

KDI 政策研究

제26권 제2호(통권 제94호)

**지방교부세의 재정형평화에
대한 연구**

김 용 성

(한국개발연구원 부연구위원)

A Study on the Fiscal Equity of Local Share
Tax System in Korea

Yong-seong Kim

(Associate Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 『2003년 국가예산과 정책목표』에 발표된 필자의 『지방교부세 현황과 개선방안』을 데이터 보완작업과 함께 핵심부분 분석의 심화를 통하여 더욱 발전시킨 것이다. 본 논문의 집필과정에서 자료준비와 편집에 도움을 준 김종희 연구원과 강유미 씨에게 깊은 감사를 드리며 남아 있는 모든 오류는 전적으로 필자에게 있음을 밝힌다.

- **핵심주제어:** 지방교부세, 재정형평화
- **JEL 코드:** C21, D63, H24

ABSTRACT

The success of fiscal decentralization depends on an effective intergovernmental transfer system. This paper focuses on the Local Share Tax(LST), the primary intergovernmental fiscal transfer in Korea. The LST, by law, aims to mitigate horizontal fiscal imbalance among the local governments. As an attempt to test the fiscal equity of the LST empirically, net fiscal benefits of each county are calculated based on a simple model. While the LST contributes to horizontal fiscal measured traditional inequality indices, a geographical pattern of net fiscal benefits is observed. From these findings, the role of LST on fiscal equity needs to be carefully re-examined.

성공적인 재정분권은 합리적인 세원배분과 함께 효율적인 재정지원제도에 의해 결정된다고 해도 과언이 아니다. 본 연구는 우리나라의 지방재정지원제도 중 교부금을 중심으로 그 현황과 개선방안을 살펴보았다. 현행 교부세법에 의하면 지방교부세는 지역 간 재정격차 완화를 목적으로 하고 있다. 교부세의 형평화 기능을 살펴보기 위해 각 군(郡)의 순재정편익(net fiscal benefits)을 계산하고 이를 기초로 형평화의 정도를 측정하였다. 연구결과에 따르면, 전통적인 방법으로 측정된 순재정편익의 불평등도는 매우 낮은 것으로 나타났다. 그러나 지리적 분포를 면밀히 살펴본 결과 순재정편익의 많고 적음에 따라 일정한 지리적 패턴을 보였다. 이러한 사실에 비추어 현행 교부세제도의 재정격차 완화기능을 재검토해 볼 필요가 있다.

1. 서론

1990년대 초 지방분권화 또는 지방자치제도가 본격적으로 도입되기 전 지방자치단체의 역할과 기능은 매우 제한적이었다. 많은 경우에 있어서, 중요한 지방재정사업이나 프로그램은 중앙정부의 기획과 검토를 거쳤으며, 각 진행단계와 성과에 있어 중앙정부의 관리·통제를 받았다. 그러나 공공경제학의 측면에서 볼 때, 주민의 자율적 의사결정이 아닌 중앙정부에 의해 지방공공서비스가 공급될 경우 지방주민의 선호도를 밀접하게 반영하는 데 한계를 지닌다.

우리나라의 중앙과 지방 간 재정관계는 1988년의 지방자치법의 개정과 1991년 지방의회의 구성, 그리고 1995년 민선자치단체장의 선출과 더불어 급격한 변화를 맞이하게 되었다. 우선 선거에 의해 출범한 지방자치단체의 공공재서비스는 중앙정부 중심의 행정에서 수요자인 지방주민의 선호 중심으로 전환하였다. 또한 248개에 이르는 지방자치단체의 지역특성에 따른 다양한 지방주민의 다양한 욕구가 분출되었다. 이러한 지방분권화의 과정은 경제학적 측면에서 공공서비스 공급자와 수요자의 거리를 좁힘으로써 보다 충실한 시장의 원리에 따른 자원배분의 효율성을 기할 수 있는 긍정적인 면을 가지고 있다. 그러나 재정책임성이 미흡한 가운데 지방행정수요가 급격히 팽창함으로써 발생한 지방재정규율의 이완은 부정적 평가도 받고 있는 것이 사실이다. 진정한 지방재정의 분권은 자율성과 책임성이 균형적으로 확대되어 가는 과정을 통하여 달성이 가능하다.

본 연구는 우리나라의 재정지원제도 가운데 가장 중요한 역할을 하는 지방교부세제도에 대해 살펴보았다. 현행 우리나라의 지방교부세는 지역 간 재정수요 차이와 재정력의 격차를 동시에 고려하는 포괄적 형태로 일정한 공식에 따라 산정 배분되고 있으며 지방 간 재정격차 완화를 목표로 하고 있다. 본 연구는 지방교부세제도의 재정형평화 기능을 분석하였다. 구체적으로 지방교부세제도하에서 각 지역의 순재정편익(net fiscal benefits)을 계산하고 이들의 분포를 살펴봄으로써 교부세의 재

정형평화를 평가하는 방법을 제시하고 있다.

본 연구에서는 지방재정에 대한 횡단면 데이터뿐만 아니라 시계열 데이터를 동시에 사용하는 패널분석을 하였으며 재정형평성을 평가하는 데 있어 전통적인 방법과 아울러 순재정편익의 지리적 분포를 적극적으로 고려하는 방법을 채택하였다.

본 연구의 결론을 간략히 소개하면 다음과 같다. 각 군(郡)의 순재정편익(net fiscal benefits)을 이용하여 전통적인 방법에 따라 측정된 순재정편익의 불평등도는 매우 낮은 것으로 나타났다. 그러나 지리적 분포를 면밀히 살펴본 결과 순재정편익의 많고 적음에 따라 일정한 지리적 패턴을 보였다. 이러한 사실은 현행 교부세의 재정격차 완화기능을 재검토해 볼 필요가 있음을 시사하는 것으로 해석된다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 우리나라 교부세제도가 채택하고 있는 재정격차 형평화(closing the fiscal gap)에 관한 보조금 이론을 간략히 소개하였다. 제III장에서는 우리나라의 지방재정과 교부세의 역사적·법적 배경과 추이, 그리고 현황에 대하여 간략히 소개하였다. 제IV장은 두 부분으로 구성되어 있다. 우선 순재정편익(net fiscal benefit)의 계산을 위한 단순한 모형을 제시하고 이러한 모형에 따라 횡단면과 시계열을 동시에 고려하는 패널 데이터 기법을 이용하여 각 군(郡)의 순재정편익을 계산하였다. 추정된 순재정편익을 바탕으로 전통적인 불평등도를 측정하는 방법과 지리정보학적 측면을 통한 분석을 통하여 보다 종합적인 시각에서 교부세제도의 재정형평화 기능을 평가하였다. 제V장은 본고의 결론으로 연구의 내용과 한계점 및 정책적 제언을 서술하였다.

II. 보조금의 이론과 지방교부세제도

1. 재정격차 형평화 보조금 이론

보조금은 종류에 따라 수입 측면의 형평화를 추구하는 재정수입 형평화 보조금(fiscal revenue equalization grant)과 지출 측면의 형평화를 중

시하는 재정수요 형평화 보조금(fiscal needs equalization grant), 그리고 수입과 지출의 차이를 모두 고려하는 재정격차 형평화 보조금(equalizing grants to close fiscal gap)으로 나누어진다.¹⁾ 본 연구에서는 우리나라 교부세 산정의 기초가 되는 재정격차 형평화 보조금의 이론을 살펴보고자 한다.

재정격차 형평화 보조금은 재정수입 형평화 보조금과 재정수요 형평화 보조금의 특징을 결합한 보조금의 형태이다. 재정수입 또는 재정수요 형평화 보조금이 재정력이나 지출 측면만을 고려하여 결정되는 것과는 달리, 재정격차 형평화 보조금은 재정수요와 재정지출의 차이로 정의되는 재정의 부족분(fiscal gap)에 의해 결정된다. 기본적인 공공서비스 제공을 위해 필요한 자원, 즉 기준재정수요(standard fiscal needs)를 N 이라 하고, 재정수입을 R 이라 할 때, 가장 간단한 형태의 재정격차 형평화 보조금은 $N - R$ 에 따라 결정된다. 기준재정수요가 재정수입을 초과할 경우 그 부족분에 따라 재정격차 형평화 보조금이 배분된다. 그러나 재정수입이 기준재정수요를 초과할 경우에는 재정격차가 발생하지 않게 되어 재정격차 형평화 보조금이 지급되지 않는다.

대다수의 재정격차 형평화 보조금은 실제 지방세율이 아닌 표준세율을 세원에 적용한 재정수입을 사용하고 있다. 보통 표준세율은 지방세율의 평균세율로 이해되는데, 지방세율이 표준세율보다 높은 지방자치단체의 경우 보조금 결정에 있어 재정수입을 실제보다 작게 산입함으로써 보조금 산정에서 발생하는 불이익을 방지하고 있다. 표준세율을 적용한 재정수입의 일정부분(기준세율)만을 기준재정수입으로 확정하는데, 가령 기준세율이 $\alpha\%$ (<100)일 경우 자체 수입의 증가에 따른 보조금 감소분을 작게 유지하여 지방자치단체의 재정수입 증대의욕을 유인하고 있다. 세원을 B , 표준세율을 t , 기준세율을 α 라 하면 보조금 산정시 사용되는 기준재정수입(sr_i)은 아래의 식으로 결정된다.

$$sr_i = \alpha \times (t \times B_i) = \alpha \times R_i \quad (1)$$

1) 각 보조금에 대한 자세한 이론은 Bennet(1982), Shah(1994), 그리고 김정훈(2000a)을 참조할 수 있다.

