 때에 식 (1)의 공식을 적용하여 그 격차(재정부족액)를 지원하고 있다.

중앙정부가 지방교부세를 배분함에 있어서 저소득 지방자치단

---

51) 지방교부세법 제1조.

체의 부족한 지방세 수입을 보전하는 것만이 목표가 아니라 지방자치단체별로 각기 다른 행정비용을 감안하여 재정부족액을 보전해주는 것이 목표라는 점은 지방교부세의 형평화 효과를 논의할 때 흔히 간과되고 있다<sup>52)</sup>. 만약 식 (1)에서 지방교부세가 단순하게 지방세 수입  $T$ 에만 역비례한다면,  $\alpha$ 와  $\beta$ 가 1일 때 지방세와 지방교부세를 합한 일반재원의 변이계수나 지니계수는 항상 0이 되는 것이 제도적으로 보장되어 있다. 그리고 이러한 사실을 평준화 계수로 포착하고자 할 경우 그 값은 항상 1일 것이다<sup>53)</sup>. 따라서 지금까지의 많은 문헌들이 변이계수나 지니계수를 사용하여 지방교부세가 지방자치단체의 재정력에 미치는 효과를 고찰한 것은 지방교부세의 배분공식에 기준재정수요액  $\xi$ 가 존재한다는 사실을 암묵적으로 무시한 것으로 볼 수 있다.

이러한 접근 방법을 역설적으로 해석하면, 기준재정수요액을 무시한 후 지방교부세가 지방자치단체의 재정력에 미치는 효과를 평가하는 것은 기준재정수요액의 존재 의의를 간접적으로 평가하는 효과를 나름대로 지니고 있다고 할 수 있다. 그렇다고 한다면 기준재정수요액을 무시할 경우 지방교부세로 인하여 지방자치단체의 일반세입의 순위가 얼마나 바뀌는지를 좀더 자세히 파악할 필요가 있다. 따라서 1인당 기준재정수요액을  $\xi$ 로 표시한 다음 식 (1)을 식 (17)에 대입하면 평준화 계수는 다음과 같이 표현된다.

$$\phi = (\theta_s + \alpha\beta\theta_T) - \theta_T \frac{\alpha \text{Cov}(\xi, F_b)}{\text{Cov}(t, F_b)} + \theta_T \frac{\text{Cov}(t+s, F_b - F_a)}{\text{Cov}(t, F_b)} \quad (21)$$

52) 제4장의 문헌조사에서 보다 자세히 논의될 것이다.

53) 모든 지방자치단체의 일반세입이 같다면 식 (15)에서  $G_{T+S}$ 는 0이 된다.

## 1) 지방교부세의 형평화 효과

$F_b = F_a$ 일 경우 식 (21)에서 오른쪽 세 번째 항은 0이기 때문에 이때 지방교부세의 순수한 형평화 효과만을 나타내는 평준화 계수는 다음과 같이 표현된다.

$$\phi = (\theta_S + \alpha\beta\theta_T) - \theta_T \frac{\alpha \text{Cov}(\xi, F_b)}{\text{Cov}(t, F_b)} \quad (22)$$

식 (22)에서 만약 지방교부세의 공식에 제시된 기준재정수요액 ( $\xi$ )의 의의 또는 필요성을 무시한다면  $\text{Cov}(\xi, F_b) = 0$ 이기 때문에  $\phi = \theta_S + \alpha\beta\theta_T$ 가 된다. 즉, 만약  $\alpha = \beta = 1$ 이면  $\phi = 1$ 이기 때문에 기준재정수요액을 무시할 경우 지방교부세는 지방자치단체의 일반세입을 완전하게 균등하게 만드는 특징을 제도적으로 지니고 있다<sup>54)</sup>. 그러나 현실적으로  $\alpha$ 와  $\beta$ 는 1보다 작고 따라서  $\phi$  역시 1보다 작는데 이때의  $\phi$ 값  $\theta_S + \alpha\beta\theta_T$ 는 기준재정수입액만 감안하였을 때 지방교부세가 제도적으로 추구하는 자원조정의 기준값이라고 간주할 수 있다. 이러한 기준값은 이제 두 가지 이유 때문에 변동하는데 하나는 기준재정수요액이고 또 하나는 식 (21)의 오른쪽 세 번째 항에서 보이고 있는 지방교부세의 수평적 불형평성 효과이다.

기준재정수요액이 평준화 계수에 미치는 효과를 먼저 살펴보면 만약 기준재정수요액의 분포가 지방세 분포에 대하여 역관계를 가지고 있으면 기준재정수요액의 고려로 인하여 평준화 계수의 값이 기준값  $\theta_S + \alpha\beta\theta_T$ 보다 증가하게 된다. 또한 기준재정수요액의 분

---

54) 이러한 사실은 [그림 II-1]을 통해서도 확인할 수 있다.

포가 지방세 분포에 대하여 정의 관계를 가지면 기준재정수요액의 고려로 인하여 평준화 계수의 값이 기준값  $\theta_s + \alpha\beta\theta_T$ 보다 감소하게 된다. 그러나 어떠한 경우가 되더라도 이러한 변화가 지역간 형평화에 긍정적, 또는 부정적인 효과를 나타내는 것으로 평가하기는 어렵다. 왜냐하면 기준재정수요액은 그 정의상 각 지역의 비용인덱스에 불과하기 때문에 기준재정수요액의 고려는 단지 평준화 계수의 기준값을 변경시킬 뿐이다. 다만, 평준화 계수가 기준재정수요액을 고려함에 따라 상승하였다면 지방자치단체의 최종적인 일반세입의 격차가 줄어들었을 것이고, 반대로 평준화 계수가 하락하였다면 지방자치단체의 최종적인 일반세입의 격차가 기준재정수요액을 고려함에 따라 더 벌어지게 되었을 것이다.

## 2) 지방교부세의 수평적 불형평성

지방교부세로 인하여 일반세입의 순위가 바뀌었다면  $F_b$ 와  $F_a$ 는 다르고, 따라서 식 (22)에 나타난 지방교부세의 형평화 효과만을 측정하는 지수를  $\phi_0$ 라 할 때 식 (21)은 다음과 같이 표현된다.

$$\phi = \phi_0 + \theta_T \frac{\text{Cov}(t+s, F_b - F_a)}{\text{Cov}(t, F_b)} \quad (23)$$

식 (23)에서  $F_a$ 는  $F_{(t+s)}$ 이고  $F_b$ 는  $F_t$ 인데,  $t+s = [(1-\alpha\beta)t + \alpha\xi]$ 이므로 지방교부세 배분 이후 일반세입의 순위 변화가 발생하였다면 이는 기준재정수요액과 기준재정수입액이 복합적으로 영향을 미쳤기 때문이라고 볼 수 있다. 단순한 경우를 예로 들면 만약  $\alpha = \beta = 1$ 이면  $t+s = \xi$ 이기 때문에 기준재정수요액으로 인하여  $F_\xi$ 와  $F_t$ 가 다를 경우 일반세입의 순위 변화가 발생하고 순

위 변화가 심할수록 식 (23)의 두 번째 항의 크기는 커진다. 그런데, 지방교부세 배분 공식에서 기준재정수요액의 당위성을 인정할 경우 이 항이 반드시 수평적 불형평성을 의미하는 것으로 보기는 어렵다. 기준재정수요의 당위성을 100% 인정할 경우에는 오히려 반대로  $\alpha$ 가 1보다 작음으로 인하여 기준재정수요액이 철저하게 반영되지 않은 것이 수평적 불형평성이 발생하는 원인이라고까지 말할 수 있을 것이다.

이상의 논의를 우리나라 지방교부세제도에 비추어 정리한다면, 만약 식 (20)에 나타난 지방교부세 공식의 당위성을 완전하게 인정한다면 지방교부세 배분 이후의 일반세입의 분포에 대한 분석을 통하여 지방교부세의 형평화 효과가 떨어진다는, 또는 제고되었다는 식의 평가는 무의미하다. 그러한 모든 변화가 지방교부세제도가 의도하는 바이기 때문이다. 또한 지방자치단체의 일반세입인( $t + s$ )의 순위는  $\alpha$ 와  $\beta$ 를 어떻게 설정하는가에 따라서 가변적인데,  $\alpha$ ,  $\beta$ 의 변동, 그리고 기준재정수요액의 변동으로 인하여 일반세입의 순위변동이 있더라도 이 모든 것이 다 지방교부세제도가 의도한 바라고 해석한다면 지방교부세의 수평적 불형평성은 발생하지 않는다.

그런데, 조세나 개인보조금 정책으로 인하여 개인소득의 순위변동이 발생할 경우 수평적 불형평성 효과를 측정하는 것이 의의가 있고, 따라서 지니계수를 이용하여 수평적 불형평성을 포착하기 위한 연구가 오랫동안 행해지는 이유는 재정정책을 집행함에 있어서 개인의 특성을 정확하게 파악하지 못하거나, 또한 후생정책을 집행할 때 수반되는 행정의 비효율성으로 인하여 재정정책이 의도하지 않은 효과, 즉 수평적 불형평성이 발생할 수 있기 때문이다.

마찬가지로 지방교부세의 경우 비록 지방세와 같은 지방자치단체의 소득은 개인소득과는 달리 상당히 정확하게 파악할 수 있을

지 모르지만 각 지방자치단체가 필요로 하는 기준재정수요액은 그 정의가 무엇인지 모호하며, 비록 정의를 명확하게 내릴 수 있다고 하더라도 이를 정확하게 측정하는 것이 결코 쉬운 일은 아니다. 따라서 기준재정수요액의 존재 의의를 원칙적으로 인정하더라도 이를 부정확하게 측정할 경우 지방교부세의 수평적 불형평성이 야기될 수 있다는 점에 주의를 기울일 필요가 있다. 이러한 관점에서 본다면 식 (23)의 오른쪽 두 번째 항은 그러한 규모가 어느 정도 되는지를 측정할 수 있게 해준다는 점에서 그 의의가 크다고 할 수 있다.

여기에 덧붙여 식 (22)에 나타난 바와 같이 이전재원의 형평화 효과를 분해하는 것은 이전재원의 수직적 재원조정 효과와 수평적 재원조정 효과에 대한 규범적(normative) 평가를 보다 명확하게 내릴 수 있게 할 것이다. 식 (22)에 나타나 있는 지방교부세의 재원 형평화 효과를 보면,  $\alpha$ 와  $\beta$ 가 1보다 작기 때문에 지방교부세를 통하여 지역간 세입 격차를 줄일 수 있는 여지는 그만큼 줄어든다. 또한  $\alpha$ 가 1보다 작음으로 인하여 기준재정수요액도 100% 반영되지 않는다. 따라서 비록 이러한  $\alpha$ 와  $\beta$ 의 조정이 중앙정부가 의도하는 것이라 할지라도 이로 인하여 내국세의 일정비율로 마련된 지방교부세 재원의 형평화 효과가 약화된다는 사실은 규범적인 관점에서 그 정당성을 충분히 토의할 만한 가치가 있다.

식 (23)은 이전재원의 효과가 지방자치단체의 일반세입 격차를 줄이는 형평화 효과( $\phi_0$ )와 일반세입 순위를 바꾸는 수평적 불형평성 효과를 분리하여 볼 수 있게 해 주지만, 지방교부세와 같은 이전재원의 경우 기준재정수요액이 감안되어 일반세입이 뒤바뀌는 것은 중앙정부가 의도한 것이기 때문에 이와 같은 현상을 반드시 수평적 불형평성이라 보기 힘든 면이 있다. 따라서 평준화 계수를 식 (23)와 같이 형평화 효과 및 수평적 불형평성 효과로 분해하지

않고 기준재정수요액과 기준재정수입액이 평균화 계수에 미치는 효과를 분해하여 살펴보는 것이 보다 더 의의가 있다고도 볼 수 있다. 이와 같은 관점에서 식 (23)을 재정리하면,

$$\phi = 1 - \theta_T \frac{\alpha \text{Cov}(\xi, F_a)}{\text{Cov}(t, F_b)} - \theta_T(1 - \alpha\beta) \frac{\text{Cov}(t, F_a)}{\text{Cov}(t, F_b)} \quad (24)$$

식 (24)의 오른쪽 두 번째 항은 기준재정수요액  $\xi$ 의 지니계수에 비례하기 때문에 이 항이 클수록 평균화 계수는 하락한다. (24)의 오른쪽 세 번째 항은 기준재정수입액이 지방교부세의 산정에 충분히 반영될 수 있도록  $\alpha = \beta = 1$ 인 경우 0이 된다. 그러나  $\alpha$ 와  $\beta$ 가 1보다 작다면 기준재정수입액이 지방교부세 산정에 충분히 반영되지 않는 것이고 이는 기준재정수요액의 반영으로 인하여 일반세입의 순위가 뒤바뀌고, 이에 따라 평균화 계수가 하락하는 효과를 부분적으로 상쇄시킨다<sup>55)</sup>.

식 (24)는 지방교부세의 기준재정수요액과 기준재정수입액이 지방자치단체의 일반세입 평균화에 미치는 효과를 각각 분해하여 보여주고 있는데, 각각의 항을 계산할 경우 지방자치단체의 일반세입에 어느 요소가 보다 큰 영향을 미치는가를 확인할 수 있다. 제6장에서 보다 자세히 논의되겠지만, 우리나라 지방교부세의 경우 식 (24)의 두 번째 항, 즉 기준재정수요액이 그 효과 면에서 다른 요인들을 압도하는 경향이 있고, 따라서  $\alpha$ 와  $\beta$ 를 1보다 작게 하여 기준재정수입액을 부분적으로만 반영하는 이유는 기준재정수요액의 큰 효과를 부분적으로나마 상쇄시키고자 하는 의도일 수도 있다. 즉,  $\alpha$ 와  $\beta$ 를 1에 접근시키는 것은 기준재정수입액을 철저하게

---

55)  $\text{Cov}(t, F_a)$ 는 0보다 작기 때문에 식 (24)의 세 번째 항은  $\alpha$ 와  $\beta$ 가 1보다 작을수록 큰 값을 갖는다.

반영시킨다는 면에서 원칙적으로는 타당한 지방교부세의 운영방식이지만 기준재정수요액이 지방자치단체의 일반세입에 미치는 효과가 워낙 크기 때문에 이 요소의 정당성 또는 정확성에 대하여 100% 확신이 없을 경우  $\alpha$ 와  $\beta$ 를 1에 접근시키는 것이 지역간 형평화 효과를 오히려 저하시킬 가능성도 배제할 수 없다고 보아야 할 것이다. 따라서 식 (24)를 구성하는 요소들의 시계열적 추이 및 영향력을 잘 살펴보면 지방교부세제도의 개선을 위하여 어떠한 요소를 면밀하게 분석하고 개선해 나가는 것이 우선 과제인가를 파악할 수 있을 것이다.

## 6. 측정지수 계산의 예시

지금까지 지역간 격차 및 형평화 정책의 효과를 살펴볼 수 있는 다양한 측정지수들에 대해 검토해 보았다. 측정지수들의 특성을 좀더 명확하게 파악하기 위해서는 하나의 사례에서 각각의 지수가 어떠한 값을 갖는가를 보는 것이 도움이 될 것이다. 따라서 지역간 격차 연구에 많이 참조되고 있는 이계식 외(1990)의 자료를 이용하여 다양한 지수들을 계산해 보았다. 이 자료의 내용은 <표 III-2>에 정리되어 있는데 1985년을 기준으로 13개 광역자치단체의 인구수, 1인당 지방세, 지방교부세, 의존자원(지방교부세+국고보조금) 등이 1인당 GRDP를 기준으로 정렬되어 있다. 이 표에는 또한 식 (7)을 적용하여 지니계수를 계산할 수 있도록 인구와 의존자원의 누적백분율도 계산되어 있다.

이 표에 나타난 1985년 지방재정 관련 데이터의 특징을 대략적으로 살펴보면 당시 인구는 약 4천만명이었고, 지방세 총액은 약 1조 6,546억원이었다. 이 시기의 지방교부세 총액은 1조 61억원이어서 지방교부세가 지방세과 지방교부세의 합에서 차지하는 비중은

&lt;표 III-2&gt; 지방재정 자료(1985)

(단위: 천원)

	GRDP (1인당)	인구 (천명)	지방세 (1인당)	교부세 (1인당)	의존재원 (10억원)	누적비율		$X_i \cdot Y_{i+1}$	$X_{i+1} \cdot Y_i$
						인구 ( $X_i$ )	의존재원 ( $Y_i$ )		
전남	1,460.2	3,748	20.78	42.71	326.18	0.0927	0.1577	0.0237	0.0232
전북	1,464.7	2,202	21.50	49.33	202.28	0.1471	0.2555	0.0539	0.0565
충남	1,466.5	3,001	26.44	33.76	229.13	0.2213	0.3662	0.0856	0.0855
제주	1,683.3	489	29.16	54.24	42.11	0.2334	0.3866	0.1075	0.1035
충북	1,707.9	1,391	25.49	56.57	153.26	0.2678	0.4607	0.1508	0.1430
강원	1,715.6	1,725	21.92	73.02	211.89	0.3104	0.5631	0.1772	0.2030
대구	1,716.2	2,030	39.12	1.93	16.17	0.3606	0.5709	0.2610	0.2484
경북	1,728.4	3,010	25.46	55.25	316.42	0.4350	0.7238	0.3661	0.4007
경기	1,907.4	4,794	42.75	19.86	243.82	0.5536	0.8417	0.4718	0.5391
부산	1,920.4	3,515	43.76	2.45	21.99	0.6405	0.8523	0.6331	0.6200
경남	2,184.9	3,517	32.60	36.57	281.64	0.7274	0.9885	0.7242	0.9546
서울	2,238.6	9,639	68.13	0	14.81	0.9657	0.9956	0.9657	0.9956
인천	2,248.3	1,387	55.09	1.67	9.05	1.0000	1.0000		
전국	1,884.4	40,448	40.91	24.8754	51.1459	-	-	4.0206	4.3731

주: 전국 평균 의존수입의 단위는 천원임.

자료: 이계식 외(1990).

62%이다. 또한 지방교부세와 국고보조금을 합한 의존재원의 총액은 2조 687억원이었다.