기준재정수요가 N_i 이고 기준재정수입이 sr_i 인 지방자치단체의 재정격차는 $s_i = N_i - \alpha R_i$ 로 결정되며 모든 지방자치단체의 재정격차를 해소하기 위해 필요한 보조금 총액은 $D = \sum_i (N_i - \alpha R_i)$ 가 된다. 그러나 재정격차 형평화 보조금을 위한 가용재원이 반드시 이와 일치하는 것은 아니며 실제 배분에 있어서는 가용액과 보조금 총액을 일치시키는 조정이 일어나게 된다. 가용액(S)과 재정격차 해소를 위해 필요한 보조금 총액 D , 그리고 S 와 D 를 일치시키는 조정률 β 간에는 아래의 식이 성립한다.

$$S = \beta D \quad \text{또는} \quad \beta = S/D \quad (2)$$

이때 각 지방자치단체의 최종적인 보조금은 아래와 같이 결정된다.

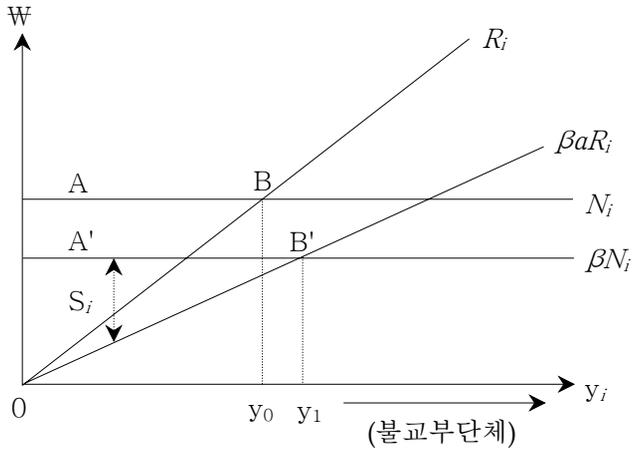
$$s_i = \beta(N_i - \alpha R_i) = \beta N_i - \beta \alpha R_i \quad (3)$$

[그림 1]은 보조금의 결정과정을 그림으로 보여주고 있다. x축은 지방자치단체의 1인당 세원을 나타내고, y축은 1인당 기준재정수요 및 기준재정수입을 나타낸다. 기본적인 공공서비스 제공에 필요한 기준재정수요액(N)은 세원과 상관없이 결정된다는 가정에 따라 가로축에 평행하게 그려져 있다. 사선 R 은 재정수입을 나타내며 그 기울기는 세원과 세율의 비례적 관계를 나타내는 세율(tax rate)이 된다.

세율이 y_0 보다 작은 지방자치단체의 경우 재정수입(R_i)이 기준재정수요(N_i)에 미치지 못하므로 이때 보조금은 식 (3)에서와 같이 βN_i 와 $\beta \alpha R_i$ 의 차이인 s_i 로 결정된다. 세율이 y_0 와 y_1 사이에 위치한 지방자치단체의 경우 재정수입(R_i)이 기준재정수요(N)를 초과하고 있음에도 불구하고 $s_i = \beta N_i - \beta \alpha R_i > 0$ 이 되어 보조금을 받게 되는데 이는 기준세율의 적용에 따라 기준재정수입액이 과소평가되는 것에 기인한다. 세율이 y_1 이상의 지방자치단체의 경우 기준재정수입액이 기준재정수요액을 초과하게 되어 불교부단체가 된다.

재정격차 형평화 보조금과 관련하여 두 가지 사실에 주목할 필요가 있다. 첫째, 기준세율의 역할이다. 앞서 설명한 바와 같이 기준세율을 적용하는 목적은 각 지방자치단체의 재정수입 증대를 유도하기 위해서이다. 한편 기준세율은 보조금 지급 대상 지방자치단체의 범위를 변화시

[그림 1] 지방교부세의 배분모형



키는 결과를 가져오게 된다. 이론적으로 기준세율을 인하할수록 지방자치단체는 재정수입 증대를 꾀할 것이다. 그러나 기준재정수입액이 과소 평가되어 보다 많은 지방자치단체가 보조금 대상이 되고 일부 재정적으로 여유가 있는 지방자치단체도 보조금 대상에 포함되어 재정형평화 기능은 약화된다. 결국 기준세율은 재정수입 증대유인이라는 긍정적 효과와 재정형평성 악화라는 부정적 효과를 동시에 가져오게 된다. 따라서 바람직한 기준세율의 결정은 실증분석의 문제로 귀착된다.²⁾

둘째, 재정격차 형평화 보조금은 도덕적 해이(moral hazard)의 가능성을 초래할 수 있다. 도덕적 해이란 지방자치단체가 지방재정상태의 악화를 중앙정부가 보전하여 줄 것이라는 계산하에 의도적으로 재정규율이나 책임성을 다하지 않게 되는 것을 말한다. 중앙정부가 재정수입을 초과하는 재정수요에 대하여 보조금을 지급할 경우 지방자치단체는 지방세수입을 줄이고 부족한 지방세수입은 중앙정부의 보조금으로 충당하려는 유인이 발생하게 된다. 그러나 지방자치단체에 대한 보조금은 중앙정부의 부담이 될 수밖에 없고 이는 궁극적으로 국민의 부담으로

2) 기준세율과 관련하여 최병호·정종필(2002)은 일률적인 기준세율을 적용하는 제도는 세수유인을 위한 효과적인 장치라고 볼 수 없으며 따라서 기준세율을 1에 가까운 값으로 인상하여 재정형평화에 보다 충실할 필요가 있다고 주장하였다.

귀착된다고 볼 때, 이러한 지방자치단체의 행위는 재정부담을 전가하는 것이 되어 경제의 효율성 측면에서 바람직하지 못한 결과를 가져오게 된다.

2. 우리나라의 지방교부세 제도

가. 지방재정의 현황

재정이론에 의하면, 이상적이고 바람직한 지방자치단체의 재정행위는 공공서비스의 공급에 따른 비용이 자체재원으로 충당될 때, 즉 조세의 가격기능이 제대로 작동할 경우에 이루어진다. 그러나 우리나라의 경우 지방자치단체의 재원이나 재정력은 매우 풍족한 지방자치단체로부터 극히 열악한 단체까지 불균등하게 분포되어 있으며, 지방자치단체의 재정수입에서 자체재원은 평균적으로 30% 정도에 머물고 있어 지방세의 가격기능을 기대하기 힘든 실정이다(표 1 참조).

[그림 2]는 지방자치단체의 열악한 재정상황의 추이를 보여주고 있다. 1990년대 초반에 도입된 종합토지세(1991년), 지역개발세(1992년)에 따라 재정자립도가 일시적으로 증가하였다가, 그 이후 꾸준히 낮아지고 있는 것을 알 수 있다. 1990년 이후 지방세 및 세외수입이 지방재정수입

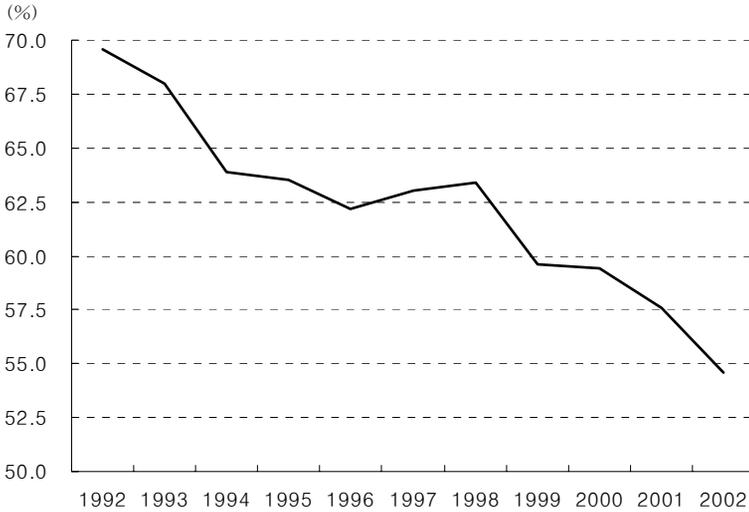
〈표 1〉 전체 세입에서 차지하는 지방자주재원의 비율(2002년)

(단위: 개)

	광역시와 도	시	군	구
< 10%	-	-	5	-
10~30%	4	21	72	4
30~50%	4	22	10	52
50~70%	2	16	4	8
70~90%	5	12	-	2
> 90%	1	1	-	3
합	16	74	90	69

자료: 행정자치부.

[그림 2] 지방자치단체의 재정자립도



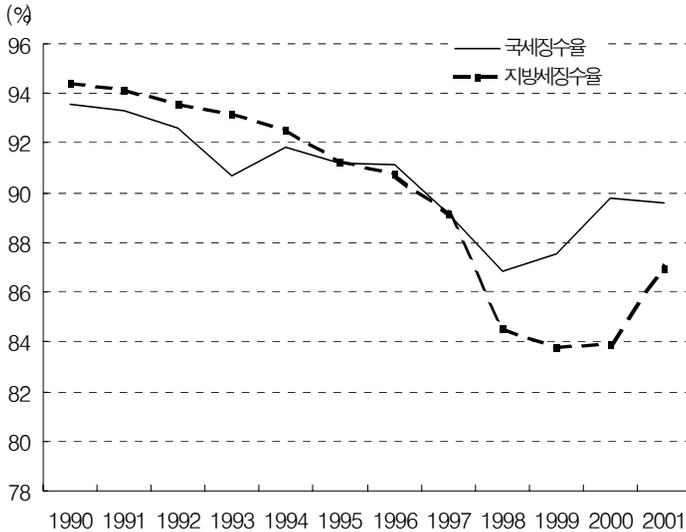
주: 재정자립도 = (지방세+세외수입)/일반회계 순계예산규모 x 100

자료: 행정자치부, 『2002 재정자립도 현황』, 2003.

에서 차지하는 비중이 낮아진 현상은 복합적인 요인에 의해 설명될 수 있다. 우선 현행 지방세는 재산세 및 보유세 위주로 구성되어 성질상 국세에 비하여 경기에 민감한 측면이 있다. 예를 들어, 1997~98년의 경우 국세수입은 3%의 감소를 보인 반면, 동 기간의 지방세수의 감소는 6.8%에 이르렀다. 따라서 재정자립도의 저하가 지방자치단체의 재정규율의 이완에서만 비롯되었다고 보기에는 무리가 있다. 또한 보유세 위주의 지방세 구조는 경기침체시 동일한 징수노력에도 불구하고 국세에 비하여 징세율이 낮게 나타나는 경향이 있음을 부인하기 힘들다.

한편 [그림 3]은 지방세 구조와 더불어 행태의 문제(behavioral problem)로 인해 재정자립도가 저하됨을 보여주고 있다. [그림 3]에서 나타나듯, 대체로 국세와 지방세의 징수율이 전반적으로 동행하는 성질을 보이고 있으며, 1995년 지방자치단체장 선거 이전에는 지방세의 징수율이 국세의 징수율을 다소 상회하는 모습을 보여주었다. 그러나 1995년 이후 지방세의 징수율이 현저히 낮아지고 있으며, 특히 지방세 징수율이 국세의 징수율을 항상 하회하는 모습을 보여주고 있다. 앞서 언급한

[그림 3] 국세와 지방세: 징수율



자료: 행정자치부, 『지방재정연감』, 각년도.

바와 같이 이러한 현상이 1997년 이후 경기하강국면에서 나타나는 구조적 요인에 의한 결과일 수도 있으나 최근 2000년 이후 경기회복기에도 지방세 징수율이 국세의 징수율에 미치지 못하고 있음을 알 수 있다. 다만 시계열상의 기간이 짧아 지방재정형태의 문제를 식별하기에는 많은 어려움이 존재한다.³⁾

열악한 지방재정상황으로 많은 지방자치단체들이 지방공공재서비스의 상당부분을 중앙정부로부터의 이전재원에 의존하고 있는 실정이다. 2002년의 경우 일부 지방자치단체만이 불교부단체였을 뿐, 대부분의 지방자치단체는 재정재원의 상당부분을 중앙정부의 교부세에 의존하였다(표 2 참조). 높은 중앙정부 의존성은 지방 이전재원의 한계비용을 자체 재원의 한계비용보다 낮게 만들어 지방공공재 공급에 있어 비효율성이 발생하는 문제를 일으키는 ‘재정착시현상(fiscal illusion)’을 초래한다.

3) 지방세 징수율이나 종합토지세 과표 현실화율의 변화로 인해 지방자치단체의 지방세 수 증대노력이 약화되었다는 연구가 있다(원윤희[2001]).

〈표 2〉 2002년 지방교부세의 교부단체 및 불교부단체

(단위: 개)

	합	특별시	광역시	도	시	군
합	179	1	6	9	72	91
교부단체	169		6	8	64	91
불교부단체	10	1		1	8	-

자료: 행정자치부, 『지방교부세 산정해설』, 2002.

견실한 지방재정의 구현은 효과적인 정부 간 재정지원제도를 필요로 한다. 바람직한 재정지원제도가 갖추어야 할 최소한의 요건은 제도가 ‘간결(simple)하고, 포괄적(comprehensive)이며, 예측 가능(reliably predictable)’하여야 한다(Bird and Smart[2001])는 것이다. 또한 재정지원제도는 중앙정부와 지방자치단체의 수직적 불균형(vertical imbalance)과 지방자치단체 간의 수평적 불균형(horizontal imbalance)을 시정하여야 한다. 이러한 대전제를 바탕으로 이전의 많은 연구들은 효과적인 재정지원제도 설계를 위한 유용한 지침을 주고 있다.

선행 연구들에 따르면, 첫째 재정지원제도는 지방공공재 공급에 있어서 형평성과 함께 지방조세의 가격기능 왜곡을 최소화시킴으로써 경제적 효율성을 보장하는 방향으로 설계되어야 한다. 지방공공재 공급의 형평성과 관련하여 Shah(1996)는, 1인당 세입 또는 조세부담의 균등에 초점을 두는 제도(예: 캐나다)는 지방공공재 공급비용의 측면을 무시함으로써 재정형평화를 달성하기 힘들 뿐 아니라 경제적 효율성도 확보할 수 없음을 지적하였다.

둘째, 기존의 연구들에 따르면, 재정지원제도의 설계에 있어 보조금의 산정공식과 배분은 가능한 한 간결하고 예측 가능하고 투명하여야 한다. 재정지원제도는 지역과 지역 간의 재정상황이 서로 다르다는 사실에 입각하여 지역 간 재정 불균형을 해소하는 것을 목적으로 한다. 이러한 취지에 비추어, 보조금의 산정과 배분에 있어 지역적 특성과 이질성을 가능한 한 많이 고려하는 것이 당연할지도 모른다. 그러나 Bird and Smart(2001)가 지적하였듯이, 지역적 특성을 고려하기 위하여 너무

많은 측면을 산정과 배분과정에 적용할 경우 보조금제도 전체의 투명성과 책임성을 훼손할 수 있음을 간과해서는 안 된다.

셋째, 재정지원의 목적에 따라 이에 부합하는 보조금(예: 조건부, 무조건부 등)을 사용하여야 한다. 가령 재정지원사업이 국가적으로 중요한 외부유출효과(spillover effect)가 있고 사업의 편익이 지방주민에게도 귀속되는 경우 보조금의 형태는 조건부 매칭(conditional matching grant)이 적합할 것이다. 반면 지원의 목적이 일반적·통상적 경비보조일 경우 무조건적 일반보조금(unconditional general grant)이 적합하게 된다. 따라서 보조금의 사용은 목적에 따라 신중하게 선택되어야 한다.

넷째, 재정지원제도는 지방자치단체의 영향력과 통제력 밖에 있어야 한다. 만약 그렇지 않으면 지방자치단체가 징세노력을 기울이는 대신 보조금 산정과 배분의 결정과정에 영향력을 행사하여 재정수입의 증대를 피하게 되는 이른바 도덕적 해이(moral hazard) 또는 역인센티브(counter incentive)의 문제가 발생하게 된다. 이러한 상황하에서는 재정지원제도가 지방자치단체의 바람직하지 않은 행위를 지원하고 조장하는 제도로 전락하게 된다.

나. 지방교부세의 변천과 결정과정

우리나라의 지방재정조정제도의 시초는 1950년대 초 「지방분여세법」의 제정으로 거슬러 올라간다. 그 이후 지방재정조정제도는 많은 변천을 겪어왔다. <표 3>은 지방교부세제도와 관련법의 변천과정을 보여준다.

지방재정조정제도는 초기에는 교부세액을 소수의 특정세목의 일정 비율로 결정하여 오다가 1960년대에 이르러 전기·가스세, 주세 등으로 점차 세목이 확대되었다. 1972년 8·3조치로 인하여 지방재정조정제도는 큰 전환점을 맞이하게 되었다. 우선 오일쇼크에 따른 국가경제의 긴박한 상황으로 인하여 1973년부터 지방교부세의 법정교부율을 일시 정지하고, 교부세 총액을 정부예산이 정하는 바에 따라 결정되도록 함으로써 지방자치단체에 대한 중앙정부의 통제력을 강화하였다. 8·3조치에 의해 위축되었던 지방재정은 1983년에 법정교부율을 내국세의 13.27%로 환원하고 최근에 다시 이를 15%로 인상함으로써 본격적인 재

〈표 3〉 지방교부세 변천과정

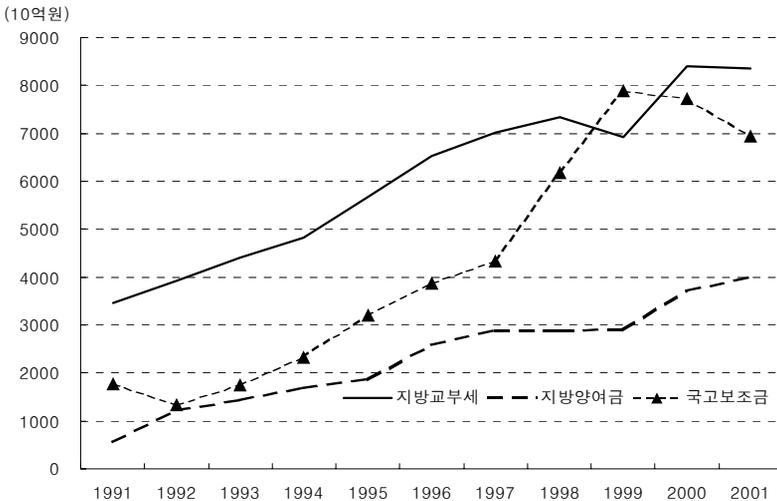
관련 법령	시행 연도	총 액	특별교부금 규모	비 고
임시 지방분여세법	1951	토세 및 영업세 예산액의 346.8/1,000~133.9/1,000 해당액	분여세 총액의 260/1,000	
지방분여세법	1952	제2종 토지소득세와 영업세의 15/100 해당액	분여세 총액의 40/100	
지방재정조정 교부금법	1954	제1종 토지소득세의 8.8/100 제2종 토지소득세의 50/100 해당액 유흥음식업의 30/100 해당액	분여세 총액의 40/100	
지방교부세법	1958	① 영업세, 유흥음식세, 입장세, 전기 가스세의 40/100 해당액 ② 제1종 토지소득세의 8.8/100 제2종 토지소득세의 50/100 해당액	보통교부금 총액의 30/100	
	1962	① 영업세, 입장세, 전기가스세의 40/100 해당액 ② 주세 중 탁약주세의 85/100 해당액	총액 중 ①의 재원의 10/100	
	1966	영업세, 전기가스세, 주세(탁약주세 제외)의 50/100 해당액과 정산액(보통교부세 총액)	보통교부세 총액의 10/100 해당액	
	1968	내국세의 160/1,000 해당액(보통교부세 총액)	보통교부세 총액의 10/100	법정률 (17.6%)
	1972. 8. 3	『경제의 안정과 성장에 관한 긴급명령』에 의하여 1973년부터 지방교부세의 법정교부율을 일시 정지하고, 교부세 총액을 정부예산이 정하는 바에 따르도록 함.		기간은 1972년부터 1982년으로 함.
	1983	내국세의 13.27% 해당액(보통교부세 총액)	교부세 총액의 1/11	
	2000	법정률을 내국세의 15%로 인상	교부세 총액의 1/11	

자료: 행정자치부, 『지방교부세 산정해설』, 2002.