이제 이 표에 있는 자료를 이용한 지방교부세와 지방세의 변이 계수가 <표 III-3>에 계산되어 있다. 그리고 인구 가중치를 사용한 가중지니계수와 각 지역의 인구를 1인으로 가정하는 단순지니계수가 또한 계산되어 있다. 이 표에 나타난 지방재정 변수의 집중도를 먼저 살펴보면, GRDP, 지방세, 지방교부세 중 GRDP의 지역간 격차가 현저하게 낮게 나타난다는 점을 주목할 필요가 있다. GRDP

&lt;표 III-3&gt; 지방재정 데이터의 변이계수와 지니계수(1985)

	변이계수			지니계수				집중계수 <sup>2)</sup>	
	GRDP	지방세	교부세	GRDP	지방세	교부세	일반 세입 <sup>1)</sup>	지방세	교부세
단순	0.150	0.399	0.7364	0.0827	0.2125	0.4137	0.1214	0.1856	-0.2622
인구 가중	0.157	0.428	0.9266	0.0880	0.2369	0.5156	0.0956	0.2168	-0.3815

주: 1. 일반세입 = 지방세+지방교부세.

2. 1인당 GRDP를 기준으로 한 각 변수의 집중도.

는 지역생산이지만 지역소득의 대리변수로서 지방재정의 분석에서 많이 사용되어 오고 있는데, 이 결과를 액면 그대로 받아들이면 우리나라의 지역소득은 지역간 매우 균등하게 분포되어 있다는 것을 의미한다. 그러나 김정훈(1999)에 자세히 논의되어 있는 바와 같이 이러한 결과가 나타나는 이유는 지역소득 자료로서 GRDP의 신뢰성이 크게 떨어지기 때문이다<sup>56)</sup>.

<표 III-3>에 나타난 집중계수와 지니계수의 특징을 보다 자세히 살펴보면 지방세와 지방교부세의 가중집중계수는 이계식 외(1990)에서와 같이 0.2168과 -0.3815이다<sup>57)</sup>. 지니계수의 경우를 보면, 지방세의 가중지니계수는 0.2369, 지방교부세의 가중지니계수는 0.5156으로 나타나 지방세에 비하여 지방교부세의 집중도가 훨씬 더 크다는 점을 확인할 수 있다. 지방교부세는 지방세가 적을수록 많이 배정되기 때문에 지방세와 지방교부세의 집중도는 서로

56) 참고로 Shankar and Shah(2000)에 나타나 있는 선진국 지역소득의 단순변이계수나 단순지니계수를 보면 <표 III-3>에 있는 GRDP의 단순변이계수나 단순지니계수보다 낮은 국가는 없으며 개발도상국 가들의 변이계수나 지니계수는 이보다 훨씬 더 높다.

57) 이계식 외(1990) <부표 I-7> 참고.

상쇄되는데 그 결과 지방세와 지방교부세를 합한 일반세입의 집중도는 0.0956으로 거의 0에 가깝다. 따라서 1985년의 경우 지방세에 지방교부세를 합할 경우 지방자치단체간 세입 격차는 거의 없다고 볼 수 있다.

<표 III-4>에는 <표 III-2>와 <표 III-3>을 바탕으로 한 KP지수와 평균화 계수가 계산되어 있는데, 식 (16)에 나타나 있는 바와 같이 공분산을 이용하여 평균화 계수를 계산할 수 있도록 식 (16)을 구성하고 있는 공분산들도 계산되어 있다. 먼저 KP지수를 보면 가중지니계수를 사용한 경우 이계식 외(1990)에서와 같이 지방세와 지방교부세의 KP지수가 각각 1.1643과 0.6601이다<sup>58)</sup>. 따라서 1인당 GRDP를 기준으로 평가할 때 지방세의 분포는 약간 누진적이고 지방교부세는 상당히 역진적이라 할 수 있다.

<표 III-4> 지방재정 변수의 지역간 격차 지표(1985)

	KP지수		평균화 계수	공분산			
	지방세	교부세		-	$Cov(t, F_d)$	$Cov(s, F_d)$	$Cov(t+s, F_d)$
단순	1.1264	0.7267	0.4287	-	-	-	-
인구 가중	1.1645	0.6602	0.5965	0.004845	-0.005872	-0.001027	0.003145

주: 1. 1985년 지방세 총액은 1조 6,546.8억원이고 교부세 총액은 1조 61.6억원이어서  $\theta_T$ 는 0.621863이고  $\theta_S$ 는 0.378137이다.

2. 식 (16)을 적용할 경우  $\phi=0.5963$ .

<표 III-3>에 계산되어 있는 지방세와 일반세입의 지니계수를 식 (15)에 정의된 평균화 계수 공식에 적용하면 단순지니계수에 입각한 평균화 계수는 0.4287이고 가중지니계수에 입각한 평균화 계

58) 이계식 외(1990) <부표 I-7> 참고.

수는 0.5965이다. 평준화 계수는 식 (15)를 적용하여 계산할 수 있지만 식 (16)을 적용하여서도 계산할 수 있는데, 1985년의 지방교부세가 일반세입(지방세+지방교부세)에서 차지하는 비중은 0.378137이고, 식 (16)을 구성하는 공분산의 값들은 <표 III-4>에 나타난 바와 같기 때문에 식 (16)을 적용할 경우의 평준화 계수와 식 (15)를 적용한 경우의 평준화 계수가 같다는 점을 확인할 수 있다.

평준화 계수와 관련된 국내 연구로는 박정수(1997)를 꼽을 수 있는데, 이 연구에서는 1970년부터 1995년까지 광역자치단체의 지방세 및 일반세입(지방세+지방교부세)의 단순지니계수가 계산되어 있고, 또한 식 (15)에 입각한 평준화 계수가 계산되어 있다. 이 연구에서의 지니계수들은 그림으로 나타나 있기 때문에 정확한 값을 알 수는 없지만 그림을 통하여 볼 때 1985년의 경우 지방세의 지니계수의 값은 약 0.22, 그리고 일반세입의 지니계수의 값은 약 0.13의 값을 갖고 따라서 평준화 계수는 0.41의 값을 갖는다<sup>59)</sup>. 이러한 값들은 <표 III-3>과 <표 III-4>에 나타나 있는 단순지니계수 및 단순 평준화 계수 값들과 대체로 일치한다. 그런데, 제5장의 <표 V-1>에 계산되어 있는 단순지니계수의 값들을 보면 박정수(1997)에 발표되어 있는 단순지니계수의 값들과 대체로 상이한 것으로 나타난다. 이러한 차이점은 사용된 지방재정 자료의 상이성에서 기인될 가능성이 높기 때문에 본 연구에서 사용된 광역자치단체의 지방재정 자료는 <부록>에 실어 놓았다<sup>60)</sup>.

59) 박정수(1997) [圖 3].

60) 1997년 이후부터는 울산시의 지방재정 데이터를 경상남도에 포함시켰다.

#### IV. 문헌조사

우리나라에서 지방교부세의 형평화 효과와 관련하여 연구된 문헌은 매우 다양하다. 지금까지 오랫동안 지속되어온 지방교부세의 형평화 효과에 대한 연구는 그 분석의 시각 또한 다양한데, 특히 지방교부세제도가 과연 지방자치단체간 재정력의 형평화에 기여하고 있는가에 많은 분석의 초점이 모아지고 있다. 그런데 그동안 수행된 지방교부세의 형평화 효과에 대한 연구들을 보면 지방교부세로 인하여 지역간 형평성이 더 악화되었거나, 또는 그 효과가 상당히 미미해서 때로는 국고보조금의 형평화 효과에도 미치지 못한다는 주장들이 발견된다<sup>61)</sup>. 또 다른 유형의 연구들에서는 제도적으로 지방교부세를 개선할 경우 지방교부세의 형평화 효과가 개선될 것이라는 주장들이 제시되었다<sup>62)</sup>.

지방교부세법의 제1조에는 지방교부세의 목적이 지방자치단체가 기본적으로 필요로 하는 행정비용을 지원하는 것으로 되어 있다. 따라서 지방교부세가 추구하는 목적이 단순히 지방자치단체간 수평적 자원조정이라고 볼 수는 없다. 그러나 지방교부세가 지방자치단체에 대한 자원보장적 성격과 수평적 자원조정의 성격을 모두 갖고 있다고 하더라도 외국의 지방재정조정제도처럼 수평적 자원조정이 지방교부세의 주기능이 되어야 한다는 주장은 지금까지

---

61) 이계식 외(1988), 박정수(1997), 서정섭(1997), 이효(1997), 임성일(1992), 박완규(1996) 등

62) 원윤희(2001), 김상현(2001), 김정완(1999) 등

꾸준하게 제기되어 왔다.

이처럼 지방교부세의 지역간 형평화 효과는 매우 중요하게 간주되는 기능인데, 그 배분 공식에 지방자치단체의 재정력(기준재정수입)이 반영되기 때문에 지방교부세는 지방자치단체간 수평적 재원조정 문제를 충분히 인식하며 운영되고 있다. 그럼에도 불구하고 지방교부세의 지역간 형평화 효과는 미미하다는 지적이 제기되는 것은 중요한 문제이고, 특히 이 제도로 인하여 지역간 형평화 효과가 더 악화되었거나 또는 국고보조금보다도 형평화 효과가 적다면 이는 본 제도에 심각한 결함이 있다는 것을 시사하는 것이다. 따라서 지방교부세에 대한 많은 연구들이 왜 이 제도로 인하여 형평화 효과가 악화되었다고 주장하는 것인지를 파악하는 것은 이러한 관점에서 상당히 중요하다고 볼 수 있다.

지방교부세가 지역간 형평성을 악화시킨다는 주장을 담은 연구들 중 비교적 초기 연구에 속하는 것이 이계식 외(1990)이다. 이 연구에서는 지역총생산(GRDP)이 지역소득의 변수로 사용되고 있고 광역자치단체<sup>63)</sup>를 대상으로 지방세, 세외수입, 지방교부세, 국고보조금과 같은 다양한 재정변수들의 KP지수가 계산되어 있다(<표 IV-1>).

제3장에서 살펴본 바와 같이 KP지수는 재정변수가 소득에 비하여 얼마나 누진적 또는 역진적으로 분포되어 있는가를 나타내는 지수인데<sup>64)</sup>, 이 연구는 지방세 부담의 KP지수가 1보다 커서 지방세 부담이 지역적으로 누진적이지만 분석 대상 기간(1970년~1985년) 동안 동 지수가 지속적으로 하락하였음을 보이고 있다. 한편,

---

63) 1985년까지 광주, 대전, 울산은 광역자치단체에 포함되어 있지 않아 총 13개의 광역자치단체가 분석되었다.

64) Kiefer(1984)나 이계식 외(1990)에도 KP지수가 상세히 설명되어 있다.

&lt;표 IV-1&gt; 지방재정의 KP지수

	1970	1975	1980	1983	1985
자체수입	1.1584	1.1417	1.0064	1.0156	1.0056
지방세	1.3968	1.2379	1.1233	1.1015	1.1644
세외수입	0.9289	0.9818	0.8685	0.9154	0.8497
의존수입	0.7195	0.6987	0.7103	0.7089	0.6743
지방교부금	0.7361	0.6771	0.6972	0.7002	0.6601
국고보조금	0.6984	0.7151	0.7187	0.7188	0.6883
지방세출	0.8432	0.8438	0.8423	0.8459	0.8318

자료: 이계식 외(1990, p. 29).

지방교부세나 국고보조금과 같은 의존재원의 KP지수는 1보다 작아 소득이 낮은 지역일수록 보다 많은 의존재원이 지원되었음을 확인할 수 있다. <표 IV-1>에서 확인할 수 있는 바와 같이 지방세의 KP지수는 1970년의 1.39에서 1985년에는 1.16으로 하락하였고, 지방교부세의 KP지수는 1970년의 0.736에서 1985년의 0.66으로 하락하였다. 국고보조금은 1970년의 0.69에서 1983년에는 0.71로 역진성이 다소 완화되었다가 1985년에는 KP지수가 다시 0.68로 하락하였다.

이 표가 보여주는 지방재정조정제도의 역진성에 관하여 주목하여야 할 점은 지방교부세의 KP지수보다 국고보조금의 KP지수가 대부분의 경우 높았다는 것이다. 지방교부세는 제도적으로 지역간 형평화를 뚜렷하게 추구하는 반면, 국고보조금의 주기능은 지역간 형평성보다는 외부누출 사업을 장려하는 것이기 때문에 이러한 결과가 맞는다면 이는 지방재정조정제도의 역할에 대한 근본적인 재검토가 필요하다는 것을 시사하는 것이다.

이 연구에서 또 한 가지 주목할 점은 세외수입의 지역간 집중도가 역진적이고, 특히 1970년에는 세외수입의 KP지수가 0.928에서

1985년에는 0.849로 하락하여 그 역진성이 심화되었다는 점이다. 세외수입은 지방자치단체의 재정 확충에 기여할 뿐만 아니라 그 규모가 지방자치단체의 재정력과 비례한다고 하여 2001년부터 지방교부세의 기준재정수입액에 수수료·사용료 등이 포함되었다. 따라서 1985년의 자료를 이용하여 나타난 세외수입의 역진성이 아직까지 유지되고 있는가는 확인할 필요가 있는데 김정훈(1999)에 따르면 수수료나 사용료와 같은 세외수입과 지방세 수입간의 상관관계는 최근 들어 높게 나타나기 때문에 1985년에 관찰된 세외수입의 역진성이 지금은 문제가 되지 않을 것으로 판단된다.

이계식 외(1990)에서는 지방재정 변수의 KP지수를 바탕으로 지방재정조정제도, 특히 지방교부세의 개편방안을 제시하고 있는데, 지방교부세의 형평화 효과가 미약하고 특히 동 제도의 형평화 효과가 국고보조금보다 미약한 경우가 있다는 사실에 주목하여 지방교부세 형평화 효과의 제고가 필요하다고 밝히고 있다. 이에 대한 구체적인 방안으로는 지방자치단체의 소득(재정력)을 보다 정확히 파악할 것과 지방교부세 불교부단체의 증가로 인하여 발생하는 지방교부세의 여유 재원을 빈곤한 지방자치단체에 재배분할 것이 제안되고 있다.

지방교부세의 형평화 효과가 미흡하다고 주장하는 연구는 이밖에 많이 있지만, 그 중에서 지니계수를 활용한다는 점에서 이계식 외(1990)와 유사한 연구로 박정수(1997)를 꼽을 수 있다. 그런데, 이계식 외(1990)에서는 KP지수를 사용하여 지방재정조정제도의 형평화 효과가 분석되고 있는 반면에 박정수(1997)에서는 평준화 계수가 사용되었다. 제3장에서 논의된 바와 같이 KP지수는 재정변수의 집중도가 소득의 집중도에 비하여 상대적으로 역진적인가 아니면 누진적인가를 나타내는 반면, 평준화 계수는 두 가지 재정정책 변수(예를 들어 지방세와 지방교부세)가 지역간 배분에 미치는

영향을 바탕으로 재정정책의 형평화 효과를 포착한다.

평준화 계수는 두 가지 재정변수의 지니계수를 이용하기 때문에 양 변수의 지니계수를 각각 살펴보면 평준화 계수의 특징을 직관적으로 파악할 수 있는데 광역자치단체를 대상으로 계산된 25년 동안(1970~1985년)의 지방세 및 일반세입(지방세+지방교부세)의 지니계수가 박정수(1997)의 [圖 3]에 나타나 있다. 이 그림을 보면 지방세의 지니계수가 1970년부터 1995년까지 지속적으로 감소하여 지방세의 지역적 누진도가 떨어진 반면, 일반세입의 지역적 집중도는 1980년대에는 대체로 비슷한 수준을 유지하였다가 1990년대를 접어들면서 그 집중도가 지방세의 집중도를 추월하였다. 이러한 지방재정 변수의 특징은 형평화 계수에도 반영되어 그 값이 1990년에는 0에 가깝고 그 이후에는 0보다 하락하였다. 이러한 결과에 입각하여 동 연구는 지방교부세의 지역간 형평화 및 재분배 효과에 대해 의문을 제기하고 있는데, 형평화 계수가 시계열적으로 이렇게 변화한 이유에 대해서는 제3장에서 논의된 평준화 계수의 특징들을 바탕으로 좀더 자세히 살펴볼 필요가 있다.

먼저 持田信樹(1994)나 박정수(1997)는 일본과 한국에서 평준화 계수가 시계열적으로 하락한 원인을 지역간 소득격차의 하락, 또는 지방세 격차의 하락에서 찾고 있다<sup>65)</sup>. 식 (15)에 나타난 평준화 계수를 보면  $\phi_{T+S}$ 가 0보다 작지 않는 한  $\phi$ 와  $G_T$ 간에 역관계가 존재하기 때문에 지방세 격차가 하락할 경우 다른 조건이 일정하다면 평준화 계수가 하락하는 것은 일단 자명한 일이다<sup>66)</sup>. 그러나,

65) 持田信樹(1994, pp. 193-194) 및 박정수(1997, p. 41).

66) 持田信樹(1994)에는  $G_{T+S}$ 가 나타나 있지 않지만 박정수(1997)에서는  $G_{T+S}$ 가 0보다 크고 분석기간 동안 시계열적으로 계속 증가였다.

지방교부세의 역할이 지방세의 지역간 격차를 상쇄시키는 것이기 때문에 지방세의 지역간 격차가 줄어들었다고 해서 평준화 계수가 반드시 하락할 이유는 없다. 즉  $G_T$ 가 하락한 만큼  $G_{T+S}$ 도 하락한다면 평준화 계수는 변동하지 않을텐데, 논의의 단순화를 위하여  $\alpha = \beta = 1$ 이라 한다면  $T + S = E$ 이므로  $G_T$ 가 하락할 때  $G_E$ 가 하락한다면 평준화 계수가 하락하지 않는다. 따라서 持田信樹(1994)나 박정수(1997) 등에서 평준화 계수가 하락한 근본적 원인은 지방세의 격차 때문이 아니라 지방세 격차에 대한 지방교부세의 대응이 평준화 계수를 낮추는 방식으로 작용하였기 때문이라고 볼 수 있다.

지방세의 지역간 격차가 완화될 경우 왜 중앙정부가 평준화 계수를 낮추는 방식으로 지방교부세를 운영하는가는 규범적으로 그 타당성을 논의해 볼만한 것이다. 그러나 현실적으로 이러한 변화가 왜 일어나는지를 생각해 보면 이미 논의된 바와 같이 이러한 변화는 중앙정부가 지방교부세의 배분공식을 통하여 의도한 결과이다. 왜냐하면 중앙정부가 원한다면 지방세 격차의 변화 정도에 맞추어  $G_E$ 를 조절할 수 있기 때문이다. 제5장에서는 평준화 계수의 분해를 통하여  $G_E$ 의 시계열적 변화를 파악하였는데 이 값이 지난 10년간 실제로 증가하여 왔기 때문에 지방세 격차의 감소에도 불구하고  $G_E$ 가 오히려 증가한 이유를 지방교부세의 운영 방식에 대한 세밀한 분석을 통하여 그 원인을 찾아야 할 것으로 보인다.