정자치를 위한 기반을 마련하게 되었다.⁴⁾

오늘날 지방재정지원은 크게 세 가지 형태로, 즉 지방교부세, 지방양여금, 국고보조금으로 이루어지고 있다. [그림 4]는 각각의 지방재정보조금의 시간에 따른 변천과 경향을 보여주고 있다. 1990년대 초 지방교부세가 전체 지방재정지원 총액에서 차지하는 비중은 60%로 압도적으로 높았으며, 그 뒤를 국고보조금(25~30%)과 지방양여금(10~15%)이 따르고 있었다. 이러한 구성비는 1990년대 후반에 급격한 변화를 겪게 되었다. 1999~2000년의 경우 지방교부세가 전체 지방재정조정 총액에서 차지하는 비중은 40%로 감소하였으며, 지방양여금과 국고보조금은 60%로 급격히 증가하였다. 이러한 역전에 대하여 원윤희(2001)는, 1990년대 말 외환위기로 인한 지방재정의 취약성을 중앙정부가 보전하여 주는 과정에서 공식에 따른 교부세보다는 임의적 성격이 강한 양여금과 보조금을 통하여 해결하려 하였음을 보여주는 것이라 지적하였다. 이러한 지적은 외환위기 극복 이후 최근 경제의 회복과 더불어 지방양여금과 국고보조금

[그림 4] 지방교부세, 지방양여금, 국고보조금의 추이



자료: 행정자치부, 『지방재정연감』, 각년도.

4) 최근 법정교부율의 15%에서 18.3%로의 인상이 추진되고 있다.

의 비중이 줄어드는 추세를 보이는 것으로 볼 때 타당하다고 여겨진다.

교부세는 두 가지로 나누어진다. 보통교부세는 기준재정수요와 수입의 식에 따라 배분되는 일반보조금으로 교부세 전체 재원인 내국세의 15% 중 10/11에 해당하는 금액으로 운용된다. 각 지방자치단체의 교부세는 기본적으로 기준재정수요와 수입의 차이, 즉 재정격차에 의하여 결정된다. [그림 5]는 교부세의 결정과정을 도식화하여 보여준다.

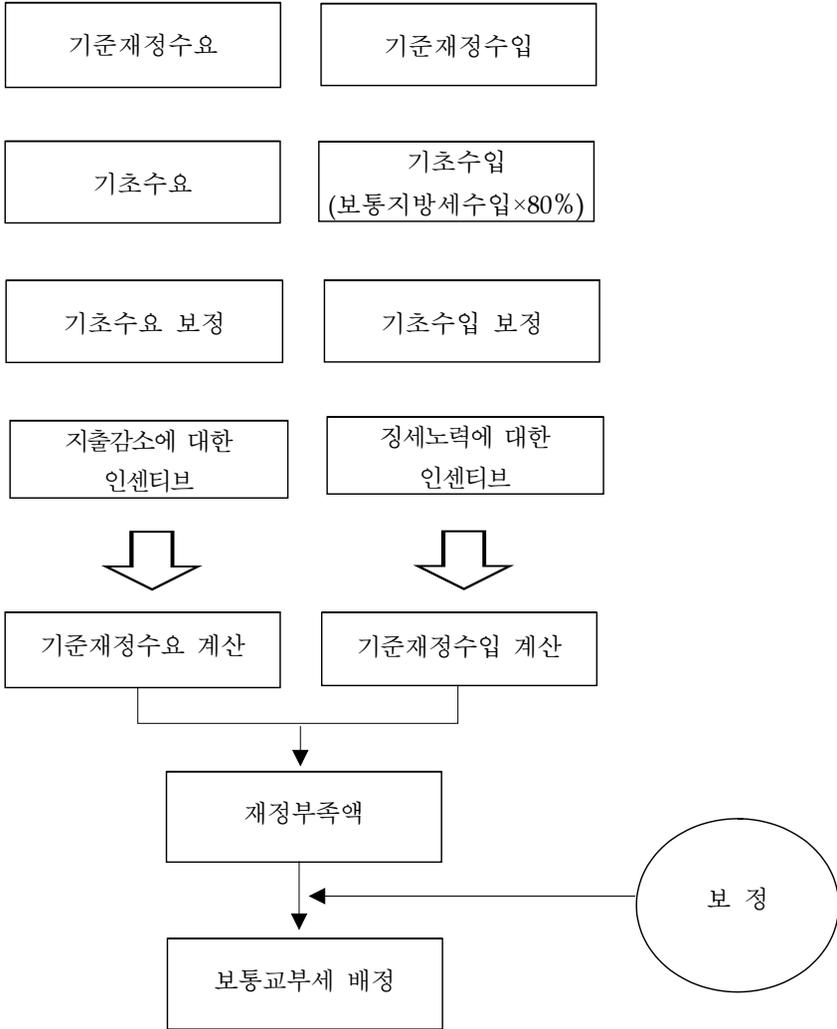
특별교부세는 교부세 총액의 1/11에 해당하는 재원으로 운영되며, 보통교부세와는 달리 공식이 아닌 중앙정부의 임의적 판단에 의하여 교부액과 배분이 결정된다(2003년 예산기준 1.2조원).⁵⁾ 특별교부세의 배분 근거는 지방교부세법 제9조에서 찾을 수 있는데, 제9조는 ‘특별한 재정수요’에 한하여 특별교부세 사용을 허용하고 있다. 그러나 ‘특별한’ 상황에 대한 구체적인 규정과 기준이 모호할 뿐 아니라 자의적으로 해석될 소지가 있다.

특별교부세는 주로 지방정부의 재정보전(20%), 시책사업(30%), 지역현안과 관련 재원(20%), 지역개발(20%), 재해대책(10%)에 사용되는데, 이 중 재정보전 및 지역현안 관련 사업은 형평화 역할을 담당하는 보통교부세 성격과 중복되고, 시책사업이나 지역개발사업은 국고보조금사업이나 지방양여금사업과 유사·중복되는 면이 있다. 또한 특별교부세는 구체적 교부사유, 지급액, 사후평가 및 감사결과의 보고의무가 규정되지 않아 투명성과 객관성에 많은 의문이 제기되고 있는 실정이다. 한편 재정상 부득이한 수요가 있는 경우(지방교부세법 제4조 제3항) 특별교부세 중 재정보전과 지역현안 관련 재원은 형평화 취지에 맞게 보통교부세에 통합하여 운영하고, 시책사업과 지역개발 관련 재원은 지역균형발전을 위한 재원으로 활용하는 것이 바람직하다. 이 경우 특별교부세의 역할은 재해대책 관련 부분에 한정될 것이다.

정부는 교부세 외에 별도로 증액교부금을 지급할 수 있다. 증액교부금은 부득이한 재정상 수요(예를 들어, 영국의 경우에 있어서처럼 교부율의 변경에 따른 급격한 재정수입의 변화 등)에 따라 교부되는데 현행

5) 2003년 12월 국회를 통과한 개정된 지방교부세법에 따라 2005년부터 특별교부세의 지원대상이 현행 5개에서 2개로 축소되며 재원규모도 현행 교부세 총액의 9.09%에서 4%로 줄어들 전망이다.

[그림 5] 교부세의 결정과정



증액교부금은 본래의 취지와는 달리 추가적인 재정수요를 충족하기 위하여 사용되고 있다(예: 관공서 이전비용 또는 지역개발사업 재원). 외국의 경우 재정상 부득이한 경우에 대하여 엄격하게 적용함으로써 재정규율을 확립하고 있는 사실에 비추어 우리나라의 경우도 증액교부금이 무원칙하게 배분되는 현상을 막아야 할 것으로 보인다.

Ⅲ. 교부세의 재정형평화에 대한 선행연구

본장에서는 교부세제도의 재정형평화에 대한 선행연구의 결과를 간략히 소개한다. 교부세의 형평화 효과와 관련하여 많은 연구가 있어왔으나, 다소 엇갈리는 결과를 보이고 있다.

박병희(1996), 박정수(1997)는 광역자치단체를 대상으로 교부세의 재정형평화 기능을 분석하였으며, 박완규·이종철(2001)은 시·군을 대상으로 교부세의 재정형평화 효과를 분석한 결과 재정불균등이 심화되어 교부세의 재정형평화 효과가 약함을 보였다. 또한 김정훈(2001)은 지방교부세의 평준화 계수가 지속적인 하락을 보여 지역 간 격차가 확대되는 현상을 보였다.

반면 이효(1997), 박완규(1999)는 시·군을 대상으로 한 교부세의 형평화 기능을 분석하였는데, 시의 경우 재정불균등이 심화된 것으로 나타난 반면 군에 있어서는 균등화 효과가 일부 존재하는 것으로 보고하였다. 한편 서정섭(1997)은 시를 대상으로 한 분석에서 1980~90년 기간 동안에는 재정균등화 효과가, 1994년에는 불균등이 심화되는 것으로 보고하였다. 나아가 김태일(1999), 김태일·김재홍·현진권(2001)은 시·군 모두에서 교부세의 뚜렷한 재정형평화 기능이 있음을 보고하였다.