지금까지의 논의는 持田信樹(1994)나 박정수(1997)에서 계산된 평준화 계수를 바탕으로 전개한 것인데, 박정수(1997)에서 계산된 평준화 계수는 각 지역의 인구규모를 감안하지 않은 단순지니계수를 바탕으로 한 것인 반면 본 연구에서 계산된 평준화 계수는 가중지니계수에 바탕을 둔 것이다. 그런데, <표 V-1>에서 확인할 수

있는 것처럼 박정수(1997)에서 발표된 지방세 및 일반세입의 단순 지니계수와 본 연구에서 계산된 단순지니계수는 서로 일치하지 않는다. 이러한 차이점은 사용한 자료의 상이성에서 기인할 가능성이 높기 때문에 비교연구의 편의를 위하여 본 연구에서 사용된 광역자치단체의 지방재정 데이터를 <부록 2>에 실어 놓았다.

지니계수를 바탕으로 한 지방교부세의 형평화 효과에 관한 연구로는 이 밖에 박병희(1996)를 들 수 있는데, 이 연구는 지방교부세의 형평화 효과를 측정할 때 많이 사용되는 변이계수가 근본적으로 지방재정 변수의 분포도를 측정하는 것이고 소득이 낮은 지역에 얼마나 많은 재정 지원이 있는가는 포착하지 못함을 비판하고 있다. 따라서 이 연구에서는 지역 소득의 누진도를 의존재원의 역진도로 얼마나 상쇄하는가를 보기 위하여 KP지수를 사용하였다. KP지수의 측정 결과에 의하면, 1990년의 경우에는 의존재원이 자체재원으로 인한 지역간 격차를 어느 정도 상쇄시키는 반면, 1994년의 경우 의존재원(지방교부세, 지방양여금, 국고보조금)의 KP지수가 자체재원(지방세, 세외수입)의 KP지수보다 오히려 높아 의존재원으로 말미암아 지역간 격차가 더 벌어졌음이 주장되어 있다.

의존재원 때문에 지역간 세입 격차가 더 크게 벌어졌다는 것은 지방재정조정제도 본연의 역할이 전혀 발휘되지 못하고 있다는 것을 의미할 수 있기 때문에 이러한 연구결과는 의외라고 간주될 수 있지만 우리나라의 지방재정조정제도가 재정력보다는 지방공공재의 공급비용을 매우 강하게 고려하기 때문에 이 결과가 사실 놀라운 것은 아니다. 이 연구의 방법론에서 한 가지 주목할 점은 지니계수를 구할 때 지역소득의 대리변수로서 GRDP가 사용되었다는 점이다. 김정훈(1999)에서 논의되는 바와 같이 GRDP는 지역소득의 대리변수로서 전혀 신뢰성이 없기 때문에 의존재원의 KP지수가 자체재원의 KP지수보다 높게 나온 1994년의 분석 결과가

GRDP의 낮은 신뢰도에서 비롯된 것인지 아니면 다른 것에 그 이유가 있는지는 확실하지 않다.

지방교부세의 형평화 효과에 대한 이 밖의 국내연구는 대부분 변이계수를 바탕으로 진행되었는데, 연구의 초점은 주로 지방교부세 배정 이후 지역간 격차가 줄어들었는가, 또는 확대되었는가에 모아지고 있다. <표 IV-2>에는 지방교부세의 지역간 균등화 효과에 대한 연구결과들이 정리되어 있는데, 대부분의 연구들이 적어도 시의 경우에 지방교부세 배정 이후 지방자치단체의 세입 격차가 확대되었음을 주장하고 있다.

<표 IV-2>에 정리된 지방교부세의 형평화 효과에 관한 많은 연구들이 갖는 가장 큰 특징은 이계식 외(1990)나 박정수(1997)에서와 마찬가지로 지방자치단체의 세입만을 대상으로 지방교부세의 형평화 효과가 평가되었다는 것이다<sup>67)</sup>. 그런데, 앞에서 이미 여러 번 주장되었듯이 지방교부세제도의 목적은 지방공공재의 공급 비용 격차를 감안하면서 지방자치단체의 세입 격차를 줄이는 것이다<sup>68)</sup>. 따라서 지방자치단체의 세입에 미치는 효과만을 가지고 지방교부세를 평가하고자 할 때에는 굳이 지방자치단체 세입의 변이계수나 지니계수를 도출하지 않더라도 식 (21)에서 그 타당성을 논의해도 충분하다. 즉, 식 (21)에서 지방교부세가 기준재정수요액을

---

67) 박완규·이종철(2001, p. 215)에서는 지방교부세가 재정적 형평화 기능을 제대로 수행하지 못한다는 주장이 지방공공재의 공급비용을 감안하지 않은 한계를 지니고 있음을 밝히고 있다.

68) 캐나다의 경우 지방교부세가 지방자치단체의 재정력만을 감안하여 배분된다. 그러나 영국이나 일본 등 대부분의 국가에서는 지방교부세를 산정할 때 지방자치단체의 재정력뿐만 아니라 지방공공재의 공급비용도 감안한다. 또한 캐나다의 경우에도 지방공공재의 공급비용을 감안하여 지방교부세를 배분하는 것이 바람직하다는 주장이 제기 되고 있다(Shah(1996)).

감안하지 않아야 한다는 주장과, 지방교부세로 인하여 지방세입의 격차 균등화 효과가 없다는 주장은 본질적으로 거의 동일한 것이다.

<표 IV-2> 지방교부세의 균등화 효과 선행 연구

선행연구	분석연도	분석단위	측정방법	결과
박병희(1996)	1991 1994	광역시도	KP지수	재정 불균등 심화 (1994년)
박정수(1997)	1970~1995	광역시도	평균화 계수 (지니계수)	재정불균등 심화(1990년 이후)
이 효(1997)	1995	시·군	변이계수	시: 재정불균등 심화 군: 균등화 효과 미약
서정섭(1997)	1980~1994	시	변이계수	균등화효과 존재(1980, 1985, 1990년) 재정불균등 심화(1994년)
박완규(1996)	1994	시·군	타일지수	시: 재정불균등 심화 군: 균등화 효과
박완규(1999)	1996~1998	시·군	변이계수	시: 재정불균등 심화 군: 균등화 효과
김태일(1999)	1994~1997	시·군	변이계수	시·군 모두 균등화 효과 존재
박완규· 이종철(2001)	1995·1999	시·군	지니계수의 분해	시·군 모두 세입불균등 확대

지방교부세를 배정할 때 기준재정수요액을 감안하는 것이 왜 지역간 세입 격차를 늘리는가에 대해서는 좀더 깊이 있는 검토가 필요한데, 제도적으로 보았을 때 현재 지방자치단체의 행정비용을 계산할 때 그 규모가 인구규모와 역비례하게 하는 중앙정부의 의도가 행정비용의 계산공식에 매우 강하게 반영되어 있다. 이에 대한 자세한 내용은 행정자치부가 발간하는 「지방교부세 산정해설」에 나타나 있는데, 이 해설집 자료에 지방교부세의 규모는 인구와

역비례하도록 설계되어 있다는 점을 분명히 하고 있다<sup>69)</sup>.

지방교부세가 인구 규모와 역비례한다는 점은 [그림 II-5]에서도 매우 뚜렷하게 확인할 수 있는데, 인구가 적은 지역의 경우 1인당 세입이 적지 않음에도 불구하고 상대적으로 큰 규모의 지방교부세를 받기 때문에 지방교부세로 말미암아 세입 격차가 오히려 더 벌어지는 현상은 충분히 일어날 수 있다.

이처럼 지방교부세의 공식에 따라 지방교부세가 지방자치단체의 재정력 격차를 키울 수 있다는 점은 오히려 당연한 것인데, 이 결과를 토대로 지방교부세가 지역간 형평화를 악화시켰다고 주장하는 것은 쉽지 않은 일이다. 왜냐하면 비록 지방교부세로 인하여 재정의 지역간 균등화가 심화되더라도 국가적으로 인구가 적은 지역에 대하여 높은 복지 가중치(welfare weight)를 설정할 수 있기 때문이다.

이러한 규범적인 입장을 떠나서도 지방교부세가 지역간 재정 형평화를 악화시키지 않았다는 주장이 가능하다는 점은 식 (22)를 검토하면서 충분히 확인하였다. 또한 김태일(1999)에서도 지방자치단체의 세입만을 가지고 지방교부세의 형평화 효과를 평가하는 것은 적절하지 않다는 주장이 이미 제기되었었다. 김태일(1999)에서는 지방자치단체의 1인당 기준재정수요액(행정경비관련 예산액)이 인구 수와 역비례한다는 점을 회귀식으로 포착하여 인구가 적은 곳일수록 행정경비가 많이 들고, 따라서 지방자치단체의 세입도 이러한 비용 인덱스에 의하여 할인되어야 함이 주장되었다. 이러

---

69) “인구나 규모에 따른 자치단체의 재정지출은 통계의 수치가 크거나 작음에 관계없이 1단위당 경비가 획일적으로 적용되어지는 것이 아니라 규모의 경제 원칙이 적용되어 인구나 규모가 클수록 1단위당 경비는 작아지고, 인구나 규모가 작을수록 1단위당의 경비가 커짐을 전제로 한다”(1999년도 「지방교부세 산정해설」, p. 141).

한 주장은 지방교부세의 산정 방식인 식 (21)을 재확인하는 정도이지만, 적어도 지방교부세로 인하여 지방자치단체의 세입 격차가 더 커지더라도 이는 지방교부세제도 자체가 의도하는 것이라는 점에 대한 주의를 환기시켰다는 점에서 그 의의가 있다고 할 수 있다.

지방교부세제도의 형평화 효과를 평가함에 있어서 비용 인덱스를 감안할 필요가 있다는 주장을 제기한 논문은 김태일(1999)이 최초가 아니다. 박완규(1990)에서도 비용 인덱스를 도출하여 지방교부세를 평가하는 것이 바람직하다는 주장이 이미 제시되어 있다. 다만 이 연구는 인구가 많은 도시지역일수록 비용 인덱스가 높다는 점을 회귀분석을 통하여 도출하였다. 그런데, 이 연구에서 사용된 회귀식의 종속변수는 지방자치단체의 세출액이고 설명변수에는 종속변수의 영향을 받는 지방교부세나 국고보조금 등이 포함되어 있다. 따라서 단일방적식 회귀모형보다는 연립방정식 회귀모형을 통하여 지방자치단체의 지출액을 설명하는 것이 보다 더 적절한 접근방법이라고 볼 수 있다. 기술적인 문제를 떠나서 이 연구에서 비용 인덱스가 왜 인구 수에 비례하도록 나타났는가는 사실 중요한 문제인데, 이 논문의 식 (5)에서 인구변동률을 제외한 모든 설명변수가 양(+)의 값을 갖는다. 인구변동률이 음(-)인 지역의 경우(인구가 줄어드는 과소 인구 지역인 경우) 인구가 적은 지역에 보다 많은 금액을 배정하는 지방교부세의 성격상 세출이 상대적으로 큰 편인데, 비용 인덱스를 산정할 때에는 이 변수가 무시된 것이 인구가 증가할수록 비용 인덱스가 증가하게 된 가장 큰 요인인 것처럼 보인다<sup>70)</sup>.

---

70) 각 지방자치단체의 비용 인덱스를 산출할 때에는 설명변수 중 인구 밀도, 학생 수, 산업 종사자 수를 제외한 다른 모든 설명변수의 평균값이 이용되었다.

사실, 각 지방자치단체의 세출액은 지방교부세나 다른 지방재정 조정제도의 영향력으로 인하여 인구와 매우 밀접한 관계를 갖기 때문에 1인당 세출액을 인구 수로 설명하고자 할 경우 명백하게 양자간에 역의 관계가 포착될 수밖에 없다. 따라서 지방교부세의 제도적 특징을 인정하는 한 인구 수에 비례하는 비용 인덱스를 회귀분석으로 도출하기는 어려울 것으로 생각된다. 이러한 사실은 윤석완(1999)에서도 확인되고 있는데, 지방자치단체의 세출은 인구규모와 비례하되 체감적으로 증가한다는 것을 회귀분석을 통하여 보이고 있다.

지방교부세의 형평화 효과와 관련된 연구는 동 제도가 지방자치단체간 재정력 분포에 미치는 영향을 변이계수 또는 지니계수를 사용하여 분석한 것이 있고, 또 한 가지 방법론은 식 (1)에 표현되어 있는 지방교부세의 공식 자체의 변경을 제안하는 것이 있다. 원윤희(2000)에서는 기준재정수요액을 100% 인정하여  $S = E - \beta T$ 의 지방교부세 배분 공식을 사용하는 것이 제안되어 있고, 박완규(1998)에서는 반대로 기준재정수입액을 100% 인정하고 기준재정수요액을 일부만 인정하는 방식, 즉  $S = aE - T$ 의 배분 공식이 제안되어 있다.

이상에서 살펴본 지방교부세제도의 형평화 효과에 관한 연구들의 특징을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 우선 변이계수나 지니계수 등으로 1인당 지방교부세의 지역간 격차를 측정해보면 그 값이 상당히 크고, 때로는 지방교부세 배정 이후에 지방교부세가 일반세입의 지역간 격차를 그 이전보다 더 크게 하는 경우가 특히 시의 경우 많이 발견된다.

둘째, 변이계수에 의하여 계산된 지방자치단체간 세입 격차가 지방교부세로 인하여 더 커졌다는 것이 반드시 지방교부세가 지역간 형평화를 악화시키는 것을 의미한다고 보기는 어렵다. 왜냐하

면 변이계수는 재정변수의 단순한 분포를 나타내는 것이고, 소득과 관련하여 재정변수가 어떻게 분포되는가를 포착하지는 않기 때문이다. 따라서 KP지수나 평준화 계수 등을 이용하여 재정정책의 누진도 또는 역진도 변화를 살펴볼 수 있는데, 이러한 방법론에 의해서도 경우에 따라 지방교부세가 지방자치단체간 세입 격차를 오히려 누진적으로 만드는 경우가 발견된다.

KP지수나 평준화 계수로 평가하였을 때 지방교부세가 지방자치단체간 세입 분포를 보다 누진적으로 만들었다고 하더라도 이는 각 지방자치단체가 당면한 행정비용을 감안하지 않은 것이기 때문에 지방교부세의 지역간 형평화 효과에 대한 부분적인 분석에 불과하다. 만약 지방교부세의 공식에 반영된 기준재정수요액을 포함하여 지방교부세의 형평화 효과를 분석할 경우 지방교부세가 지방자치단체간 재정력 균등화에 긍정적인 효과를 미친다는 해석도 가능하다. 따라서 규범적인 관점에서 지방교부세제도에서 기준재정수요액이 차지하는 역할을 비판할 수 있겠으나, 그 이전에 기준재정수요액 및 식 (24)에 나타난 지방교부세의 형평화 효과를 결정하는 다양한 요인들이 시계열적으로 어떻게 변화하였는지를 살펴보는 것이 향후 지방교부세제도의 발전방안을 모색하는 데 도움이 될 것이다.

## V. 지방교부세 형평화 효과

### 1. 분석

#### 가. 광역자치단체

광역자치단체를 대상으로 지방교부세의 평준화 계수가 <표 V-1>에 계산되어 있다. 또한 지방교부세의 특성을 다른 지방재정조정제도와 비교하기 위하여 이 표에는 지방양여금과 국고보조금의 평준화 계수도 같이 계산되어 있다. 지방재정 변수들의 특성을 먼저 살펴보면 지방세의 지니계수는 지난 10년간 0.11에서 0.13 정도의 수준에 있었는데 1998년에는 지니계수가 다소 하락하였고, 1999년에는 지니계수가 0.13 이상으로 증가하였으며 2000년에는 지니계수가 0.14 이상으로 증가하였다.

지방세의 이러한 집중도는 다른 지방재정 변수에 비하여 상당히 낮은 편에 속한다. 지방교부세의 경우 지니계수가 0.6 이상을 차지하고 지방양여금이나 국고보조금도 0.4에서 0.6까지 높은 집중도를 보여주고 있다. 지방교부세와 지방세의 합 중에서 지방교부세가 차지하는 비중(지방교부세의 일반세입 비중)은 0.7을 약간 넘고, 지방양여금과 지방세의 합 중에서 지방양여금이 차지하는 비중(지방양여금의 일반세입 비중)은 1990년대 초반 0.11 정도였으나 그 이후 꾸준히 증가하여 최근에는 0.13 이상으로 증가하였다. 국고보조금과 지방세의 합 중에서 국고보조금이 차지하는 비중(국고보조

&lt;표 V-1&gt; 지방재정조정제도의 지니계수 및 평준화 계수(광역시)

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
지방세의 가중지니계수	0.1400	0.1223	0.1280	0.1275	0.1203	0.1105	0.1203	0.1181	0.1371	0.1435
지방교부세의 가중지니계수	0.5798	0.6016	0.6090	0.6157	0.6198	0.6257	0.6272	0.6256	0.5951	0.6248
지방양여금의 가중지니계수	0.4460	0.4706	0.5110	0.5148	0.5189	0.5199	0.5113	0.5147	0.5123	0.5239
국고보조금의 가중지니계수	0.4454	0.4400	0.4870	0.5064	0.5624	0.5345	0.5393	0.4558	0.3843	0.4054
지방교부세의 일반세입비중	0.700	0.707	0.714	0.731	0.73	0.727	0.725	0.701	0.729	0.712
지방양여금의 일반세입비중	0.065	0.115	0.110	0.114	0.109	0.129	0.135	0.144	0.135	0.154
국고보조금의 일반세입비중	0.260	0.190	0.213	0.223	0.270	0.275	0.286	0.383	0.420	0.393
일반세입1의 가중지니계수 <sup>1)</sup>	0.1047	0.1164	0.1149	0.1121	0.1215	0.1249	0.1273	0.1456	0.1195	0.1395
일반세입2의 가중지니계수 <sup>2)</sup>	0.1042	0.0710	0.0793	0.0725	0.0700	0.0546	0.0589	0.0581	0.0760	0.0796
일반세입3의 가중지니계수 <sup>3)</sup>	0.0466	0.0349	0.0492	0.0569	0.1046	0.1000	0.1046	0.1239	0.1115	0.1068
지방교부세의 평준화계수	0.2521	0.0482	0.1023	0.1208	-0.0100	-0.1303	-0.0582	-0.2329	0.1284	0.0279
지방양여금의 평준화계수	0.2557	0.4195	0.3805	0.4314	0.4181	0.5059	0.5104	0.5080	0.4457	0.4453
국고보조금의 평준화계수	0.6671	0.7146	0.6156	0.5537	0.1305	0.0950	0.1305	-0.0491	0.1875	0.2557
지방세의 단순지니계수	0.1428	0.1281	0.1377	0.1323	0.1141	0.1025	0.1050	0.1001	0.1125	0.1177
일반세입1의 단순지니계수	0.1233	0.1340	0.1292	0.1265	0.1380	0.1449	0.1525	0.1703	0.1450	0.1665

주: 1) 일반세입1 = 지방세 + 지방교부세.