교부세의 재정형평화 기능에 대한 상이한 연구결과는 몇 가지 요인에 기인하는 것으로 보인다. 첫째, 각 연구자의 관점에 따라 교부세가 의도하는 형평화 대상이 다를 수 있다는 점이다. 가령 박정수(1997)는, 교부세는 각 지역 간 재정력(지방세+지방교부세)의 형평화를 추구하는 것으로 이해하고 있으며, 이 경우 지방교부세는 재정력의 격차를 확대 시킴으로써 형평화 기능이 미흡하다는 주장을 하였다. 반면 김태일(1999)은, 재정력만으로 지방교부세의 형평화 기능을 평가하는 것은 타당하지 않다는 인식에서 지출과 관련된 비용을 고려할 경우 교부세의 재정형평화 기능을 확인할 수 있었음을 주장하였다.

둘째, 재정지원 대상에 따라 결과가 달라질 수 있음을 보여주고 있다. 사회·경제적 측면에서 이질성이 심한 광역자치단체나 시의 경우 교부세의 재정형평화 기능이 미흡한 것으로 나타나는 경향이 있으며

(박병희[1996], 박정수[1997]), 상대적으로 동질적인 군의 경우 균등화 효과가 큰 것으로 나타나는 현상(이효[1997], 박완규[1996])을 볼 수 있다. 다만 이러한 관찰은 절대적인 것은 아니며 분석대상뿐만 아니라 분석자료의 기간에도 많은 영향을 받는 것으로 보인다(서정섭[1997]).

교부세의 재정형평화 기능을 평가하는 데 있어 본 연구와 기존 연구

<표 4> 지방교부세의 균등화 효과 선행 연구

선행연구	분석연도	대상	측정방법	결 과
박병희(1996)	1991~94	광역시	KP지수	재정불균등 심화(1994년)
박정수(1997)	1970~95	광역시	평준화 계수	재정불균등 심화(1990년 이후)
이 효(1997)	1995	시·군	변이계수	시: 재정불균등 심화 군: 균등화 효과 미약
서정섭(1997)	1980~94	시	변이계수	균등화 효과 존재(1980, 1985, 1990년) 재정불균등 심화(1994년)
박완규(1996)	1994	시·군	타일지수	시: 재정불균등 심화 군: 균등화 효과
박완규(1999)	1996~98	시·군	변이계수	시: 재정불균등 심화 군: 균등화 효과
김태일(1999)	1994~97	시·군	변이계수	시·군 모두 균등화 효과 존재
박완규·이종철(2001)	1995, 1999	시·군	지니계수	시·군 모두 세입불균등 확대
김태일·김재홍·현진권(2001)	1995, 1997	시·군	변이계수	시·군 모두 뚜렷한 수평적 재정형평화 효과
김정훈(2001)	1991~2000	광역시·시·군	평준화 계수	지역 간 격차 확대

자료: 김정훈(2001)의 <표 IV-2>를 바탕으로 연장하였음.

의 차이점은 크게 두 가지로 볼 수 있다. 우선 본 연구는 교부세의 목적이 재정지출과 수입의 차이인 재정편익의 지역적 균등화를 궁극적인 목표로 한다는 가정에서 간단한 모형을 이용하여 재정편익을 계산하고 이를 바탕으로 형평화 기능을 평가하였다. 또한 전통적인 불균등도 지수(예: 지나계수, 변이계수, 평준화계수)가 가지는 한계점을 지적하고 재정편익의 지리적 분포까지 고려하는 방법을 채택하였다. 본 연구의 이러한 방법적인 특징은 다음 장에서 상세히 다루고자 한다.

IV. 순재정편익과 교부세의 형평화 기능 평가

1. 순재정편익 추정을 위한 모형

재정지원제도의 중요한 기능 가운데 하나는 경제적 효율성을 제고하는 것이다. 경제적 효율성 제고의 한 방법은 인구가 한 지역으로 지나치게 집중되는 경제적 유인을 줄이는 것으로 이는 지역 간 순재정편익의 형평화를 통하여 달성할 수 있다(Shah[1994]). 이해의 편의를 돕기 위하여 두 지역 A와 B를 상정하자. 지역주민의 효용(U)은 공공서비스의 소비로부터 오는 순재정편익(NB)과 사적재화의 소비로부터 오는 효용 w 의 합으로 정의한다. 이를 수식으로 표현하면, A지역 주민의 효용은 $U_A = NB_A + w_A$ 로, B지역 주민의 효용은 $U_B = NB_B + w_B$ 로 나타낼 수 있다. 만약 $U_A < U_B$ 일 경우 경제적 동기에 의하여 A지역에서 B지역으로의 인구 이동이 있게 된다. 인구이동이 더 이상 일어나지 않는 시점은 지역 간 경제적 유인이 사라지는 시점, 즉 $U_A = U_B$ 가 될 것이다. 만일 $U_A = U_B$ 이고 두 지역 간 재정편익이 다르다면 이는 두 지역 간 노동생산성에 차이가 있음을 의미한다. 노동생산성의 지역 간 격차가 존재하는 것은 노동생산성이 낮은 지역으로부터 높은 지역으로 인구를 재배치하여 전체 노동생산성의 증대를 꾀할 수 있으므로 경제의 효율성 측면에서 바람직하지 않다. 따라서 이상적인 경제에서는 지역 간 순재정편익과 노동생산성이 같게 되는 점에서 균형을 이루는 것이다($NB_A = NB_B$ 와 $w_A = w_B$).

순재정편익을 실증적으로 계산하는 방법은 두 가지로 생각해 볼 수

있다. 첫째는 직접적으로 지방공공재 공급의 편익과 비용을 계산하는 것이다. 이 방법의 장점은 인위적인 가정이나 모형의 설정 없이 순재정 편익을 측정하게 되어 가정과 모형 설정에서 오는 오류로부터 영향을 받지 않는다는 점이다. 하지만 다양한 지방공공서비스에 대하여 개별적으로 편익과 비용을 계산해야 하며 이를 위한 광범위하고 상세한 데이터가 요구된다는 단점이 있다. 따라서 본 연구는 보다 간접적인 접근으로 1인당 재정편익의 모형을 설정하고 모형의 모수를 계량적으로 추정함으로써 순재정편익을 계산하는 방법을 택하였다. 구체적으로, g_i 는 지방공공재에 대한 재정지출을, N_i 는 인구를, t_i 는 1인당 조세부담을, s_i 는 1인당 중앙정부로부터의 재정지원액을 의미한다고 하면, 지방자치단체 i 의 순재정편익 b_i 는 다음과 같이 나타낼 수 있다(Boadway and Flatters[1982]).⁶⁾

$$b_i = u\left(-\frac{g_i}{N_i^\beta}, t_i\right) = -\frac{g_i}{N_i^\beta} - t_i \text{ s.t. } g_i = t_i N_i + s_i N_i. \quad (4)$$

식 (4)에서 지역주민의 효용함수 중 사적 소비부분은 무시되었는데, 이는 모형을 단순화시킬 필요가 있었기 때문이며 또한 각 지방자치단체의 평균임금에 대한 자료가 없었기 때문이다. 식 (4)에 따르면 지역주민은 지방공공서비스로부터 g_i/N_i^β 의 효용을 누리며 t_i 의 재정부담을 비용으로 지불하게 된다. 식 (4)의 모수 β 는 지방공공재의 제공에 있어서 규모의 경제를 나타내는 혼잡계수로서 0과 1 사이의 값을 가지며 지방공공재의 ‘공공성(publicness)’을 측정한다. 만약 지방자치단체가 공급하는 공공재가 순수공공재인 경우 β 는 0이 되며, 이는 공공재 소비에 있어서 혼잡성(congestion)이나 배타성(rivalry)이 존재하지 않음을 의미한다(즉, $g_i/N_i^\beta = g_i$). 이와 반대로 순수 사적재화일 경우 β 는 1이 된다(즉, $g_i/N_i^\beta = g_i/N_i$).

6) Boadway and Flatter(1982)의 모델은 기본적으로 서구국가의 재정시스템을 염두에 두고 있다. 따라서 지방세의 기능 및 세입세출의 결정과정과 조정제도가 다른 한국의 현실에 적용하는 데는 다소 무리가 있다. 다만 본고에서 고려하는 모델은 기본적인 개념을 단순화하여 보여주는 것에 의미가 있으며, 이를 한국 실정에 맞는 모형으로 변형하는 노력이 있어야 할 것으로 보인다.

지방공공재 공급비용이 전적으로 지방세 수입에 의해 충당될 필요는 없다. 식 (4)의 제약식에 나타난 바와 같이, 중앙정부는 지방재정조정제도를 통하여 지방자치단체에 보조금 $s_i N_i$ 을 지급함으로써 재정지출을 지원하게 된다. 모형의 단순화를 위하여 보조금의 형태(일반보조금, 조건부 보조금, 매칭·비매칭 보조금 등)에 대한 구별과 각 형태에 따라 효용함수에 미치는 상이한 결과는 논의로 한다. 주목할 점은 모형에서와 같이 1인당 보조금액 s_i 가 모든 지방자치단체에 대해 동일할 필요는 없다는 것이다.⁷⁾

우리나라의 경우 각 지방자치단체가 지방세에 서로 다른 세율(탄력세율)을 적용할 수 있도록 법적으로 허용하고 있으나 현실적으로 탄력세율을 적용하는 경우는 매우 드물다. 특히 흥미로운 점은 일부 지방자치단체의 경우 재정수입이 기준재정수요를 초과하고 있음에도 불구하고 지방세율을 인하하지 않고 있다는 사실이다. 우리나라의 탄력세율 적용과 그 문제점에 관한 연구는 본고의 초점을 벗어나므로 이를 다루지는 않으나, 심도 있는 연구가 필요하리라 판단된다. 다만 본 연구에서는 탄력세율의 적용이 매우 드물다는 현실에 비추어 1인당 군(郡)의 지방세 부담이 일정하다는 가정하에 논의를 전개하고자 한다(표 5 참조).

〈표 5〉 1인당 지방세 부담(郡)

(단위: 개, 백만원)

연도	군수	평균	표준편차
1994	84	0.105	0.036
1995	84	0.113	0.033
1996	84	0.126	0.037
1997	84	0.128	0.036
1998	84	0.130	0.033
1999	84	0.128	0.033
2000	84	0.143	0.038

주: 평균: $\bar{t}=0.125$.

자료: 행정자치부, 『지방재정연감』, 각년도.

7) 물론 영국의 비거주세(NDR; Non Domestic Rates)와 같이 1인당 배분액이 고정되어 있어 지방자치단체 간 차이가 없는 경우도 있으며 이 경우 $s_i = s$ 가 될 것이다.

식 (4)에서 제약식 $\bar{t}N_i + s_iN_i$ 을 이용하여 이를 g_i 에 대입한 후 로 그를 취하면 다음의 식을 얻을 수 있다.⁸⁾

$$s_i = \alpha + b_i + \gamma \log N_i + \epsilon_i, \quad (5)$$

순재정편익이 완전 형평화되었을 경우 $b_i = b$ 가 성립한다. 이 경우 식 (5)의 b_i 는 지방자치단체에 상관없이 항상 일정하게 되어 회귀분석에서 상수항($c = \alpha + b$)으로 취급될 수 있다. 그러나 순재정편익의 지역 간 차이가 존재할 경우, $b_i \neq b$ 가 되어 식 (5)를 회귀분석할 경우 γ 와 함께 모든 지방자치단체에 대하여 b_i 를 추정해야 한다. 이는 이론상 가능할 듯 보이나 실제로는 불가능하다. 왜냐하면 횡단면 데이터의 분석에서 관측치, 즉 지방자치단체의 수가 증가할 때마다 추정하여야 하는 모수 b_i 도 동시에 증가하는 통계학적 문제(incidental parameter problem)에 직면하게 되기 때문이다.

횡단면 데이터에서 오는 제약에 따른 순재정편익 추정의 기술적 불가능은 패널 데이터를 사용함으로써 어느 정도 극복될 수 있다. 식 (5)를 패널분석을 위한 계량모형으로 나타내면

$$s_{it} = \alpha + b_{it} + \gamma \log N_{it} + \epsilon_{it}, \quad (6)$$

이 된다. 여기서 하첨자 t 는 시간을 나타낸다. 만약 짧은 기간 동안 순재정편익의 값이 상대적으로 안정적이라고 가정하면 $b_{it} = b_i$ 로 나타낼 수 있을 것이다. 이 경우 식 (5)에서 지방자치단체 i 의 t 년도 1인당 재정지원액 s_{it} 를 패널 형태로 나타내면 아래와 같다.

$$s_{it} = \alpha + \gamma \log N_{it} + b_i + \epsilon_{it}, \quad (7)$$

식 (7)은 전통적인 패널분석을 통하여 모수를 추정할 수 있으며 그 결과를 바탕으로 각 지방자치단체의 순재정편익(b_i)을 구할 수 있다.

그러나 식 (7)을 단순히 회귀분석할 경우 몇 가지 문제점이 발생한다. 첫째, s_{it} 가 인구에 의해서만 결정되느냐 하는 의문이 생긴다. 물론

8) 식 (5)의 구체적인 도출방법은 부록을 참조하라.

지역의 인구규모가 교부세 결정에 있어서 중요한 변수임에 틀림이 없으나, 현실적으로 인구 이외에 많은 변수들이 s_{it} 의 결정요인으로 고려되고 있다. 특히 지방자치단체의 면적(S)과 낙후도(F)는 교부세 결정에 있어 중요한 변수로 고려된다.

인구는 사회·경제적 수준이 낮은 지역에서 높은 지역으로 이동하므로 지역이 처한 상황은 인구규모에 결정적 영향을 미치게 된다. 또한 지역의 사회·경제적 상황은 교부세 결정에 있어 중요한 변수로 작용하고 있다. 이러한 사실이 시사하는 바는 만약 식 (7)에서 낙후도를 통제하지 않을 경우 γ 가 편향 추정됨을 의미하고 이를 바탕으로 계산된 재정편익은 신뢰성을 잃게 되는 결과를 가져온다는 것이다. 따라서 식 (7)은 이들을 포함하는 아래의 계량모형으로 설정되어야 할 것이다.⁹⁾

$$s_{it} = \alpha + \gamma \log N_{it} + \lambda S_i + \phi F_{it} + \eta_{it} \quad (8)$$

낙후도를 포함할 경우 추가적인 문제점이 발생한다. 각 지방자치단체의 경제적 수준을 평가할 수 있는 소득이나 소비수준 등 대부분의 통계자료가 부재하여 식 (8)에서 지역의 사회·경제적 낙후성을 대표하는 적절한 변수(F)를 찾기가 매우 힘들다는 것이다. 현실적인 대안으로 한국개발연구원의 『예비타당성조사 표준지침』에 수록된 지역낙후도를 사용하는 방법을 생각해 볼 수 있으나 과연 지역의 복잡한 사회·경제적 상황을 정확히 대변하고 있는가에 대해서는 의문의 여지가 있다. 이를 계량분석과 연결하여 생각하면 측정오차(measurement error)로 인하여 식 (8)의 모수가 편향 추정될 가능성을 시사한다. 구체적으로 F 대신 불완전한 F'을 사용하여 회귀분석을 한다고 하자. 이때 두 변수의 관계는 $F' = F + \xi$ 로 표시될 수 있으며, ξ 는 F' 부정확성과 관련된 측정 오차이다. 이를 식 (8)에 대입하면 아래와 같이 된다.

$$\begin{aligned} s_{it} &= \alpha + \gamma \log N_{it} + \lambda S_i + \phi(F'_{it} - \xi_{it}) + \eta_{it} \\ &= \alpha + \gamma \log N_{it} + \lambda S_i + \phi F'_{it} + (\eta_{it} - \phi \xi_{it}) \end{aligned} \quad (8')$$

이때 $\text{Cov}[F'_{it}, (\eta_{it} - \phi \xi_{it})] = -\phi \text{var}(\xi_{it})$ 이 된다. 따라서 계량모형에 있

9) 이러한 문제점을 지적해주신 익명의 논평자에게 감사드립니다.

어 직교성(orthogonality)이 보장되기 위해서는 낙후도가 교부세 결정의 중요한 변수가 아니든지(즉, $\phi=0$) 또는 측정오차가 없는(즉, $\text{var}(\xi_{it})=0$) 경우인데 두 조건 모두 현실적인 가능성이 희박하다.

지역낙후도를 추가하는 데 따르는 문제점을 해결하기 위하여 본 연구는 도구변수(IV; instrument variable)로서 각 지역에서 최근접 광역시까지의 거리(D)를 사용하였다. D는 지역의 낙후성과 일정한 상관관계를 가질 것으로 예상할 수 있다. IV로서 D의 사용은 다음의 장점을 가진다. 첫째, D는 현행 교부세 산정시 고려되는 사회·경제적 요인에 영향을 받지 않을 뿐 아니라, 낙후도를 통하여 교부세 결정과정에 영향을 미칠 뿐 다른 직접적인 경로를 통하여 교부세 결정에 개입할 가능성은 희박하다. 둘째, D는 거리를 나타내는 지리적인 변수로서 측정에 있어 오차가 발생할 여지가 작다는 장점을 가진다.

다만 IV로서 D의 장점에도 불구하고 지리적 변수의 특성상 경제적 현상을 설명하는 데 있어 지나치게 단순화하는 문제가 발생할 수 있다. 가령 서울로부터 일정한 거리에 위치한 지방자치단체의 낙후도와 광주로부터 동일한 거리에 위치한 지방자치단체의 낙후도는 많은 차이가 있을 수 있다. 이러한 현상을 고려하지 않을 경우 IV로서의 D의 장점은 반감되게 된다. 본 연구에서는 D와 최근접 광역시의 민간소비지출을 함께 고려하였다. 최근접 광역시의 민간소비 지출을 사용한 이유는 지방자치단체의 직접적인 경제상황을 파악할 수 있는 통계자료가 부재한 현실에서 인접한 지역의 소비지출 수준이 과급효과(spillover effect)를 통하여 지역경제와 가장 연관이 깊을 것이란 판단에서 비롯되었다.¹⁰⁾

본 연구에서 사용한 IV는 우선 한국개발연구원의 『예비타당성조사 표준지침』에 수록된 지역낙후도를 최근접 광역시까지의 거리(D)와 민간소비지출 수준(C)에 회귀분석한 후 그 결과에 의해 추정된 낙후도의 예측치(fitted value)를 사용하였다.

10) 민간소비지출 대신 소득(GRDP)을 사용하는 방법을 생각해 볼 수 있으나 지방경제에 미치는 영향은 최근접 광역시의 소득보다 실질적으로 지출이 일어나는 곳과 더욱 연관이 깊을 것으로 판단되었다. 예를 들어, 2001년 울산광역시 1인당 GRDP는 25,871천원으로 서울의 2.3배에 달하였으나 1인당 소비지출은 서울(7,887천원)보다 낮은 6,926천원에 불과하였다. 지역 간 소득과 소비지출에 대한 상세한 논의는 문형표(2003)를 참조할 수 있다.

$$F_i = \psi + \theta_1 \log D_i + \theta_2 \log C_i + \nu_i \quad (9)$$

F는 그 값이 클수록 지역의 상황이 좋은 것으로 해석되며 작을수록 열악한 것으로 해석되고 있다.¹¹⁾ 표본에 사용된 군(郡)의 경우 지역낙후도의 평균과 표준편차는 -0.531과 0.330으로 나타났으며, 최댓값은 0.578(양주군), 최솟값은 -1.153(신안군)으로 나타났다.