2) 일반세입2 = 지방세 + 지방양여금.

3) 일반세입3 = 지방세 + 국고보조금.

금의 일반세입 비중)은 1990년대 초반에는 약 0.2와 0.3 사이에 있었으나 1999년에는 그 비중이 급증하여 0.4 이상을 기록하였다가 2000년에는 0.14에 약간 못 미치는 수준으로 하락하였다.

이제 이전재원과 지방세의 합인 지역간 집중도를 살펴보면 지방세와 지방교부세를 합한 자원(일반세입1)의 지니계수는 1990년대 전반에는 0.11을 약간 웃도는 수준이었지만 1990년대 후반에는 0.12를 넘어섰고 1998년에는 0.14 이상을 기록하였다. 일반세입1의 지니계수는 1999년 0.12 이하로 하락하였으나 2000년에는 다시 증가하는 추세를 보였다.

지방세와 지방양여금을 합한 자원(일반세입2)의 지니계수를 보면 일반세입1에 비하여 집중도가 상당히 떨어지는데 1990년대 전반에는 0.07을 약간 웃도는 수준이었다가 1990년대 후반에는 0.05를 약간 웃도는 수준으로 떨어졌다. 즉, 지방양여금은 이 재원이 배분된 뒤 지방자치단체간 세입 격차를 줄이는 역할을 지방교부세보다 잘 수행하고 있다고 볼 수 있다<sup>71)</sup>. 지방세와 국고보조금을 합한 자원(일반세입3)의 지니계수를 보면 시계열적으로 지난 10여간 큰 폭의 변동이 있었다는 것을 확인할 수 있는데, 1990년대 초반에는 지니계수가 0.05 이하여서 국고보조금이 지역간 세입 격차를 줄이는 방향으로 그 영향력이 컸지만 1990년대 후반에는 지니계수가 0.1 이상으로 증가하여 일반세입3의 지니계수가 일반세입1의 지니계수에 육박할 정도로 일반세입3의 지역간 격차가 커지고 있다.

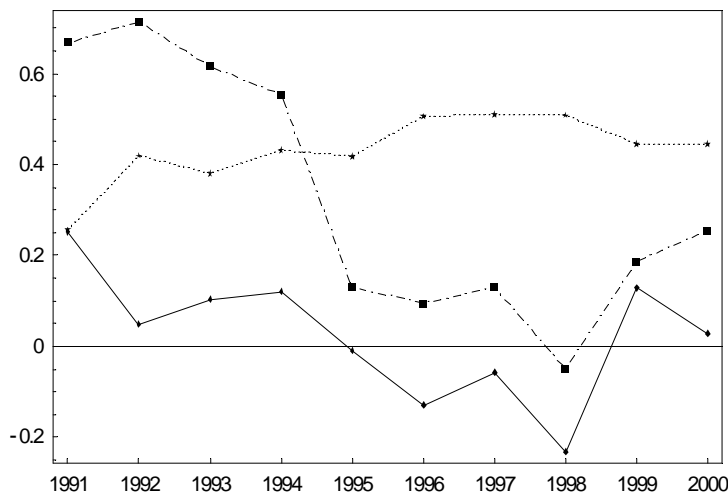
<표 V-1>에 나타나 있는 지방재정조정제도의 평준화 계수의 특징은 [그림 V-1]을 통하여 보다 더 명확하게 파악할 수 있다. 우선 전반적으로 가장 눈에 띄는 특징을 보면 지방자치가 실시된 1995년을 기점으로 지방교부세와 국고보조금의 평준화 계수가 큰 폭으로

71) 물론 이러한 사실이 지방공공재의 공급비용을 감안한 지역간 형평화를 보다 더 달성한 것을 의미하지는 않는다.

하락하였다는 점이다. 이 표를 통하여 또 한 가지 확인할 수 있는 평준화 계수의 특징은 지방교부세와 국고보조금의 평준화 계수가 시계열적으로 큰 폭으로 변동하고 있는 데에 반하여 지방양여금의 평준화 계수는 상대적으로 안정적인 추이를 보이고 있다는 점이다. 또한 지방양여금의 평준화 계수는 1995년 이후에 지방교부세와 국고보조금의 경우와는 반대로 약간 상승하는 추이를 보였다.

제3장에서 자세히 논의된 바와 같이 평준화 계수가 1이라는 것은 지방세와 이전재원을 합한 일반세입의 지역간 격차가 없어진다는 것을 의미하고 이 값이 1 이하로 하락하면 지방세입의 지역간 격차가 존재한다는 것을 의미한다. 또한 이 값이 0 이하로 하락하면 지방세의 격차에 비하여 이전재원 배분 후의 일반세입의 격차가 더 커졌다는 것을 의미한다. <표 V-1>을 보면 지방교부세의 경우 평준화 계수가 1990년대 초반 0.1 전후반에 있을 정도로 그 값이 낮았으며 1995년 이후에는 그 값이 오히려 0보다 낮게 되어

[그림 V-1] 지방재정조정제도의 평준화 계수 추이(광역)



지방교부세 배분 이후에 일반세입의 지역간 격차가 더 커졌다는 것을 시사한다. 특히 평준화 계수는 1998년까지 지속적으로 하락하였다가 1999년에는 크게 증가하였고 2000년에는 약간 하락하여 1990년대 초반과 비슷한 수준인 0.0279를 기록하였다.

국고보조금의 평준화 계수를 보면 1990년대 초반에는 0.6 이상으로 높아서 국고보조금이 일반세입의 지역간 격차를 줄이는 효과가 상당히 강하였다고 볼 수 있다. 그러나 1995년을 기점으로 평준화 계수가 급격히 하락하였으며 그 패턴이 지방교부세와 유사하다는 점이 주목할 만한 현상이다. 물론 국고보조금과 지방교부세의 평준화 계수 추이가 유사한 패턴을 보인다고 해서 지역간 배분 및 일반세입의 순위에 미치는 효과 역시 유사한 것은 아니다. 그러나, 적어도 지방세를 기준으로 보았을 때 지역간 순위를 역전시키는 효과면에서는 국고보조금과 지방교부세가 상당히 유사함을 [그림 V-1]을 통하여 확인할 수 있다. 지방양여금의 평준화 계수는 1990년대 초반 0.4를 약간 웃도는 수준이었으나 1995년을 기점으로 0.5를 넘어서는 수준을 보였다가 최근 약간 하락하였다. 따라서 지방양여금은 지역간 세입만을 기준으로 그 격차를 줄이는 효과를 안정적으로 발휘하고 있는 것으로 볼 수 있다.

지방교부세의 형평화 계수가 왜 [그림 V-1]에 나타나 있는 바와 같은 추이를 보이는가에 대해서는 그 원인을 보다 더 자세히 살펴볼 필요가 있는데, 그 이유를 크게 기준재정수요액과 기준재정수입액으로 구분하기 위하여 식 (24)를 여기에 다시 쓰면 다음과 같다.

$$\phi = 1 + A + B,$$

$$A = -\theta_T \frac{\alpha \text{Cov}(\xi, F_a)}{\text{Cov}(t, F_b)}, \quad B = -\theta_T(1 - \alpha\beta) \frac{\text{Cov}(t, F_a)}{\text{Cov}(t, F_b)}$$

위의 식에서 A는 기준재정수요액  $\xi$ 로 인하여 일반세입의 순위가 바뀔에 따라서 평균화 계수가 하락하는 효과를 나타내고, B는  $\alpha$ 와  $\beta$ 가 1일 경우 0이다. 그러나 이 값들이 1보다 작을 경우에는 지방교부세 배분 이후 일반세입의 순위가 바뀔 경우( $Cov(t, F_a)$ 가 0보다 작을 경우) 기준재정수입액을 충분히 반영하지 않게 하여 평균화 계수의 하락을 어느 정도 막는 효과를 발휘한다. <표 V-2>에는 이러한 효과들이 각각 계산되어 있는데, B의 규모는 A에 비하여 매우 작다는 것을 확인할 수 있다<sup>72)</sup>.

<표 V-2> 지방교부세의 형평화계수에서 기준재정수요액이 차지하는 비중 (광역)

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
조정률( $\alpha$ )	0.9260	0.8294	0.8251	0.8647	0.8614	0.8535	0.8456	0.8474	0.7810	0.9249
$Cov(t, F_b)$	0.0129	0.0132	0.0158	0.0187	0.0203	0.0210	0.0241	0.0217	0.0271	0.0309
$Cov(t, F_a)$	-0.0084	-0.0084	-0.0095	-0.0084	-0.0091	-0.0103	-0.0108	-0.0073	-0.0080	-0.0080
1+B	1.1175	1.1510	1.1452	1.1013	1.1021	1.1131	1.1051	1.0761	1.0805	1.0478
비중=C	-0.7744	-0.9581	-0.9106	-0.8903	-1.0091	-1.1171	-1.0527	-1.2164	-0.8812	-0.9734

$$\begin{aligned} \text{주: } A &= -\theta_T \frac{\alpha Cov(\xi, F_a)}{Cov(t, F_b)}, \\ B &= -(1-\alpha\beta)\theta_T \frac{Cov(t, F_a)}{Cov(t, F_b)}, \\ C &= A/(1+B). \end{aligned}$$

72) 기준재정수요액 자료는 공식적으로 발표되지 않지만, 지방세와 지방교부세 자료가 있으면 식(16)을 바탕으로  $\phi$ 를 먼저 계산할 수 있다. 주어진  $\phi$ 값에서  $\phi$ 를 구성하는 나머지 항목들을 계산할 경우 잔차항인  $Cov(\xi, F_a)$ 가 도출된다. 즉 <표 V-2>에서 C는  $A/(1+B) = (\phi - 1 - B)/(1+B)$ 로 계산할 수 있기 때문에 A를 별도로 계산할 필요는 없다.

<표 V-2>를 보면 기준재정수요액이 평준화 계수에 미친 효과는 특히 지방자치가 실시된 1995년부터 뚜렷하게 나타나고 있다는 점을 확인할 수 있다. 1995년 이전까지는 B의 규모가 (1+A)에서 차지하는 비중이 100%를 넘지 않았으나 1995년 이후부터는 100%를 넘어섰는데, 이는 [그림 V-1]에서 확인할 수 있는 바와 같이 일반세입의 순위가 바뀌어서 평준화 계수가 0보다 더 낮게 하락한 원인이 기준재정수요액의 강력한 영향력에 있었다는 점을 알 수 있게 한다. 기준재정수요액이 일반세입의 순위 변경에 미치는 영향력은 그러나 1999년에 약화되었고 그 결과 지방교부세의 평준화 계수는 0 이상으로 상승하게 되었다. 그러나 2000년에는 C가 다시 감소하여 그 값이 -0.97을 기록하였다.<sup>73)</sup>

## 나. 기초자치단체

### 1) 일반시

지금까지 지방재정조정제도가 지방자치단체의 일반세입 격차 완화(또는 심화)에 미치는 효과를 광역자치단체를 기준으로 살펴

---

73) 본 보고서를 읽은 두 분의 논평자들 모두 이러한 현상이 발생하는 원인 중 하나가 중앙사무의 지방 위임에 따른 기준재정수요액의 증가 가능성을 언급하였다. 그러나,  $\xi$ 의 규모가  $t$ 보다 커졌다고 해서 A의 규모가 증가하지는 않는다. 왜냐하면  $\theta_T$ 로 인하여 '표준화'된  $\xi(\xi/E[t+s])$ 와  $F_a$ 간의 공분산이 A의 크기를 결정하기 때문이다. 물론 국가사무의 지방 이양으로 인하여 시와 군간 행정부담이 구조적으로 바뀌었다면, 기준재정수요액으로 인하여 일반세입 순위가 바뀌는 현상을 사무 위임과 독립적으로 분석하기 위해서는 시와 군을 통합하여 보는 것보다는 군 또는 시만 별도로 보는 것이 더 타당할 것이다.

<표 V-3> 지방재정조정제도의 지니계수 및 평준화 계수  
(기초 시)

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
지방세의 가중지니계수	0.1422	0.13072	0.1264	0.1175	0.1302	0.1432	0.1205	0.1064	0.1140	0.1307
지방교부세의 가중지니계수	0.5769	0.5798	0.5954	0.6249	0.5625	0.5781	0.5773	0.5792	0.5786	0.5825
지방양여금의 가중지니계수	-	0.4411	0.3757	0.4541	0.4603	0.4809	0.4692	0.4745	0.4898	0.4734
국고보조금의 가중지니계수	0.3468	0.4272	0.4065	0.4084	0.5395	0.4722	0.4703	0.4495	0.3959	0.3368
지방교부세의 일반세입비중	0.2958	0.2934	0.2922	0.2648	0.3926	0.3882	0.4056	0.4019	0.3868	0.4094
지방양여금의 일반세입비중	-	0.1104	0.1131	0.1269	0.1558	0.1670	0.1902	0.1799	0.1832	0.2002
국고보조금의 일반세입비중	0.1847	0.1192	0.1230	0.1147	0.2482	0.2308	0.2701	0.3479	0.3951	0.3728
일반세입1의 가중지니계수 <sup>1)</sup>	0.1583	0.1602	0.1613	0.1626	0.1948	0.2051	0.2173	0.2163	0.2106	0.2242
일반세입2의 가중지니계수 <sup>2)</sup>	-	0.1245	0.1101	0.1004	0.0968	0.1117	0.1067	0.0945	0.1089	0.1212
일반세입3의 가중지니계수 <sup>3)</sup>	0.1135	0.1173	0.1078	0.0985	0.1274	0.1200	0.1291	0.1520	0.1529	0.1345
지방교부세의 평준화계수	-0.1132	-0.2255	-0.2761	-0.3838	-0.4962	-0.4323	-0.8033	-1.0329	-0.8474	-0.7154
지방양여금의 평준화계수	-	0.0476	0.1290	0.1455	0.2565	0.2200	0.1145	0.1118	0.0447	0.0727
국고보조금의 평준화계수	0.2018	0.1027	0.1472	0.1617	0.0215	0.1620	-0.0714	-0.4286	-0.3412	-0.0291

주: 1) 일반세입1 = 지방세 + 지방교부세.

2) 일반세입2 = 지방세 + 지방양여금.

3) 일반세입3 = 지방세 + 국고보조금.

보았는데, 기초자치단체를 기준으로 이를 살펴볼 경우 그 내용이 다소 차이가 난다는 점을 알 수 있다. 우선 기초자치단체 중 일반시의 경우가 <표 V-3>에 나타나 있는데, 지방세의 지니계수는 광

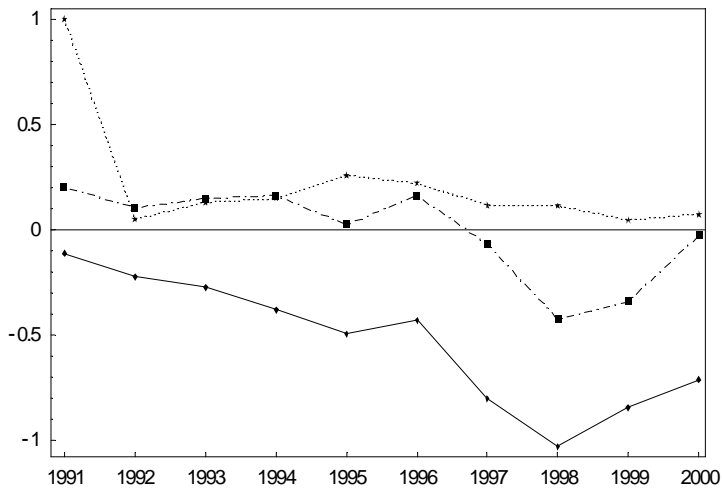
역자치단체를 대상으로 계산할 때에 비하여 다소 상승하였지만 양자간에 큰 차이가 있는 것은 아니다. 지방교부세, 지방양여금, 그리고 국고보조금의 지니계수도 광역자치단체의 경우와 비슷한 크기를 보여주고 있다.

이전재원이 일반세입에서 차지하는 비중의 경우는 일반시를 기준으로 할 때와 광역자치단체를 기준으로 할 때는 상당히 큰 차이를 보여주고 있는데, 일반시의 경우 일반세입(일반세입1)에서 지방교부세가 차지하는 비중은 광역자치단체의 경우보다 훨씬 낮아서 1990년대 초반 0.3을 넘지 않았다가 1990년대 후반부터 0.4 이상까지 상승하였다. 이에 반하여 지방양여금이 일반세입(일반세입2)에서 차지하는 비중은 일반시를 기준으로 했을 경우가 광역자치단체를 기준으로 보았을 때보다 상승하는데, 1995년 이후부터 광역자치단체의 경우 그 비중이 0.12~0.14이었으나 일반시에서의 지방양여금 비중은 0.16에서 0.19를 기록하였다. 이러한 사실은 지방교부세에 비하여 지방양여금으로부터 받는 혜택이 일반시의 경우에 더 크다는 점을 시사한다.

국고보조금이 일반세입(일반세입3)에서 차지하는 비중은 일반시의 경우 1995년 0.23에서 2000년에는 0.37로 증가하였는데, 이는 광역자치단체를 기준으로 보았을 때와 대략 비슷한 수준이라 할 수 있다.

[그림 V-2]에는 일반시의 경우 지방재정조정제도의 평준화 계수가 추이가 묘사되어 있는데, 전반적으로 광역자치단체의 경우와 비슷한 모습을 나타내는 것을 확인할 수 있다. 그러나, 지방교부세의 경우 광역자치단체를 기준으로 보았을 때에는 평준화 계수가 1995년 이전에는 0보다 커서 지방교부세를 배분한 후 일반세입의 지역간 격차가 더 커지는 않았으나 일반시만을 보았을 때에는 1990년대 초반부터 지방교부세는 일반세입의 순위를 바꾸었을 뿐

[그림 V-2] 지방재정조정제도의 평준화 계수 추이(시)



만 아니라 그 격차를 더 커지게 만들었으며 그 강도는 1990년대에 지속적으로 강화되었음을 확인할 수 있다. 다만 1999년부터는 그러한 추이가 역전되어 평준화 계수가 상승하는 추이로 반전되었다.