최근접 광역시까지의 거리가 멀수록 F는 작은 값을 가질 것으로 예상되며 실제 추정된 결과를 보면 $\theta_1 = -0.098$ ($sd=0.026$)로 나타났다. 한편 최근접 광역시의 민간소비지출이 클수록 과급효과에 따라 인근 지방자치단체의 경제적 상황에 긍정적 영향을 미칠 것으로 예상되며 실제 추정된 결과 모수값은 $\theta_2 = 0.136$ ($sd=0.040$)으로 나타났다. 회귀분석의 결과를 바탕으로 계산된 낙후도의 예측치(\hat{F})와 지역낙후도(F)의 상관계수는 $\text{corr}(\hat{F}, F) = 0.454$ 로 나타났다.

식 (9)로부터 구한 \hat{F} 를 IV로 사용하여 식 (8)을 회귀분석하였다. 앞서 설명한 바와 같이 식 (8)에서 지역낙후도 F를 사용할 경우 식 (8)에서 보듯이 F와 오차항 간에 상관성이 존재할 가능성이 있다. 그러나 \hat{F} 는 정의상 오차항과의 상관성이 존재하지 않으며 동시에 F와의 연관성을 유지하고 있어 IV로 사용할 경우 편향 추정의 문제점을 해결할 수 있다.

<표 6>은 회귀분석의 결과를 보여주고 있다. 비교를 위하여 식 (7)과 『예비타당성조사 표준지침』에 수록된 지역낙후도를 이용하여 식 (8)을 추정된 결과와 낙후도 IV를 사용하여 식 (8)을 재추정된 결과를 함께 제시하였다.

회귀분석 결과 인구의 추정모수가 모두 음(陰)의 값을 가지는 것으로 나타나 1인당 지방교부세가 인구수에 대하여 역비례한다는 많은 연구 결과를 확인시켜주고 있다(김정훈[2001]). 인구의 추정모수와 관련하여 보다 흥미로운 사실은 이를 이용한 혼잡계수의 추정에 있다. 혼잡계수와 인구의 추정모수 간의 관계는 다음의 식을 통하여 구할 수 있다(부록 참조).

11) 엄밀한 의미에서 한국개발연구원의 『예비타당성조사 표준지침』에 수록된 지역낙후도는 지역발전도라고 하는 것이 옳은 것으로 판단된다. 참고로 전국적으로 서울이 2.933으로 가장 높은 반면 전라남도 신안군이 -1.153으로 가장 낮다.

〈표 6〉 교부세 추정결과(郡): 패널 임의모형(random effect model)

변수	추정모수		
	(1)	(2)	(3)
log(인구)	-0.0517 ⁺⁺⁺ (0.0026)	-0.4289 ⁺⁺⁺ (0.0019)	-0.0487 ⁺⁺⁺ (0.0021)
log(면적)		0.0064 ⁺⁺⁺ (0.0019)	0.0110 ⁺⁺⁺ (0.0022)
지역낙후도(F) ¹⁾		-0.0148 ⁺⁺⁺ (0.0026)	
지역낙후도(\hat{F}) ²⁾			-0.0224 ⁺⁺⁺ (0.0062)
R ²	0.6928	0.7689	0.7456
혼잡계수(β)	0.586	0.656	0.0610

주: 1) 지역낙후도는 값이 작을수록 지역상황이 열악한 것을 반영.

2) 도구변수(거리와 민간소비지출)를 사용한 지역낙후도.

+++는 1%에서 유의성(significance)을 나타냄.

$$\hat{\beta} = 1 + \hat{\gamma}/t, \quad (10)$$

식 (10)에 <표 5>에 나타난 1인당 평균 지방세 부담액을 대입하여 구해본 결과 혼잡계수는 0.586~0.656으로 나타났다.¹²⁾ 이러한 혼잡계수의 크기는 우리나라의 경우 일반 지방재정에서 교육 및 경찰 등이 제외되어 있다는 점을 감안할 때 일반적으로 이러한 기능을 포함하는 외국의 경우와 직접적으로 비교하기 힘든 측면이 있다.

면적의 경우 추정모수가 모든 식에서 통계적으로 유의한 양(陽)의 값을 가지는 것으로 나타나 추정식에 포함된 제 변수의 크기가 동일할 경우 지방자치단체의 면적이 클수록 1인당 지방교부세가 증가하는 것을 알 수 있다. 이러한 관계는 기준재정수요 결정시 생활환경개선비, 주택 및 지역개발비 등의 항목에서 면적을 명시적으로 고려하고 있는 현행 교부세 산정공식을 고려할 때 당연한 결과이다.

12) Kim(2003)의 실증 연구결과에 의한 추정값은 0.55로 본 연구의 추정값에 비해 다소 낮게 나타났다.

지역의 낙후도는 현행 교부세 산정공식의 보정단계에서 지방교부세 결정과정에 영향을 미치게 된다. 지방교부세법 제7조 3항은 보정이 필요한 경우를 세 가지로 열거하고 있는데, 첫째 도서·벽지지역 등 특수성을 고려할 필요가 있을 경우, 둘째 낙후지역 개발 등 균형발전을 촉진하기 위하여 필요한 경우, 셋째 획일적인 교부세 산정공식의 적용에서 오는 불합리한 측면을 해소할 필요가 있을 경우로 명시하고 있다.

그러나 보정과정에 있어서 복잡성 및 불투명성과 관련하여 많은 문제점이 제기되고 있으며 많은 연구가 뒤따랐다. 우선 회귀분석의 결과를 볼 때 지역낙후도와 관련된 추정모수가 모두 음(陰)의 값을 가지므로 지역의 사회·경제적 상황이 열악할수록(즉, 지역낙후도의 값이 작을수록) 교부세가 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 관계가 과연 보정의 궁극적인 목적인 재정편익을 형평화하는 기능을 성공적으로 수행하고 있음을 보여주는 것인가에 대한 의문은 여전히 남게 되며 이에 대한 평가는 후술하고자 한다.

지역낙후도와 관련하여 계량학적으로 흥미로운 사실은 한국개발연구원의 『예비타당성조사 표준지침』에 수록된 지역낙후도를 사용하여 식 (8)을 추정한 모수가 -0.0148로 나타났으며 이를 거리와 민간소비지출로 IV화한 경우 추정모수는 -0.0224로 나타나 두 추정모수 간에 차이가 존재한다는 점이다. 이러한 사실은 한국개발연구원의 『예비타당성조사 표준지침』에 수록된 지역낙후도가 불완전한 지표일 가능성을 보여주고 있다. 즉 식 (8)에서 보듯이 낙후도가 측정오차를 포함하는 변수(error-ridden variable)일 경우 낙후도와 오차항 간에 음(陰)의 상관관계($\text{Cov}[F'_{it}, (\eta_{it} - \phi\xi_{it})] = -\phi\text{var}(\xi_{it})$)가 존재하게 되고, 측정오차로 추정된 모수($\hat{\phi}$)와 불편추정치(ϕ) 사이에 아래의 관계가 성립한다.

$$E(\hat{\phi}) = \frac{\text{var}(F)_{|*}}{\text{var}(F')_{|*}} \phi \quad (11)$$

여기서 $\text{var}(F)_{|*}$ 와 $\text{var}(F')_{|*}$ 는 F와 F'의 조건부 분산을 의미한다. $F=F+\xi$ 의 관계에서 $\text{var}(F')_{|*} > \text{var}(F)_{|*}$ 이 성립하여 $\hat{\phi}$ 는 불편추정치에 비하여 0에 가까운 값($\phi < \hat{\phi} < 0$)을 가지게 된다. 그러나 IV를 사용할 경우 낙후도와 오차항 간의 상관관계는 발생하지 않고 식 (11)에서와 같

은 편향추정이 일어나지 않는다. IV에 의한 추정모수를 불편추정치로 간주하고 『예비타당성조사 표준지침』에 수록된 지역낙후도의 정보 대 교란신호의 비율(signal to noise ratio; $SNR = \text{var}(F) / \text{var}(\xi)$)을 구해보면 1.947이 되어 『예비타당성조사 표준지침』에 수록된 지역낙후도 분산의 약 33.9%가 측정오차에 의한 것으로 짐작할 수 있다.

2. 순재정편익의 측면에서 본 교부세의 형평성 평가

<표 6>에서 F의 IV를 사용한 회귀분석의 결과를 이용하여 아래의 식에 따라 각 군의 순재정편익을 계산하였다.

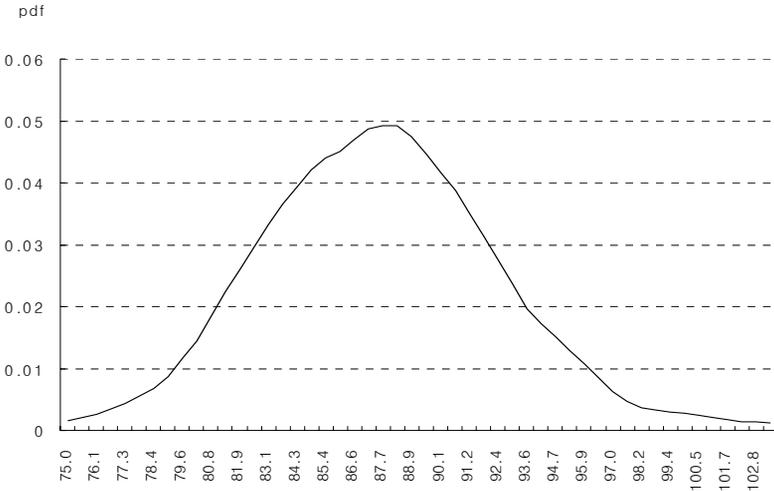
$$\hat{b}_i = \bar{s}_i - (\hat{\alpha} + \hat{\gamma} \log \bar{N}_i + \hat{\lambda} S_i + \hat{\phi} \hat{F}_i) \quad (12)$$

여기서 $\bar{N}_i = \sum_t N_{it} / T_i$ 를 의미한다. 식 (12)는 일견 복잡하게 보일 수 있으나 그 내용을 살펴보면 매우 간단하다. 우선 우변의 항은 회귀분석 결과에 따른 잔차항(residuals)임을 알 수 있다. 즉, 잔차항(η_{it})은 순재정편익이 고정효과(fixed effect)의 형태를 가지는 $\eta_{it} = b_i + \psi_{it}$ 의 모습으로 나타나므로 이를 시간의 경과에 따라 평균할 경우 $E(\eta_{it}) = E(b_i) + E(\psi_{it})$ 가 된다. 여기서 오차항은 정의에 의해 $E(\psi_{it}) = 0$ 이므로 결국 $E(\eta_{it}) = E(b_i)$ 가 된다. 식 (12)는 표본의 잔차항을 시간의 경과에 따라 평균할 경우 순재정편익을 구할 수 있음을 보여준다.