국고보조금의 경우 지방양여금이 도입된 1991년부터 평준화 계수가 0에 접근하여 동 재원이 지역간 세입 격차를 줄이는 효과가 상당히 크다는 점을 시사하고 있으며 또한 1996년을 기점으로 지역간 세입 격차를 증가시키는 방향으로 국고보조금이 배정되고 그 추세가 급격하게 진전되었음을 [그림 V-2]를 통하여 알 수 있다. 지방양여금은 광역자치단체를 기준으로 보았을 때와 비슷하게 평준화 계수가 안정적인 추이를 보이고 있는데, 전체적인 수준은 광역자치단체의 경우에 비하여 다소 낮은 편이다.

<표 V-4>에는 기준재정수요액과 기준재정수입액이 지방교부세의 평준화 계수에 미치는 효과가 나타나 있는데, 광역자치단체의 경우에 비하여 일반시의 평준화 계수에 기준재정수요액이 미치

는 효과가 훨씬 더 크다는 점을 확인할 수 있다. 우선 광역자치단체를 기준으로 보았을 때에는 1990년 초반 지방교부세로 인하여 일반세입의 격차가 더 커지는 않았지만 일반시의 경우에는 1990년대 줄곧 일반세입의 격차를 더 크게 하는 효과를 지방교부세가 발휘하였을 뿐만 아니라 그 효과가 1998년까지 지속적으로 강화되었다. 특히 1998년의 경우에는 평균화 계수가 -1이어서 지방세의 지니계수보다 일반세입1의 지니계수가 2배에 달할 정도로 지방교부세의 지역간 세입 격차 증대 효과가 컸는데, <표 V-4>는 그 이유가 거의 전부 기준재정수요액의 영향력 강화에 의하여 발생되었음을 시사하고 있다. 다만 1999년부터 기준재정수요액의 영향력이 약화되고 있는데 향후 이러한 추이가 어떻게 변할 것인가가 주목된다.

<표 V-4> 지방교부세의 형평화 계수에서 기준재정수요액이 차지하는 비중 (기초 시)

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
조정률( $\alpha$ )	0.9260	0.8294	0.8251	0.8647	0.8614	0.8535	0.8456	0.8474	0.7810	0.9249
$Cov(t, F_b)$	0.0071	0.0079	0.0085	0.0094	0.0109	0.0138	0.0115	0.0106	0.0109	0.0144
$Cov(t, F_a)$	0.0018	0.0016	0.0011	0.0020	-0.0021	-0.0007	-0.0009	-0.0014	-0.0002	-0.0002
1+A	0.9537	0.9519	0.9689	0.9518	1.0364	1.0098	1.0151	1.0254	1.0042	1.0021
비중=C	-1.1187	-1.2369	-1.2850	-1.4033	-1.4787	-1.4280	-1.7914	-2.0073	-1.8438	-1.7139

$$\text{주: } A = -\theta_T \frac{\alpha Cov(\xi, F_a)}{Cov(t, F_b)},$$

$$B = -(1 - \alpha\beta)\theta_T \frac{Cov(t, F_a)}{Cov(t, F_b)},$$

$$C = A/(1+B).$$

## 2) 군

군만을 대상으로 지방재정 변수들의 특징을 살펴보면 지방세의 지니계수가 일반시의 경우에 비하여 약 2배 가량 크다는 점을 <표 V-3>과 <표 V-5>를 통하여 확인할 수 있다. 지방교부세의 경우에도 시의 경우와 군의 경우는 상당히 다른 특징을 보이고 있는데, 시의 경우 지방교부세의 지니계수가 0.6에 이를 정도로 높은 것에 비하여 군의 지방교부세 지니계수는 0.3을 넘지 않는다. 이는 지방교부세가 시에 비하여 군의 경우에 상당히 골고루 배분되고 있음을 시사하는 것이다. 반면 지방양여금의 지니계수는 군의 경우 1990년대 전반에는 0.3을 넘고 1990년대 후반에는 0.3을 약간 밑도는 수준이어서 시의 경우에 비하여 지방양여금의 집중도가 높다는 것을 알 수 있다. 국고보조금의 지니계수는 군과 시가 비슷한 편이나 군의 경우 집중도가 다소 높다.

이전재원이 일반세입에서 차지하는 비중을 보면 지방교부세의 일반세입(일반세입1) 비중은 0.7을 넘을 정도로 일반시의 경우에 비하여 군의 지방교부세 의존도가 높다. 지방양여금이 일반세입(일반세입2)에서 차지하는 비중 역시 군의 경우 높은 편인데, 1990년대 초반에는 0.3~0.4의 수준을 보였다가 1995년 이후에는 0.4에서 0.5에 이르고 있다. 일반시의 경우 지방양여금이 일반세입에서 차지하는 비중이 0.2를 넘지 않는다는 사실을 감안할 때 군의 지방양여금에 대한 의존도가 상당히 높은 편이다. 국고보조금이 일반세입(일반세입3)에서 차지하는 비중 역시 군의 경우 일반시에 비하여 크게 높다. 1990년대 초반에는 그 비중이 0.5에서 0.6 정도이었고, 1995년 이후에는 비중이 더욱 더 증가하여 0.6을 넘어섰다. 국고보조금의 비중은 1999년에 0.7 이상을 기록하였다가 2000년에는 그 규모가 다소 하락하였다.

<표 V-5> 지방재정조정제도의 지니계수 및 평준화 계수  
(기초 군)

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
지방세의 가중지니계수	0.2307	0.2397	0.2374	0.2378	0.2351	0.2024	0.2085	0.1710	0.1936	0.2060
지방교부세의 가중지니계수	0.2654	0.2422	0.2552	0.2736	0.2794	0.2515	0.2674	0.2810	0.2962	0.2958
지방양여금의 가중지니계수	0.3619	0.3174	0.3287	0.2943	0.3060	0.2666	0.2737	0.2923	0.2846	0.2987
국고보조금의 가중지니계수	0.2502	0.2790	0.2700	0.2735	0.2851	0.3378	0.2939	0.2819	0.3260	0.2693
지방교부세의 일반세입비중 <sup>1)</sup>	0.7364	0.7444	0.7405	0.7136	0.7151	0.7508	0.7516	0.7509	0.7385	0.7672
지방양여금의 일반세입비중 <sup>1)</sup>	0.2975	0.3464	0.3419	0.3685	0.3784	0.4523	0.4631	0.4444	0.4464	0.4826
국고보조금의 일반세입비중 <sup>1)</sup>	0.5315	0.4330	0.5036	0.4985	0.5951	0.6357	0.6312	0.6731	0.7067	0.6782
일반세입1의 가중지니계수 <sup>2)</sup>	0.1600	0.1390	0.1448	0.1468	0.1524	0.1548	0.1732	0.1830	0.1829	0.1916
일반세입2의 가중지니계수 <sup>3)</sup>	0.1739	0.1627	0.1596	0.1420	0.1355	0.1162	0.1224	0.1138	0.1157	0.1205
일반세입3의 가중지니계수 <sup>4)</sup>	0.1595	0.1307	0.1210	0.1183	0.1379	0.1840	0.1547	0.1640	0.2026	0.1535
지방교부세의 평준화계수	0.3065	0.4201	0.3901	0.3827	0.3518	0.2352	0.1693	-0.0702	0.0553	0.0699
지방양여금의 평준화계수	0.2462	0.3212	0.3277	0.4029	0.4236	0.4259	0.4129	0.3345	0.4024	0.4150
국고보조금의 평준화계수	0.3086	0.4547	0.4903	0.5025	0.4134	0.0909	0.2580	0.0409	-0.0465	0.2549

주: 1) 일반세입은 해당 이전재원에 지방세를 합한 값.

2) 일반세입1 = 지방세 + 지방교부세.

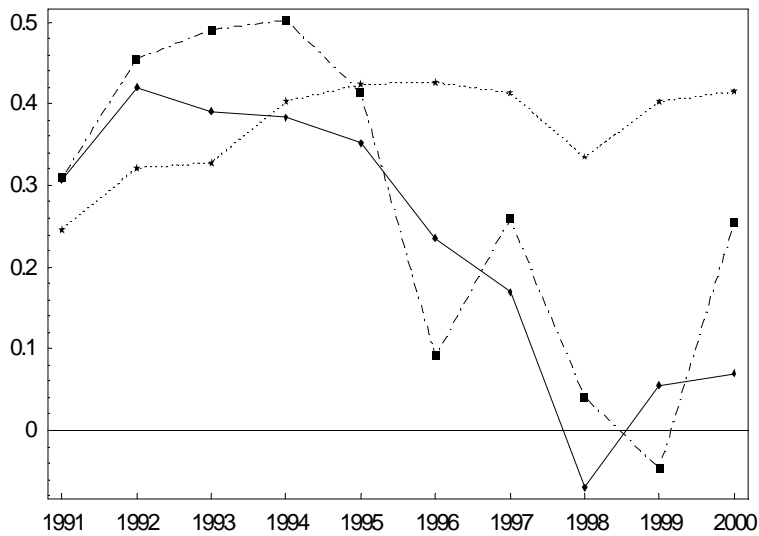
3) 일반세입2 = 지방세 + 지방양여금.

4) 일반세입3 = 지방세 + 국고보조금.

이제 <표 V-5>에 나타나 있는 이전재원의 평준화 계수를 살펴 보면 지방교부세의 평준화 계수는 1990년대 초반 0.3 이상을 기록하여 시의 경우에 비하여 그 수치가 상당히 높은 편이다. 따라서 군의 경우만을 대상으로 1990년대 초반의 지방교부세의 효과를 보면, 이 재원으로 인한 세입 격차 효과가 있었지만 이로 인하여 일반세입의 순위가 바뀔 정도로 그 효과가 큰 것은 아니었다.

이러한 지방교부세의 특징은 그러나 1996년부터 크게 달라지기 시작하는데, 1995년에 0.35였던 평준화 계수가 1996년에는 0.24로 하락하였고, 1997년에는 다시 0.17, 그리고 1998년에는 -0.07이 되어 0 이하로 하락하였다. 이는 군의 지방교부제도 시의 경우와 마찬가지로 세입 격차 완화를 넘어서서 일반세입의 순위를 바꿀 정도로 그 효과가 커졌다는 것을 의미한다. 지방교부세의 이러한 변화는 [그림 V-3]을 보면 보다 확연히 알 수 있는데, 1992년을 정점

[그림 V-3] 지방재정조정제도의 평준화 계수 추이(군)



으로 평준화 계수는 1998년까지 지속적으로 하락하였다가 1999년부터 그 추세가 반전되었다.

지방양여금의 평준화 계수는 지방교부세와는 전반적으로 반대의 추이를 보이고 있고 그 수준도 상당히 안정적이라고 할 수 있다. 지방양여금의 평준화 계수는 1990년 초반 0.3에서 0.4를 기록하였고 1995년 이후부터는 0.4 이상을 유지하였다가 1998년 0.33으로 하락한 뒤 1999년에는 다시 0.4 이상으로 상승하였다. 따라서 지방교부세가 군의 일반세입 순위를 바꾸면서 그 규모도 애초의 일반세입 격차를 넘어설 정도로 강력한 재원 재조정 효과를 발휘하는 반면, 지방양여금은 일반세입 격차를 다소 줄이는 정도의 역할을 수행하고 있다고 볼 수 있다.

군에서의 국고보조금의 평준화 계수는 임의적 재원이라는 성격에 맞게 지난 10년간 큰 폭의 변동을 보여주고 있다. 특히 1990년대 초반에는 평준화 계수가 지방교부세와 지방양여금보다 높아서 일반세입의 격차를 비교적 크게 완화시키는 역할을 수행한 반면 1995년 이후부터는 평준화 계수가 급속하게 떨어졌고, 마침내 1999년에는 평준화 계수가 지방교부세의 평준화 계수보다 더 낮게 하락하였는데 2000년에는 다시 평준화 계수가 큰 폭으로 상승할 정도로 국고보조금의 재원 조정 역할이 가변적이다. 국고보조금에는 생활보호, 의료보험, 고용확대와 관련된 대규모 지원금이 포함되어 있기 때문에 이러한 현상이 발생한 데에는 1997년 이후 경기 침체에 따라 국고보조금의 저소득 지역 지원 역할이 강화되었고 그 결과 지역간 배분 양상이 지방교부세와 유사한 성격을 가지게 된 것이 1997년부터 1999년까지 국고보조금의 평준화 계수가 크게 하락한 원인이 된 것으로 판단된다.

지방교부세의 평준화 계수는 지난 10년간 큰 폭으로 변동하여 왔는데, <표 V-6>은 그 이유가 어디에 있는가를 보여주고 있다.

<표 V-6> 지방교부세의 형평화 계수에서 기준재정수요액이 차지하는 비중 (기초 군)

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
조정률( $\alpha$ )	0.9260	0.8294	0.8251	0.8647	0.8614	0.8535	0.8456	0.8474	0.7810	0.9249
$Cov(t, F_b)$	0.0074	0.0090	0.0103	0.0131	0.0156	0.0144	0.0156	0.0136	0.0153	0.0184
$Cov(t, F_a)$	-0.0031	-0.0051	-0.0064	-0.0075	-0.0091	-0.0088	-0.0078	-0.0083	-0.0098	-0.0124
1+B	1.0286	1.0487	1.0548	1.0505	1.0517	1.0483	1.0402	1.0490	1.0628	1.0408
비중=C	-0.7021	-0.5994	-0.6302	-0.6357	-0.6655	-0.7757	-0.8372	-1.0669	-0.9480	-0.9328

$$\text{주: } A = -\theta_T \frac{\alpha Cov(\xi, F_a)}{Cov(t, F_b)},$$

$$B = -(1 - \alpha\beta)\theta_T \frac{Cov(t, F_a)}{Cov(t, F_b)},$$

$$C = A/(1+B).$$

<표 V-6>과 <표 V-4>를 비교해 보면 전반적으로 군에서의 기준재정수요액이 평준화 계수에 미치는 영향이 시에 비하여 크게 작다는 점을 확인할 수 있다. 시의 경우 기준재정수요액이 평준화 계수에 미치는 효과가 100%를 모두 넘었고 1998년에는 200%를 넘었지만 군의 경우 그 효과는 1998년을 제외하고는 100%를 넘지 않고 기준재정수요액이 평준화 계수에 미치는 효과가 가장 컸던 1998년에도 그 규모는 100% 정도이다. 즉, 군의 경우 지방교부세가 일반세입 격차를 크게 줄이는 효과를 주로 발휘하였는데, 이는 기준재정수요액이 지방교부세의 배분에 미치는 효과가 시에 비하여 상대적으로 적었기 때문이다.

### 3) 시·군

지금까지 시와 군을 별도의 지방자치단체로 취급하여 지방교부세를 포함한 이전재원의 지역간 집중도, 일반세입에서 차지하는

비중, 그리고 평준화 계수의 특징과 추이를 살펴보았는데, 시와 군은 어차피 중앙정부의 이전재원을 나누어 갖는 입장에 있기 때문에 양자를 통합하여 이전재원이 어떻게 배분되는지를 살펴볼 필요가 있다<sup>74)</sup>.

<표 V-7>에 그 결과가 나타나 있는데, 전반적으로 보았을 때 시와 군을 각각 살펴본 경우에 비하여 중간적인 특징을 보여주고 있다. 우선 지방세의 지역간 집중도를 살펴보면, 지니계수가 1990년대 초반 0.2를 조금 넘는 수준에 있다가 1995년 이후에는 0.2 이하로 하락하였고, 1998년에는 지니계수가 0.13으로 크게 하락하였다. 이와 같은 특징은 시나 군에서의 지방세 집중도를 별도로 파악하였을 때 뚜렷하게 관찰되지 않은 현상인데, 우리나라의 기초자치단체를 모두 묶어서 보았을 때에는 지방세 집중도는 지난 10년간 지속적으로 약화되어 왔다.

지방교부세의 지니계수를 보면 전반적으로 0.5에서 0.6 사이를 기록하고 있어서 군만을 보았을 때의 지니계수보다 상당히 높고, 시에서의 지니계수보다는 약간 낮은 수준이다. 따라서 시와 군을 통합하여 지방교부세의 집중도를 평가하면 이는 상당히 높은 수준이라 할 수 있다. 지방양여금의 지니계수는 0.4에서 0.5의 수준을 보이고 있는데, 군에서의 지방양여금 지니계수가 0.2~0.3이었고 시에서의 지방양여금 지니계수가 0.4에서 0.5이었다는 점을 감안할 때 시와 군을 합쳤을 때의 지방양여금의 집중도는 시의 집중도와 비슷하다고 할 수 있다. 시와 군을 대상으로 계산한 국고보조금의 지니계수는 0.4에서 0.5를 약간 넘는 수준을 보이고 있다. 군만을 대상으로 할 때 국고보조금의 지니계수가 0.3을 넘지 않고, 시의

---

74) 이 경우 지난 10년간의 국가사무의 지방 이양으로 인하여 시와 군이 담당하는 행정서비스의 구조가 바뀌었다면 기준재정수요액이 일반세입 순위에 미치는 영향력은 사무 이양 효과를 포함하는 것이다.

<표 V-7> 지방재정조정제도의 지니계수 및 평준화  
계수(기초 시·군)

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
지방세의 가중지니계수	0.2226	0.2246	0.2143	0.2002	0.1732	0.1723	0.1539	0.1320	0.1413	0.1567
지방교부세의 가중지니계수	0.4961	0.4881	0.5060	0.5312	0.5216	0.5411	0.5451	0.5568	0.5652	0.5715
지방양여금의 가중지니계수	0.6940	0.4416	0.4335	0.4468	0.4677	0.4868	0.4760	0.4856	0.4943	0.4928
국고보조금의 가중지니계수	0.4119	0.4680	0.4898	0.5104	0.5353	0.5447	0.5170	0.4865	0.4619	0.4137
지방교부세의 일반세입비중 <sup>1)</sup>	0.5641	0.5676	0.5618	0.5298	0.5254	0.5275	0.5443	0.5371	0.5224	0.5501
지방양여금의 일반세입비중 <sup>1)</sup>	0.1353	0.2125	0.2108	0.2325	0.2246	0.2465	0.2711	0.2539	0.2578	0.2801
국고보조금의 일반세입비중 <sup>1)</sup>	0.3594	0.2653	0.3111	0.3058	0.3798	0.3721	0.3987	0.4599	0.5059	0.4743
일반세입1의 가중지니계수 <sup>2)</sup>	0.2193	0.2118	0.2211	0.2232	0.2280	0.2434	0.2627	0.2668	0.2649	0.2832
일반세입2의 가중지니계수 <sup>3)</sup>	0.1597	0.1516	0.1395	0.1212	0.1103	0.1166	0.1195	0.1071	0.1213	0.1335
일반세입3의 가중지니계수 <sup>4)</sup>	0.1397	0.1247	0.1195	0.1211	0.1672	0.1737	0.1781	0.1978	0.2122	0.1804
지방교부세의 평준화계수	0.0148	0.0570	-0.0317	-0.1149	-0.3164	-0.4144	-0.7070	-1.0212	-0.8747	-0.8073
지방양여금의 평준화계수	0.2826	0.3250	0.3490	0.3946	0.3632	0.3233	0.2235	0.1886	0.1415	0.1481
국고보조금의 평준화계수	0.3724	0.4448	0.4424	0.3951	0.0346	-0.0081	-0.1572	-0.4985	-0.5018	-0.1512

주: 1) 일반세입은 해당 이진재원에 지방세를 합한 값.

2) 일반세입1 = 지방세 + 지방교부세.

3) 일반세입2 = 지방세 + 지방양여금.

4) 일반세입3 = 지방세 + 국고보조금.

지니계수가 0.5를 대개 넘지 않기 때문에 시·군을 합쳐서 본 국고 보조금의 지니계수가 군이나 시를 단독으로 보았을 때보다 더 증가하는 현상이 발생한다.

시와 군을 대상으로 이전재원이 일반세입에서 차지하는 비중을 살펴보면, 지방교부세의 비중은 1990년대 초반 0.5를 약간 밑돌았다가 1990년대 후반에는 0.5를 약간 상회하는 수준을 유지하였다. 지방양여금이 일반세입(일반세입2)에서 차지하는 비중은 0.25 정도이고 국고보조금이 일반세입(일반세입3)에서 차지하는 비중은 지난 10년 동안 지속적으로 증가하여 1999년에는 0.5를 초과하였다가 2000년에는 0.4743으로 하락하였다.

시와 군을 통합하여 보았을 때의 평준화 계수 추이를 보면 [그림 V-4]에서 확인할 수 있듯이 지방교부세의 평준화 계수는 1990년대 대부분 0을 넘지 않은 수준을 보였고 또한 그 지수가 지속적으로 하락하였다. 이와 같은 지방교부세의 평준화 계수 추이는 국고보조금 평준화 계수 추이와 유사하다고 볼 수 있는데 국고보조금은 1994년까지 지역간 세입 격차를 다소 완화하는 성격을 지니고 있다가 1995년 이후부터 그 성격이 급격히 변하기 시작하였다. 1995년과 1996년의 국고보조금 평준화 계수는 0에 가까워 국고보조금 배분 이후의 지역간 세입 격차가 배분 이전의 세입 격차와 비슷해져 세입의 순위는 바뀌는 효과를 발휘하였고, 그 이후에도 평준화 계수가 지속적으로 하락하여 국고보조금은 동 재원의 배분 이전보다 이후에 지역간 세입격차가 더 커지도록 하는 효과를 나타내었다. 지방양여금의 평준화 계수는 지방교부세와 국고보조금에 비하여 상당히 안정적인 추이를 보이고 있지만 이 역시 1995년 이후부터 0 가까이 하락하는 추세를 보이고 있다. 따라서 지방양여금 배분 이후의 세입 격차와 배분 이전의 세입 격차 사이에는 큰 변화가 없으며 지방양여금 역시 세입 격차의 완화보다는 세입의

<표 V-8> 지방교부세의 형평화 계수에서 기준재정수요액이 차지하는 비중(기초 시·군)

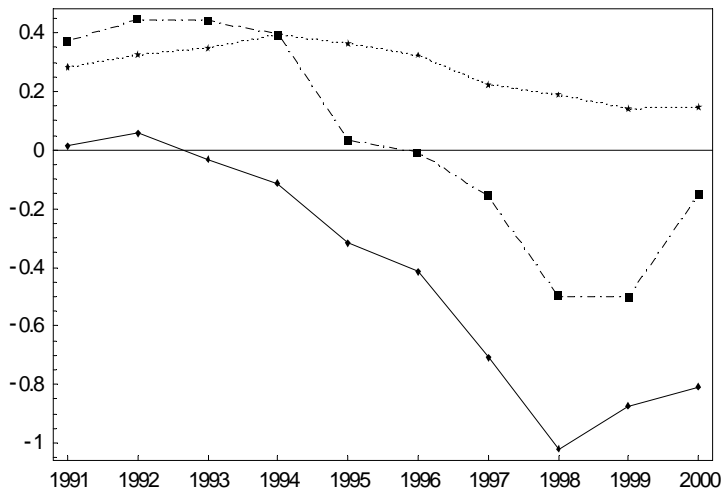
	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
조정률( $\alpha$ )	0.9260	0.8294	0.8251	0.8647	0.8614	0.8535	0.8456	0.8474	0.7810	0.9249
$Cov(t, F_b)$	0.0092	0.0111	0.0120	0.0138	0.0136	0.0155	0.0139	0.0125	0.0129	0.0165
$Cov(t, F_a)$	-0.0042	-0.0060	-0.0067	-0.0068	-0.0062	-0.0063	-0.0055	-0.0056	-0.0044	-0.0054
1+B	1.0516	1.0786	1.0856	1.0714	1.0672	1.0609	1.0583	1.0668	1.0611	1.0383
비중=C	-0.9859	-0.9472	-1.0292	-1.1072	-1.2965	-1.3906	-1.6680	-1.9573	-1.8244	-1.7775

주:  $A = -\theta_T \frac{\alpha Cov(\xi, F_a)}{Cov(t, F_b)}$ ,

$B = -(1 - \alpha\beta)\theta_T \frac{Cov(t, F_a)}{Cov(t, F_b)}$ ,

$C = A/(1+B)$ .

[그림 V-4] 지방재정조정제도의 평준화 계수 추이 (시·군)



순위 변동 효과를 많이 발휘한 것으로 보인다.

시와 군을 통합한 경우 지방교부세의 평준화 계수의 특징을 보면 <표 V-8>에 나타나 있는 바와 같이 기준재정수요액의 영향력이 역시 큰 것으로 나타난다. 기준재정수요액의 영향력을 나타내는 항목인 B의 비중은 1990년 초반 100%를 약간 밑돌다가 1993년부터는 100%를 넘어설 정도로 높은 비중을 차지한다. 특히 1998년의 경우에는 기준재정수요액이 지방교부세의 배분에 미치는 비중이 압도적으로 커져서 평준화 계수가 -1 가까이 떨어지게 되었다.

[그림 V-2]와 [그림 V-3]을 [그림 V-4]와 비교해 보면 시·군을 통합한 경우와 시와 군을 별도로 본 경우의 기준재정수요액의 영향력에 대한 평가는 거의 비슷하다. 즉, 지난 10년간 기준재정수요액으로 인하여 일반세입 순위의 바뀔 현상은 지속적으로 강화되었고 이는 시와 군을 별도로 다룬 경우에서 확인할 수 있듯이 국가사무의 지방 이양과는 다른 원인에서 기인한 것이다.

## 2. 평가

### 가. 실증적 평가

지금까지 지방재정조정제도의 평준화 계수를 살펴보고, 특히 지방교부세의 평준화 계수 변동 추이가 지난 10년간 어떠했으며 그러한 변동이 어떠한 요인에 의하여 주로 발생하였는가를 자치단체 종류별로 살펴보았다. 이러한 분석은 지방재정조정제도 및 지방교부세의 운영방향에 대하여 실증적인 측면과 규범적인 측면에서 몇 가지 시사점을 제공한다고 사료된다.

먼저 실증적인 측면에서 우리나라 이전재원의 성격을 평가해 보

면, 지방교부세의 경우 지방자치단체간 세입의 균등화를 넘어서서 지방공공재 공급의 균등화를 지방교부세가 추구하고 있는 것으로 보인다. 또한 지방공공재의 공급비용이 지역마다 크게 다르다는 것을 전제로 각 지역의 교부액이 결정되고 그 결과 지방세입의 격차가 오히려 늘어나는 현상이 발생하는데, 지방자치단체간 세입 균등화 차원에서만 지방교부세제도의 효과를 분석할 경우 이러한 현상은 지방교부세가 지역간 불형평성을 오히려 증가시키는 것으로 평가될 수밖에 없다. 그러나 지방교부세제도의 운영에 있어서 지방공공재의 공급비용(기준재정수요액)의 의의를 인정할 경우 지방교부세로 인하여 세입 격차가 벌어진다고 해서 수평적 불형평성이 야기되었다고 주장하기는 어렵다.

기준재정수요액의 의의를 인정하고 지방교부세의 지역간 분포를 평가한다면, 지난 10년 동안 지방교부세의 평준화 계수는 지속적으로 하락하였고, 시·군을 통합하여 규모를 파악할 경우 1998년에는 그 값이 -1에 달할 정도로 하락세가 큰 폭으로 지속되었다. 지방교부세의 형평화 계수가 -1이라는 것은 지방세의 지니계수에 비하여 (지방교부세+지방세)의 지니계수가 두 배가 큰 것을 의미하므로 지방교부세로 인하여 지역간 세입의 순위가 변동하였을 뿐만 아니라 그 규모 역시 매우 크다는 것을 의미한다.

지방교부세가 지방자치단체의 세입에 미치는 효과는 각 지방자치단체의 기준재정수요액과 기준재정수입액에 의하여 결정되는데, 앞의 분석에서 알 수 있듯이 기준재정수입액이 평준화 계수에 미치는 효과는 상대적으로 미미하기 때문에 이러한 변화가 일어난 근본적인 원인은 지방교부세의 배분에 있어서 기준재정수요액이 매우 큰 역할을 수행하기 때문이다. 기준재정수요액의 영향력이 왜 이렇게 커지고 있는지 그 이유는 분명하지 않은데, 1999년부터

1990년대 전반에 걸쳐 지방교부세의 평준화 계수가 지속적으로 하락하는 추세가 반전되었으므로 장기적인 관점에서 그 추이를 좀더 지켜볼 필요가 있을 것이다. 그러나 1990년대만을 기준으로 지방교부세의 평준화 계수를 평가하면 [그림 V-1], [그림 V-2], 그리고 [그림 V-3]에서 확인할 수 있듯이 지방양여금에 비하여 지방교부세의 평준화 계수의 가변성이 매우 높다는 점을 주목할 필요가 있다. 이는 지방양여금의 경우 지방공공재의 공급비용이 감안되지 않고 지방자치단체의 재정력이 주로 감안되어 배분액이 결정되었기 때문일 것이다. 관점에 따라서는 지방자치단체의 재정력 격차 완화 효과를 발휘하지 못하는 지방교부세의 역할을 지방양여금이 어느 정도 보완하고 있다는 평가도 가능하다.

지방교부세와 지방양여금은 주된 목적이 지방자치단체의 기본적인 행정비용을 보장하는 것, 또는 지역간 균형발전을 이루는 것이기 때문에 평준화 계수가 그러한 목적들을 반영하는 정보를 가지고 있다고 볼 수 있다. 반면 국고보조금의 기본적인 원칙은 국가적으로 바람직한 사업의 장려에 있기 때문에 이러한 재원과 지역간 균등화 효과와의 상관관계가 적어도 이론적으로 명확하게 설정하기가 쉽지 않다. 그러나, 현실적으로는 의료보험, 저소득 지원, 농촌지역 지원과 관련된 항목들이 국고보조금의 대상 항목 중에 포함되어 있을 뿐만 아니라 그 규모가 크기 때문에 국고보조금의 경우 역시 지방자치단체간 재원조정 역할이 상당히 클 수도 있다. 국고보조금의 평준화 계수는 바로 이와 관련된 정보를 담고 있는데, 앞의 분석에서 확인할 수 있는 점은 국고보조금의 재원조정 기능이 지난 10년 동안 큰 폭으로 강화되었다는 점이다.

국고보조금의 평준화 계수는 지방자치제가 실시된 1995년 이전까지는 지방자치단체간 세입 격차의 축소에 상당히 큰 영향력을 발휘하였었다. 이러한 측면에서는 국고보조금과 지방양여금이 유

사한 성격을 지녔던 것으로 평가할 수 있다. 그러나 1995년 이후에는 국고보조금의 지역간 배분 형태가 지방양여금보다는 지방교부세의 특성을 많이 닮게 되었고, 특히 1990년대 후반에는 국고보조금의 지원이 지방자치단체간 세입 격차를 오히려 늘렸던 것으로 보인다. 그러나 2000년에는 이러한 추세가 크게 반전되어 시·군 지역에서 모두 국고보조금의 평준화 계수가 큰 폭으로 상승하였다. 국고보조금의 특징이 이렇게 시계열적으로 불안정적이라는 점은 국고보조금이 임의적 재원이라는 점에서 크게 놀랄 만한 현상이 아니라고 볼 수 있다. 또한 1990년 후반에는 금융위기 이후 국고보조금을 통한 저소득 지역에 대한 지원이 강화되었기 때문에 이러한 변화가 어떻게 보면 자연스러운 것일 수도 있다. 즉, 국고보조금의 성격 변동이 이처럼 큰 것은 국고보조금을 둘러싼 경제환경 또는 지방재정 환경이 그만큼 크게 변하고 있다는 것으로 해석할 수 있다. 다만 국고보조금의 비중이 1990년대 후반들어 큰 폭으로 증가하고 있는데다가 동 재원의 지역간 배분 형태가 지방교부세와 유사한 측면이 많이 있기 때문에 지방재정조정제도의 재조정을 검토할 경우에는 이러한 사실이 감안되어 국고보조금의 축소 또는 개편 방향이 정해져야 할 것으로 생각된다.

#### 나. 규범적 평가

지방교부세제도에 대한 평가는 지금까지 다양하게 이루어져 왔는데 그 중에서도 가장 많은 논쟁거리를 제공하는 것은 과연 동 제도가 지역간 형평화 효과를 가지고 있는가, 아니면 오히려 수평적 형평성을 저해하고 있는가 하는 것이다. 그런데, 만약 지방교부세법에 나타난 동 제도의 운영방침을 그대로 받아들이고 지방교부세제도를 평가한다면 지방교부세제도가 수평적 불형평성을 야기한

다고 주장하기는 어렵다고 해야 할 것이다. 따라서 지방교부세제도의 형평화 효과를 평가할 때에는 지방교부세법에 나타난 운영 취지를 떠나서 이 제도를 평가하는 준거의 틀이 암묵적, 또는 명시적으로 제시되어야만 가능하다.

지방교부세제도의 형평화 효과를 평가하는 문헌들을 보면 대다수가 지방교부세제도의 주된 역할이 지방자치단체간 세입 격차를 완화하는 것이라는 점을 암묵적인 평가의 전제로 삼고 있다. 이러한 전제를 따르면 앞의 분석에서 알 수 있듯이 지방교부세제도는 지역간 세입 격차를 오히려 심화시키기 때문에 정부간 재원조정을 천명하는 지방교부세제도가 바람직하지 않은 형태로 운영되고 있다는 평가를 할 수밖에 없는 것으로 보인다.

지방교부세제도를 평가할 때 또 한 가지의 시각은 지방교부세제도의 목적이 지방자치단체의 기본적인 행정비용을 조달하는 것으로 되어 있고, 지방자치단체의 행정비용은 각 지역별로 달라서 지역간 지방교부세가 현재와 같이 배정되고 있다는 입장을 취하는 것이다. 이러한 시각에 따르면 현재의 지방교부세의 배분 형태는 기준재정수요액과 기준재정수입액으로 설명될 수 있으며, 지방교부세를 지방자치단체별로 배분할 때에는 이 두 요소를 바탕으로 상당히 정형화된 공식이 적용되기 때문에 이 두 요소를 인정하는 한 지방교부세제도가 수평적 형평성을 제고하는 것으로 평가될 가능성이 높다.

본 보고서에는 지방교부세의 형평화 효과를 평가함에 있어서 기본적으로 후자의 입장을 취하고 있다. 즉, 지방교부세를 배정할 때 지방공공재의 공급비용을 감안하는 것은 법적으로, 그리고 경제적으로 그 의의가 충분히 있으며 캐나다와 같이 지방자치단체의 세입만을 고려하여 형평화 보조금이 배분되는 국가에서도 기준재정수요액의 도입 필요성이 역설되고 있기 때문에 지방교부세의 평가

는 기준재정수요액과 기준재정수입액을 동시에 고려하여 이루어지는 것이 바람직하다는 입장을 본 보고서는 취하고 있다.

그러나 지방교부세제도를 평가함에 있어서 이러한 입장을 취할 때의 문제점은 이러한 시각이 현행 지방교부세제도의 의의를 다시 한 번 확인하는 정도의 입장이 될 가능성이 커진다는 것이다. 따라서 지방교부세제도의 형평화 효과에 대한 규범적인 분석의 틀을 제공하기 위하여 기준재정수요액이 지방교부세에서 차지하는 역할이 어느 정도 되고, 그러한 역할이 시계열적으로 어떻게 변동하는가를 살펴보았는데, 지난 10년 동안 지방교부세의 지역간 분포의 변동 원인은 기준재정수요액의 지역간 분포의 변동에서 대부분 찾을 수 있다는 점을 발견하였다.

이러한 발견은 향후 기준재정수요액의 결정 과정을 보다 더 정밀하게 분석할 필요성을 제기하는 것인데, 지방교부세의 평준화 계수 및 동 계수의 분해를 통하여 얻어지는 정보를 가지고 기준재정수요액과 지방교부세제도를 평가해보면, 우선 기준재정수요액이 지방자치단체가 필요로 하는 기본적 행정비용이라는 점을 감안할 때 왜 동 요소가 시계열적으로 큰 폭의 변화를 보여야 하는가에 대한 의문이 들 수 있다. 물론 인플레이션에 따라서 공급비용이 증가하는 것은 당연한 것이지만 공급비용의 지역간 집중도가 지속적으로 심화되고 있는 원인에 대하여 향후에 보다 심각한 고민을 해야 할 필요성이 있다고 생각된다. 더군다나 지방자치단체가 제공하는 지방공공재의 공급비용은 일차적으로 지방세를 통하여 조달되어야 한다는 점을 감안할 때 지방세의 규모는 지난 10년간 기준재정수요액에 비하여 크게 늘어나지 않았고 지니계수 역시 조금씩 감소하는 추세를 보이고 있기 때문에 지방세의 움직임과 기준재정수요액의 움직임이 반대로 가고 있는 것도 지방교부세제도를 규범적으로 평가할 때 감안해야 할 점이다. 물론 1999년부터 지난 10년간의 추이

가 반전되었기 때문에 향후 지방교부세의 지역간 배분 추이를 지켜 보면서 지방교부세에서 기준재정수요액이 갖는 의미를 평가해야겠지만, 앞으로도 기준재정수요액이 지방교부세제도에서 차지하는 영향력이 기준재정수입액보다 훨씬 더 크다는 점을 감안할 때 동 요소의 결정요인에 대한 면밀한 분석이 필요할 것이다.

기준재정수요액은 지방자치단체간 수평적 형평성에만 영향을 미치는 것이 아니라 중앙정부와 지방자치단체간 자원 분할에도 그 영향을 간접적으로 미치고 있다. 비록 지방교부세의 총액은 내국세의 15%로 정해져 있지만, 기준재정수요액의 증가는 기본적인 지방공공재의 공급비용이 증가하는 것을 의미한다. 이 비용이 중앙정부가 제공하는 다른 공공재의 비용에 비하여 빠르게 상승한다면, 기본적 지방공공재의 규모를 조정하지 않고 현재의 수준을 향후에도 지속적으로 공급할 필요성이 있는가를 검토해야 한다. 만약 현재의 수준을 유지할 필요가 있다면 지방세의 세율을 인상하든지, 아니면 국가가 제공하는 국가공공재를 줄이는 것을 전제로 한 국세와 지방세의 조정이 필요할 것이다. 따라서 국가와 지방간 자원 조정 및 세원 조정의 관점에서도 지방교부세제도를 운영할 때 기준재정수요액에 대한 평가가 향후 핵심사항이 될 것으로 보인다.

지방교부세의 평준화 계수를 통하여 생각해 볼 수 있는 기준재정수요액에 대한 세 번째 평가의 기준은 동 요인의 시계열적 안정성이다. 앞의 분석에서 지방교부세의 평준화 계수는 시계열적으로 큰 변동 폭을 보였는데, 이는 지방양여금의 평준화 계수가 상당히 안정적인 추세를 보인 것과 대조를 이룬다. 지방교부세의 평준화 계수가 이처럼 크게 변동하는 주된 이유는 기준재정수요액의 지역간 분포가 그만큼 크게 변화하였기 때문인데, 그 원인이 경제적 환경을 반영한 것일 수 있고, 아니면 국고보조금과 같이 기준재정수요액의 결정에 임의성이 내재되어 있기 때문일 수 있다. 특히 지방

교부세의 평준화 계수는 1999년부터 크게 증가하기 시작하였는데, 이는 지방교부세의 분포에 미치는 기준재정수요액의 영향력이 최근 들어 그만큼 줄어들었기 때문이다. 이러한 변화가 1998년과 1999년 사이 변화한 지방재정 환경을 반영하는 것인지, 아니면 기준재정수요액 결정의 임의성 때문인지도 향후 보다 더 정밀하게 검토되어야 할 지방재정의 정책 이슈가 될 것이다.

## VI. 결론

지방교부세의 형평화 효과는 평가 기준에 따라 다양하게 해석될 수 있다. 이러한 평가기준의 다양성으로 인하여 지금까지 연구된 많은 문헌들이 때로는 상충된 결론을 내리고 있다. 지방교부세의 형평화 효과와 관련하여 가장 첨예하게 논의되는 의문은 이 제도가 과연 지역간 격차를 해소하는가 아니면 오히려 확대하는가 하는 것인데, 다수의 연구들이 지방교부세제도로 인하여 지역간 격차가 오히려 커졌다는 연구결과를 발표하여 왔다. 따라서 본 보고서에서는 지방교부세의 제도적 특징, 현황, 지역간 격차를 측정하는 다양한 지표들의 특성, 그리고 기존 문헌에서 지방교부세의 형평화 효과를 평가할 때 암묵적 또는 명시적으로 채택한 준거의 틀들을 자세하게 검토하였다.

지방교부세의 형평화 효과를 측정할 수 있는 다양한 지표 및 기존 연구문헌의 검토와 함께 본 보고서에서는 지방교부세나 그 밖의 이전재원들이 지역간 격차에 미치는 효과를 평준화 계수의 분해(decomposition)를 통하여 평가하였는데, 이러한 방법은 이전재원이 갖는 중앙과 지방간 자원조정 및 지방자치단체간 수평적 자원조정의 효과를 분리하여 파악할 수 있는 장점을 지니고 있다고 사료된다.

지방교부세가 지역간 격차에 미치는 효과를 평가하는 평준화 계수는 持田信樹(1994)에 소개되어 있는데, 이 계수는 Pechman and Okner(1974)에서 소득세의 소득재분배 효과를 측정할 때 사용된

지표와 기본적으로 그 성격이 같다. 평준화 계수는 지니계수를 바탕으로 정의되기 때문에 지금까지 다양하게 제시되어 온 지니계수의 분해 방식을 평균화 계수에 적용할 경우 지방교부세가 지역간 격차에 미치는 효과를 요인별로 파악할 수 있다. 특히 Kakwani (1984) 및 Lerman and Yitzhaki(1995) 등에서 제시된 공분산 공식을 이용하여 평준화 계수를 분해할 경우 이러한 방식이 우리나라 지방재정조정제도의 골격을 이해하는 데 유용하게 사용될 수 있음을 본 보고서는 보이고 있다.

평준화 계수를 바탕으로 지방교부세 및 기타 이전재원의 재원조정 효과의 시계열적 추이를 평가하면, 지방자치단체의 종류에 따라 약간씩 차이는 있지만 지방교부세가 지역간 세입 격차를 완화시키는 효과는 지난 10년간 지속적으로 하락하였으며 1990년대 후반부터는 지방교부세가 지역간 세입 격차를 오히려 확대시켰다는 것을 확인할 수 있다. 그리고 평준화 계수의 분해를 통하여 이러한 변동이 발생하게 된 주된 원인을 파악해보면 지방세의 변화, 즉 기준재정수입액의 변화가 지방교부세의 지역간 배분에 미치는 효과는 미미한 반면 기준재정수요액이 미치는 효과는 결정적으로 크다는 점을 확인할 수 있다.

지방교부세의 지역간 분포의 변화는 기준재정수요액의 변화가 실질적으로 좌우한다는 사실은 다음과 같은 몇 가지 시사점을 제시한다. 첫째, 지방교부세가 지방자치단체의 재정력 균등화에 미치는 효과에만 국한하여 지방교부세제도의 형평화 효과를 파악한다면 당연히 지방교부세가 수평적 불형평성을 야기한다는 결론에 도달하게 되는데, 이러한 접근방법은 암묵적으로 지방교부세의 공식에서 기준재정수요액을 제외시키든지, 아니면 기준재정수요액의 반영 정도를 크게 낮추어야 한다는 규범적 준거의 틀을 전제로 한 것이다.

둘째, 만약 지방교부세제도에서 기준재정수요액이 갖는 의의를 인정한다면 지방교부세로 인하여 지역간 세입 격차가 오히려 확대 되었다고 하더라도 이것이 반드시 지방교부세로 인하여 수평적 불형평성이 야기되었음을 의미하지는 않는다. 이 경우 정책적으로 중요한 쟁점은 기준재정수요액이 동 변수의 본래 취지에 맞게 산정되었는가가 될 것으로 보인다. 즉 기준재정수요액의 의의를 심분 인정하더라도 필수적인 지방공공재의 비용이 정확하게 반영될 수 있도록 기준재정수요액이 산정되어야 하는데, 개인에 대한 조세정책 및 보조정책이 정확한 소득파악(means-test)의 결여와 비효율적 행정 집행 등으로 인하여 수평적 불형평성을 충분히 야기할 수 있는 것처럼 기준재정수요액의 부정확한 산정으로 인하여 지역간 불형평성이 야기될 수 있다는 점은 지방교부세제도를 운영하면서 중요하게 인식되어야 할 것이다.

셋째, 지방교부세제도에서 기준재정수요액이 차지하는 높은 영향력은 지방자치단체간 수평적 불형평성뿐만 아니라 중앙정부와 지방자치단체간 자원조정의 관점에서 중요한 시사점을 제공한다. 비록 지방교부세의 총액은 내국세의 15%로 정해져 있지만, 기준재정수요액의 증가는 기본적인 지방공공재의 공급비용이 증가하는 것을 의미하는데, 이 비용이 중앙정부가 제공하는 다른 공공재의 비용에 비하여 빠르게 상승한다면, 기본적인 지방공공재의 규모를 조정하지 않을 경우 지방세의 세율을 인상하든지, 아니면 국가가 제공하는 국가공공재를 줄이는 것을 전제로 한 국세와 지방세의 조정이 필요하다. 따라서 국가와 지방간 자원조정 및 세원조정의 관점에서 기준재정수요액의 적정 규모를 평가하는 것이 향후 지방교부세의 개편방안을 고려할 때 핵심적인 요소가 될 것으로 보인다.

지방교부세에서 기준재정수요액이 핵심적인 역할을 차지한다는

사실이 제시하는 네 번째 시사점은 동 요인의 시계열적 안정성이 기본적으로 요구된다는 점이다. 지방교부세의 평준화 계수는 시계열적으로 큰 변동 폭을 보였는데, 이는 지방양여금의 평준화 계수가 상당히 안정적인 추세를 보인 것과 대조를 이룬다. 지방교부세의 평준화 계수가 이처럼 크게 변동하는 주된 이유는 기준재정수요액이 그만큼 크게 변화하였기 때문인데, 그 원인이 경제적 환경을 반영한 것일 수 있고, 아니면 지방교부세의 기준재정수요액 산정에 임의성이 내재되어 있기 때문일 수 있다.

지방교부세로 인하여 지방정부의 재정력 순위가 바뀌는 것이 반드시 수평적 불형평성이 야기되었음을 의미하지는 않지만, 기준재정수요액으로 인하여 재정력 순위가 시계열적으로 자주 바뀌는 것은 암묵적으로 기준재정수요액이 수평적 불형평성을 야기하고 있을 가능성이 높음을 시사하는 것이다<sup>75)</sup>. 특히 지방교부세의 평준화 계수는 1999년부터 크게 증가하기 시작하였는데, 이러한 변화가 1998년과 1999년 사이 금융위기로부터 야기된 지방재정 환경의 변화를 반영하는 것인지, 아니면 기준재정수요액 결정의 임의성 때문인지도 향후 보다 더 정밀하게 검토되어야 할 지방재정의 정책 이슈가 될 것이다.

---

75) 재정정책으로 인하여 소득순위의 불안정성이 시계열적으로 발생할 경우 이는 수평적 불형평성을 의미할 수 있다는 주장은 Atkinson (1980)과 Plotnick(1981)에서 제시되었고, Lambert and Yitzhaki (1995)에서 보다 깊이 있게 논의되고 있다.

## 참고문헌

- 김근중, 「지역간 공평개념에 입각한 지방교부세의 형평화기능과 징세노력」, 『재정논집』, 8, 1993, pp. 105~134.
- 김정훈, 「지역소득 격차 연구」, 정책분석 99-04, 한국조세연구원, 1999.
- \_\_\_\_\_, 『지방교부세의 구조분석 및 개편방안』, 한국조세연구원, 1999.
- \_\_\_\_\_, 『국고보조금의 개편방안』, 한국조세연구원, 2000.
- 김태일, 「지방교부세의 수평적 재정형평화 효과 분석: 측정방법에 대한 논의를 중심으로」, 『한국행정학보』, 33, 1999, pp. 403~417.
- 박병희, 「지방재정조정제도의 균등화 및 역진화 효과 분석」, 『공공경제』, 1, 1996, pp. 88~107.
- 박완규, 「지방교부금 배분방식의 개선방안」, 『재정논집』, 5, 1990, pp. 219~233.
- \_\_\_\_\_, 「지방자치단체의 재정변수에 대한 실증분석」, 『재정논집』, 11, 1996, pp. 129~147.
- \_\_\_\_\_, 「지방교부세제도와 조정교부금제도의 조정률 비교연구」, 『재정논집』, 14, 1999, pp. 85~108.
- \_\_\_\_\_, 「경제구조조정기의 지방재정조정제도의 개편」, 이계식 외 (편), 『지방재정개혁론』, 박영사, 1998.

- \_\_\_\_\_. 이종철, 「우리나라 지방재정 불균등의 실태와 원인분석」, 『재정논집』, 16, 2001, pp. 209~227.
- 박정수, 「지방교부세의 형평화 및 재분배 효과분석」, 『재정금융연구』, 4, 1997, pp. 25~52.
- 서정섭, 『도시자치단체의 재정격차 결정요인분석과 개선방안』, 한국지방행정연구원, 1997.
- 윤석완, 「지방자치단체의 재정력과 인구규모관계에 대한 연구」, 『재정논집』, 14, 1999, pp. 199~217.
- 원윤희, 「보통교부세 배분에 있어서의 조정률 결정에 관한 연구」, 『재정논집』, 15, 2000.
- 이계식·박종구·오연천, 『지역발전과 지방재정』, 한국개발연구원, 1990.
- 이 효, 『국가와 지방자치단체간의 자원배분에 관한 연구』, 한국지방행정연구원, 1997.
- 持田信樹, 「財政調整制度の仕組みと機能」, 佐藤 進・林 健久 編, 『地方財政讀本』, 東洋經濟新報社, 1994.
- Atkinson, A., "Horizontal Equity and the Distribution of the Tax Burden," in: H. Aaron and M. Boskin, eds, *The Economics of Taxation*, Washington DC: Brookings Institution, 1980.
- Bergstrom, T. and R. Goodman, "Private Demands for Public Goods," *American Economic Review* 63, 1973, pp. 280~296.
- Creely, J., *Fiscal Policy and Social Welfare*, Cheltenham:

- Edward Elgar, 1996.
- Jenkins, S., "Calculating Income Distribution Indices from Micro-data," *National Tax Journal* 41, 1988, pp. 139~142.
- Jenkins, S. and P. Lambert, "Horizontal Inequity Measurement: A Basic Reassessment," edited by J. Silber, *Handbook of Income Inequality Measurement*, Boston: Kluwer Academic Publishers, 1999.
- Kakwani, N., *Income Inequality and Poverty: Methods of Estimation and Policy Applications*, Oxford University Press, 1980.
- Kakwani, N., "On the Measurement of Tax Progressivity and Redistributive Effect of Taxes with Applications to Horizontal and Vertical Equity," *Advances in Econometrics* 3, 1984, pp. 149~168.
- Kiefer, D., "Distributional Tax Progressivity Indexes," *National Tax Journal* 37, 1984, pp. 497~513.
- Kim, J., "A Comparative Study of Intergovernmental Transfer System in Korea, Japan and the United Kingdom," in *Current and Reform Issues in Public Finance for Korea and Japan*, The Korea-Japan Symposium Public Finance, 2000.
- Lambert, P. and S. Yitzhaki, "Equity, Equality, and Welfare," *European Economic Review* 39, 1995, pp. 674~682.

- Lerman, R. and S. Yitzhaki, "Changing Ranks and the Inequality Impacts of Taxes and Transfers," *National Tax Journal* 48, 1995, pp. 45~59.
- \_\_\_\_\_ and \_\_\_\_\_, "A Note on the Calculation and Interpretation of the Gini index," *Economics Letters* 15, 1984, pp. 363~368.
- Musgrave, R. and T. Thin, "Income Tax Progression: 1929-48," *Journal of Political Economy* 56, 1948, pp. 498~514.
- Pechman, J. and B. Okner, *Who Bears the Tax Burden?*, Washington: The Brookings Institution, 1974.
- Plotnick, R., "A Measure of Horizontal Inequity," *Review of Economics and Statistics* 63, 1981, pp. 283~288.
- Pyatt, G., C. Chen and J. Fei, "The Distribution of Income by Factor Components," *Quarterly Journal of Economics* 95, 1980, pp. 451~473.
- Sen, A., *On Economic Inequality*, London: Oxford University Press, 1973.
- Shah, "A Fiscal Need Approach to Equalization," *Canadian Public Policy* 22, 1996, pp. 99~115.
- Shankar, R. and A. Shah, "Bridging the Economic Divide within Nations: A Scorecard on the Performance of Regional Policies in Reducing Regional Income Disparities," Working Paper, Brazilian Development Bank, 2000.
- Silver, J., "Factor Components, Population Subgroups and the

Computation of the Gini Index of Inequality,” *Review of Economics and Statistics* 71, 1989, pp. 107~115.

\_\_\_\_\_, “Income Distribution, Tax Structure, and the Measurement of Tax Progressivity,” *Public Finance Quarterly* 22, 1994, pp. 86~102.

Stiglitz, J., *Economics*, New York: Norton & Company, 1993.

Wildasin, D., *Urban Public Finance*, New York: Harwood Academic Publishers, 1986.

&lt;부표 1&gt; 광역자치단체의 지방재정 데이터(지방세)

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
서울	2,540,753	2,907,143	3,259,783	3,849,975	4,339,477	4,890,596	5,332,575	4,944,434	5,566,120	6,204,198
부산	688,096	819,874	953,140	1,071,900	1,214,752	1,423,581	1,407,263	1,310,666	1,383,722	1,431,715
대구	408,667	484,873	578,199	723,620	814,937	925,755	895,671	825,578	869,229	931,264
인천	408,686	475,758	547,762	617,049	767,113	852,739	953,300	867,296	888,640	1,015,241
광주	191,701	237,356	259,406	322,050	368,391	413,812	476,171	445,580	435,397	484,269
대전	231,246	273,536	351,499	410,747	443,898	469,597	488,283	443,743	507,336	555,673
경기	1,293,472	1,572,193	2,060,568	2,608,438	3,152,186	3,561,393	3,801,646	3,520,308	3,917,932	4,331,141
강원	215,274	257,006	276,471	341,101	401,597	455,980	500,236	469,462	470,654	498,120
충북	197,811	231,560	275,170	316,781	392,668	452,698	451,421	415,483	452,820	474,337
충남	232,675	267,187	312,369	384,713	466,587	553,161	586,642	550,901	576,775	633,788
전북	238,597	275,798	317,940	360,933	455,512	480,275	517,613	509,453	509,389	530,669
전남	240,165	286,557	306,830	345,683	411,100	502,836	506,554	479,463	513,022	562,045
경북	407,807	475,797	538,626	657,724	723,592	845,786	864,496	804,323	859,062	948,694
경남	660,688	787,918	867,134	1,074,677	1,195,509	1,387,076	1,520,184	1,360,651	1,407,294	1,525,362
제주	89,637	109,650	120,884	142,368	169,594	179,442	195,673	200,949	211,125	234,895

자료: 행정자치부, 「지방재정연감」, 각 연도.

&lt;부표 2&gt; 광역자치단체의 지방재정 데이터(지방교부세)

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
서울	0	1,205	750	30	1,800	1,097	2,786	2,995	80,948	9,493
부산	26,193	15,914	22,836	26,778	31,860	49,259	57,099	57,224	89,712	66,072
대구	25,586	23,021	20,140	19,956	39,499	36,917	43,635	38,141	51,148	50,830
인천	9,156	7,683	8,855	8,072	58,103	71,758	74,317	84,655	94,768	92,332
광주	47,343	49,199	68,536	67,232	82,891	81,700	85,823	86,147	92,864	100,258
대전	31,525	30,068	30,224	31,852	25,098	27,757	35,692	37,601	47,122	46,290
경기	316,643	319,630	358,067	378,655	382,113	410,535	424,155	436,595	440,170	532,920
강원	418,173	445,131	510,524	550,695	657,843	787,323	868,763	847,333	795,485	986,292
충북	256,091	291,892	324,630	395,485	448,143	482,683	525,003	616,571	513,054	603,939
충남	363,243	422,389	472,171	515,691	602,008	709,827	764,667	772,866	687,265	852,503
전북	378,919	433,473	492,783	559,420	643,973	743,153	793,124	823,076	777,671	944,656
전남	532,719	619,479	702,408	778,714	903,425	1,046,960	1,130,428	1,189,837	1,097,158	1,349,348
경북	551,337	660,300	724,966	799,323	922,489	1,065,712	1,120,692	1,183,546	1,083,889	1,323,464
경남	393,285	485,783	539,814	587,371	707,255	827,302	889,295	949,968	890,445	1,057,631
제주	102,189	119,957	135,709	140,705	164,826	181,838	199,112	204,747	177,016	228,926

자료: 행정자치부, 「지방재정연감」, 각 연도.

&lt;부표 3&gt; 광역자치단체의 지방재정 데이터(지방양여금)

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
서울	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
부산	39,508	53,414	0	49,603	57,558	74,691	106,093	91,175	91,482	88,449
대구	23,432	35,341	39,083	36,430	46,321	68,106	68,129	72,641	63,247	89,715
인천	16,956	26,307	28,731	30,869	33,130	47,331	53,755	54,178	55,537	68,830
광주	18,064	0	34,557	32,902	39,849	50,056	48,961	44,772	45,286	48,568
대전	13,445	25,667	26,993	23,575	30,882	44,735	52,327	51,697	47,499	48,845
경기	45,655	189,239	191,504	212,370	213,739	292,773	335,910	326,974	340,103	468,044
강원	48,077	103,072	133,360	164,082	188,501	259,072	280,211	279,308	264,628	370,391
충북	36,167	82,755	99,749	111,702	129,984	182,480	200,592	196,052	181,305	245,874
충남	53,806	106,280	132,508	159,398	160,340	208,347	234,054	247,399	251,430	338,750
전북	41,522	118,429	126,572	173,756	183,265	264,575	260,531	271,218	285,500	341,780
전남	65,481	136,166	130,535	219,126	236,785	333,980	376,697	373,391	365,205	461,734
경북	78,292	164,767	192,823	245,176	267,662	359,641	401,850	387,864	391,136	514,248
경남	60,932	154,855	188,413	206,656	236,938	330,120	379,731	402,230	432,468	520,171
제주	15,694	34,310	35,997	40,511	45,170	58,513	77,520	80,650	91,313	108,049

자료: 행정자치부, 「지방재정연감」, 각 연도.

&lt;부표 4&gt; 광역자치단체의 지방재정 데이터(국고보조금)

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
서울	37,673	73,419	68,357	81,419	106,609	160,382	149,434	313,242	698,561	566,711
부산	123,294	110,246	109,127	172,296	135,344	167,748	226,079	446,144	699,649	594,439
대구	94,170	105,364	62,787	54,392	85,735	97,315	130,765	251,671	407,810	367,393
인천	24,895	24,496	37,049	35,294	101,123	124,917	156,971	343,241	427,048	423,941
광주	54,464	54,863	72,807	86,141	76,242	95,074	117,052	166,234	273,526	283,721
대전	31,958	30,442	34,578	39,989	69,307	83,620	84,385	179,935	197,425	208,416
경기	409,218	239,946	332,157	376,117	467,144	730,233	634,718	1,305,457	2,160,984	1,982,509
강원	222,195	159,912	228,349	281,994	490,058	869,013	708,479	824,334	1,316,349	929,997
충북	167,338	106,392	144,246	193,480	263,467	319,301	450,973	587,528	600,760	560,976
충남	246,377	219,306	276,287	350,646	946,722	653,974	809,632	983,497	1,028,892	1,004,445
전북	260,553	232,630	306,914	429,375	648,826	727,127	810,903	875,107	954,860	1,092,005
전남	382,075	320,513	451,241	569,033	843,144	973,548	1,241,324	1,386,476	1,584,298	1,819,142
경북	368,037	233,033	421,032	553,317	636,366	706,845	885,875	1,610,182	1,386,094	1,363,425
경남	368,606	275,451	397,733	494,286	657,099	685,500	748,264	1,119,567	1,346,505	1,589,921
제주	43,109	38,989	48,190	68,770	130,246	202,413	254,683	233,953	371,562	409,034

자료: 행정자치부, 「지방재정연감」, 각 연도.

<부록 5> 식 (6)의 도출

$$\begin{aligned}
 G &= 1 - 2 \sum_{i=1} \{ (F^i - F^{i-1})F_1^i - \frac{1}{2}(F^i - F^{i-1})(F_1^i - F_1^{i-1}) \} \\
 &= 1 - \sum_{i=1} \{ (F^i - F^{i-1})F_1^i + (F^i - F^{i-1})F_1^{i-1} \} \\
 &= \sum_{i=1} F^{i-1}F_1^i - \sum_{i=1} F^i F_1^{i-1} + (1 - \sum_{i=1} F^i F_1^i + \sum_{i=1} F^{i-1} F_1^{i-1}) \\
 &= \sum_{i=2} F^{i-1}F_1^i - \sum_{i=2} F^i F_1^{i-1}
 \end{aligned}$$

<부록 6> 식 (9)의 도출

$$\begin{aligned}
 G &= \frac{\sum_{i=1} \sum_{j=1} |x_i - x_j|}{2K^2\mu} \\
 &= \frac{\sum \sum_{i < j} (x_j - x_i)}{K^2\mu} = \frac{\sum_{i=1} (i-1)x_i - \sum_{i=1} (K-i)x_i}{K^2\mu} \\
 &= \frac{\sum_{i=1} (2i - K - 1)x_i}{K^2\mu}
 \end{aligned}$$

또한  $2i - K - 1 = (K+1) - 2(K+1-i)$ 이므로

$$\begin{aligned}
 G &= \frac{(K+1)K\mu}{K^2\mu} - \frac{2}{K^2\mu} \sum_{i=1} (K+1-i)x_i \\
 &= 1 + \frac{1}{K} - (Kx_1 + (K-1)x_2 + \dots + x_K)
 \end{aligned}$$

<부록 7> 식 (9)와 식 (10)의 동등성

$$G = \frac{\sum_{i=1}^K (2i - K - 1)x_i}{K^2\mu} = \frac{2 \sum_{i=1}^K (i - \frac{K+1}{2})x_i}{K^2\mu}.$$

그런데, 순위를  $r(1, 2, 3, \dots, K)$ 로 표현하면  $r$ 과  $i$ 는 같고,  $(K+1)/2$ 는  $r$ 의 평균  $\bar{r}$ 이므로, 위의 식은 다음과 같이 변형된다.

$$G = \frac{2 \sum_{i=1}^K (r - \bar{r})x_i}{K^2\mu}.$$

( $\sum_{i=1}^K (r - \bar{r})x_i / K$ )는  $x$ 와  $r$ 간의 공분산  $Cov(x, r)$ 이고 순위의 누적백분을  $F$ 는 ( $r/K$ )이므로, 지니계수는 다음과 같이 표현된다.

$$G = \frac{2 Cov(x, r)}{K\mu} = \frac{2 Cov(x, F)}{\mu}.$$

<부록 8> 식 (7)과 식(10)의 동등성

집중곡선 아래의 면적을  $\Delta$ 라 할 때 집중계수  $G$ 는  $(1 - 2\Delta)$ 로 정의된다.

$$\Delta = \sum_{i=1}^K p_i \left( \sum_{j=1}^i w_j \right) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^K w_i p_i$$

로 표현할 수 있는데, 만약 각 계층의 인구비중이 같다면  $p_i$ 는  $1/K$ 이다. 따라서

$$\begin{aligned} \Delta &= \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K \left( \sum_{j=1}^i w_j \right) - \frac{1}{2K} = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K (K-i+1)w_i - \frac{1}{2K} \\ &= \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K \left( -i + \frac{K+1}{2} \right) w_i + \frac{K+1}{2K} - \frac{1}{2K} \end{aligned}$$

순위를  $r$ 로 표현하면  $r$ 과  $i$ 는 같고,  $(K+1)/2$ 는  $r$ 의 평균  $\bar{r}$ 이므로, 위의 식은 다음과 같이 변형된다.

$$\Delta = -\text{Cov}(w, r) + \frac{K+1}{2K} - \frac{1}{2K}.$$

$w_i = (x_i / \sum_{i=1}^K x_i) = (x_i / K\mu)$ 이므로 순위의 백분율을  $F$ 로 표시할 경우

$$\begin{aligned} G &= 1 - 2\Delta \\ &= 1 + 2\text{Cov}(w, r) - \frac{K+1}{K} + \frac{1}{K} \\ &= \frac{2}{K\mu} \text{Cov}(x, r) = \frac{2}{\mu} \text{Cov}(x, F) \end{aligned}$$

<부록 9>  $K = 3$ 일 때 식 (6)과 식(13)의 동등성

$K$ 가 3이면 식 (13)은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} e'Gs &= (f^A, f^B, f^C) \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 \\ -1 & 0 & 1 \\ -1 & -1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} f_1^A \\ f_1^B \\ f_1^C \end{pmatrix} \\ &= -f_1^A(f^B + f^C) - f_1^B(f^C - f^A) + f_1^C(f^A + f^B) \end{aligned}$$

그런데,  $(f^A + f^B + f^C) = (f_1^A + f_1^B + f_1^C) = 1$ 이므로 식 (6)으로부터  $K = 3$ 인 경우의 지니계수는 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned}
 G &= (F^1 F_1^2 + F^2) - (F^2 F_1^1 + F_1^2) \\
 &= (f_1^A + f_1^B) f^A + (f_1^A + f_1^B + f_1^C)(f^A + f^B) - \{(f^A + f^B) f_1^A + (f^A + f^B + f^C)(f_1^A + f_1^B)\} \\
 &= -f_1^A(f^B + f^C) - f_1^B(f^C - f^A) + f_1^C(f^A + f^B).
 \end{aligned}$$

위의 두 식으로부터 식 (6)과 식 (13)이 같음을 확인할 수 있다.

< 국문요약 >

## 지방교부세의 형평화 효과 분석

김정훈

본 보고서에서는 지방교부세의 제도적 특징, 현황, 지역간 격차를 측정하는 다양한 지표들의 특성, 그리고 기존 문헌에서 지방교부세의 형평화 효과를 평가할 때 암묵적 또는 명시적으로 채택한 준거의 틀들을 자세하게 검토하였고 특히 지방교부세가 지역간 격차에 미치는 효과를 평준화 계수의 분해를 통하여 평가하였다.

평준화 계수를 바탕으로 지방교부세 및 기타 이전재원의 재원조정 효과의 시계열적 추이를 평가하면, 지방자치단체의 종류에 따라 약간씩 차이는 있지만 지방교부세가 지역간 세입 격차를 완화시키는 효과는 지난 10년간 지속적으로 하락하였으며 1990년대 후반부터는 지방교부세가 지역간 세입 격차를 오히려 확대시켰다는 것을 확인할 수 있다. 그리고 평준화 계수의 분해를 통하여 이러한 변동이 발생한 주된 원인을 파악해보면 지방세의 변화, 즉 기준재정수입액의 변화가 지방교부세의 지역간 배분에 미치는 효과는 미미한 반면 기준재정수요액이 미치는 효과는 결정적으로 크다는 점을 확인할 수 있다.

지방교부세의 지역간 분포의 변화는 기준재정수요액의 변화가 사실상 좌우한다는 사실은 다음과 같은 몇 가지 시사점을 제시한

다. 첫째, 지방교부세가 지방정부의 재정력 균등화에 미치는 효과에만 국한하여 지방교부세제도의 형평화 효과를 파악한다면 당연히 지방교부세가 수평적 불형평성을 야기한다는 결론에 도달하게 되는데, 이러한 접근방법은 암묵적으로 지방교부세의 공식에서 기준재정수요액을 제외시키든지, 아니면 기준재정수요액의 반영 정도를 크게 낮추어야 한다는 규범적 준거의 틀을 전제로 한 것이다.

둘째, 만약 지방교부세제도에서 기준재정수요액이 갖는 의의를 인정한다면 지방교부세로 인하여 지역간 세입격차가 오히려 확대되었다고 하더라도 이것이 반드시 지방교부세로 인하여 수평적 불형평성이 야기되었음을 의미하지는 않는다. 이 경우 정책적으로 중요한 쟁점은 기준재정수요액이 동 변수의 본래 취지에 맞게 산정되었는가가 될 것으로 보인다. 즉 기준재정수요액의 의의를 심분 인정하더라도 필수적인 지방공공재를 공급할 때 지방정부가 필요로 하는 비용을 정확하게 반영할 수 있도록 기준재정수요액이 산정되어야 하는데, 개인에 대한 조세정책 및 보조정책이 소득과약 (means-test)의 결여와 비효율적 행정 집행 등으로 인하여 수평적 불형평성을 충분히 야기할 수 있는 것처럼 기준재정수요액의 부정확한 산정으로 인하여 지역간 불형평성이 야기될 수 있다는 점은 지방교부세제도를 운영하면서 중요하게 인지되어야 할 것이다.

셋째, 지방교부세제도에서 기준재정수요액이 차지하는 높은 비중은 지방정부간 수평적 불형평성뿐만 아니라 중앙정부와 지방정부간 자원조정의 관점에서도 중요한 시사점을 제공한다. 비록 지방교부세의 총액은 내국세의 15%로 정해져 있지만, 기준재정수요액의 증가는 기본적인 지방공공재의 공급비용이 증가하는 것을 의미하는데, 이 비용이 중앙정부가 제공하는 다른 공공재의 비용에 비하여 빠르게 상승한다면, 기본적 지방공공재의 규모를 조정하지 않을 경우 지방세의 세율을 인상하든지, 아니면 국가가 제공하는 국

가공공재를 줄이는 것을 전제로 한 국세와 지방세의 조정이 필요하다. 따라서 국가와 지방간 자원조정 및 세원조정의 관점에서 기준재정수요액의 적정 규모를 평가하는 것이 향후 지방교부세의 개편방안을 고려할 때 핵심적인 요소가 될 것으로 보인다.

지방교부세에서 기준재정수요액이 핵심적인 역할을 차지한다는 사실이 제시하는 네 번째 시사점은 동 요인의 시계열적 안정성이 기본적으로 요구된다는 점이다. 지방교부세의 평준화 계수는 시계열적으로 큰 변동 폭을 보였는데, 이는 지방양여금의 평준화 계수가 상당히 안정적인 추세를 보인 것과 대조를 이룬다. 지방교부세의 평준화 계수가 이처럼 크게 변동하는 주된 이유는 기준재정수요액이 그만큼 크게 변화하였기 때문인데, 그 원인이 경제적 환경을 반영한 것일 수 있고, 아니면 지방교부세의 기준재정수요액 산정에 임의성이 내재되어 있기 때문일 수 있다. 특히 지방교부세의 평준화 계수는 1999년부터 크게 증가하였는데, 이러한 변화가 1998년과 1999년 사이 금융위기로부터 야기된 지방재정 환경의 변화를 반영하는 것인지, 아니면 기준재정수요액 결정의 임의성 때문이지도 향후 보다 더 정밀하게 검토되어야 할 지방재정의 정책 이슈가 될 것이다.

< abstract >

## The Equalization Effect of Local Allocation Tax

Junghun Kim

The local allocation tax is the most important intergovernmental general grants in Korea in terms of its effect on regional equalization. However, many of the past research on the equalization effect of the local allocation tax have found that it has widened the disparity of fiscal capacities of local governments rather than narrowing it. These findings are puzzling and requires further scrutiny since they imply that an intergovernmental grants as important as the local allocation tax is malfunctioning.

Since the local allocation tax is based upon “fiscal cap” which is defined to be the difference between “basic needs” and “basic fiscal capacity”, the reason why the local allocation tax widens the disparity of fiscal capacities of local governments must be the role “basic needs” play in determining the amount of the local allocation tax. This fact can be easily reasoned since the local allocation tax is calculated based upon a well-defined formula. And yet most of the past research curiously excluded the role “basic needs” plays in the determination of the local

allocation tax when investigating its equalization effect.

This report decomposes a Gini-based index which measures the equalization effect of the local allocation tax and shows that the component of the “basic needs” plays a dominant role in explaining the time-series changes of the equalization effects of the local allocation tax. Since the decomposition allows us to better understand the nature of the “basic needs”, it will provide important information in modifying the local allocation tax so that its effect is more consistent with its purpose.

A main policy implication this report has is the following. The fluctuation of the distribution of the local allocation tax is mainly caused by the fluctuation of the distribution of “basic needs”. While the reason why the distribution of the “basic needs” is unstable needs to be further investigated in detail, it can be argued that there is a *prima facie* reason for the distribution of the “basic needs” to be stable since it is the cost of providing necessary local public goods. If we can find the reason why the distribution of the “basic needs” is unstable in more detail, it is hoped that the vertical and the horizontal allocation effect of the local equalization tax will be improved.

<著者略歷>

金正勳

高麗人學校 經濟學科 卒業  
美國 Indiana大 經濟學 博士  
韓國地方行政研究院 責任研究員  
現, 韓國租稅研究院 研究委員

研究報告書 01-09

지방교부세의 형평화 효과에 관한 연구

---

2001年 12月 29日 印刷  
2001年 12月 31日 發行

著 者 金正勳  
發行人 宋大熙  
發行處 韓國租稅研究院  
          [1318]-[7171] 서울特別市 松坡區 可樂洞 79-6  
          電話 : 2186-2114(代), 팩시밀리 : 2186-2179

登 錄 1993年 7月 15日 第21-466號

組版 및 印刷 柳林印刷文化社

© 韓國租稅研究院 2001                   ISBN 89-8191-205-X

---

\* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.                   값 6,000원