[그림 6]은 식 (12)에 의해 계산된 1994~2000년의 각 군의 1인당 평균 순재정편익의 분포를 보여준다. [그림 6]에 나타난 군의 경우 순재정편익의 평균은 87.6만원이고 표준편차는 4.6만원으로 78.3만~96.9만원(평균 $\pm 2 \times$ 표준편차)의 범위에 순재정편익의 94.6%가 포함될 정도로 밀집된 분포를 가진다. 불균형도를 나타내는 방법으로 흔히 사용하는 지니계수의 경우 그 값이 0.029에 불과하여 순재정편익이 매우 균등하게 분포되어 있음을 뒷받침한다.

기존의 연구는 지방교부세의 형평화 기능을 측정하는 데 있어 전통적인 방법인 변이계수, 지니계수, 집중지수, K-P지수를 사용하였다. 그러나 기존의 연구가 가지는 한계는 재정편익의 지역적 균형을 살펴보는

[그림 6] 순재정편익(net fiscal benefits)의 분포(郡)(1994~2000년)



데 한계를 가진다는 사실이다.

순재정편익의 형평화 기능에서 지리적 분포가 중요한 이유를 살펴보기 위해서 다음의 가상적 상황을 생각해보자. 논의의 편의를 위하여 여섯 개의 지방자치단체가 지리적으로 일직선상 왼쪽에서 오른쪽으로 위치하고 있다고 하자. 그러면 직선상의 지리적 분포는 $\{L_1, L_2, L_3, L_4, L_5, L_6\}$ 이다. 즉, L_2 는 L_1 및 L_3 와 인접하고 있으며 L_1 과 L_6 는 지리적으로 가장 먼 곳에 위치하고 있다. 여기서 가상적 순재정편익의 분포 $\{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$ 과 $\{1, 3, 6, 2, 5, 4\}$ 를 가정하자. 우선 지니계수로 측정된 두 개의 가상적 순재정편익의 불평등도는 같음을 알 수 있다. 그러나 첫 번째의 경우 지방자치단체의 지리적 위치가 왼쪽에서 오른쪽으로 이동하면서($L_1 \rightarrow L_6$) 재정편익이 증가하고 있는 반면, 두 번째의 경우는 재정편익의 크기에 있어 일정한 지리적 패턴을 찾기 힘들다. 이상의 예는 일부 지역의 순재정편익이 타 지역에 비하여 전반적으로 높게 나타나는 현상을 보인다면, 비록 지니계수로 측정된 불균등지수의 값이 같아도 순재정편익이 형평화되었다고 보기 힘들다는 사실을 보여준다.

한 가지 중요한 사실은 지방교부세의 지리적 패턴과 재정형평화 기능 간의 관계이다. 최근접 광역시까지의 거리가 멀수록 지역의 낙후정도가

심하고 교부세의 산정시 이를 고려하여 보정할 경우 광역시에서 가까운 군(郡)들은 1인당 교부세가 작고 먼 군(郡)들은 교부세가 클 것이므로 교부세의 지리적 상관관계가 뚜렷할 것을 예상할 수 있다.¹³⁾ 이러한 교부세의 지리적 패턴은 재정편익의 형평화를 위해 당연한 현상이다.

여기서 분명히 하여야 할 점은 교부세의 지리적 패턴과 순재정편익의 지리적 패턴이다. 즉, 최근접 광역시까지의 거리와 낙후정도가 일정한 상관관계가 있을 때 재정형평화를 위하여 교부세는 일정한 지리적 패턴을 지닐 수밖에 없다. 그러나 지방자치단체의 지출액과 교부세와 지방세의 부담으로 결정되는 순재정편익은 교부세가 재정형평화 기능을 성공적으로 수행할 경우 지리적 상관성이 미약해야 됨을 의미한다. 이는 식 (12)에서 순재정편익이 낙후도 IV를 포함하는 회귀분석의 결과에 따른 잔차항에서 구해지고 있다는 사실로도 알 수 있다.

순재정편익의 지리적 분포를 살펴보기 위하여 각 군의 순재정편익을 지도상에 표시하였다. [그림 7]을 시각적으로 살펴볼 때 접경지역(강원 북부와 경기 북부)과 산악지역(태백산맥과 소백산맥), 내륙의 군들이 상대적으로 재정편익이 낮은 형태를 보이고 있다.

재정편익의 지리적 패턴을 보다 체계적으로 보기 위해 다음과 같은 공간 가중치 행렬(SWM; spatial weight matrix)을 정의하였다. N개의 지방자치단체가 존재할 경우 SWM은 $N \times N$ 의 행렬이 되며 i 열과 j 행의 요소(element)는 w_{ij} 로 표시된다. 여기서 w_{ij} 는 지방자치단체 i 와 j 의 지리적 상황을 보여주는데, 만약 i 와 j 가 근린(近隣) 지역일 경우 $w_{ij}=1$ 이고, 그렇지 않은 경우는 $w_{ij}=0$ 으로 정의하였다.¹⁴⁾

SWM을 이용한 순재정편익의 지리적 패턴은 아래의 Moran's I 통계치에 의해 나타낼 수 있다(Moran[1948]).

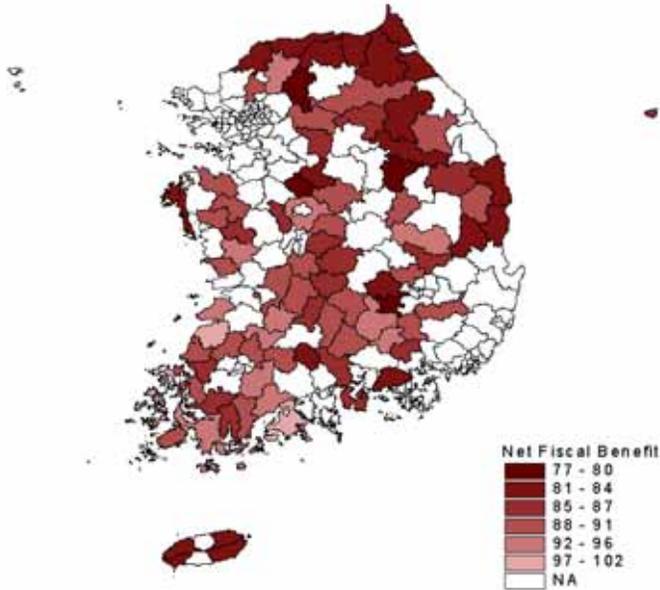
$$I = (N/S_0)[\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j] / \sum_i z_i^2, \quad (13)$$

여기서 $z_i = b_i - \bar{b}$ 이고 $S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$ 이다.

13) 본 연구결과의 지리적 상관성의 해석에 있어 날카로운 지적을 해주신 익명의 논평자에게 깊이 감사드린다.

14) 본 연구에서 사용된 SWM은 1차적 근린성(first-order contiguity)에 바탕을 둔 SWM이다. 근린성과 관련한 다양한 SWM의 형태는 Anselin(1988)을 참조할 수 있다.

[그림 7] 순재정편익의 지리적 분포: 郡



순재정편익이 지리적으로 일정한 패턴을 보이지 않을 경우 Moran's I의 기댓값은 $E(I) = -1/(N-1)$ 에 근사하게 된다. Moran's I의 값이 커질수록(즉, $I > E(I)$), 순재정편익은 정(正)의 지리적 자기상관성(positive spatial autocorrelation)을 가지게 된다. 정(正)의 지리적 자기상관성을 본 연구와 관련지어 생각해 보면 지역 i의 순재정편익이 인접한 지역 j의 순재정편익과 유사한 값을 가지게 될 확률이 높다는 것을 의미한다. 즉, 순재정편익이 높은 지역은 높은 지역끼리, 낮은 지역은 낮은 지역끼리 지리적으로 밀집된 분포를 보이게 된다. 이와 반대로 $I < E(I)$ 이면 부(負)의 지리적 자기상관성이 존재하게 되고, 이 경우 높은 순재정편익을 가진 지역 i와 낮은 순재정편익을 가진 지역 j가 서로 인접하게 되는 경향이 나타난다. 지리적인 패턴이 없다는 귀무가설하에서 Moran's I는 z통계치를 따르는 것으로 알려져 있으며 이를 이용하여 지리적 자기상관성에 대한 가설검증을 수행할 수 있다.

만약 현행 지방교부세제도가 재정형평화 기능을 성공적으로 수행한

〈표 7〉 지리적 자기상관성(Moran's I): 郡

변 수	I	E(I)	sd(I)	z	p-value
순재정편익	0.129	-0.012	0.086	1.636	0.051

다면, 지역 간 순재정편익과 지리적 근접성 간의 상관관계는 약해야 한다. 반대로 재정형평화의 기능이 미약할 경우, 순재정편익이 일정한 지역에 따라 군집되어 나타나는 모습을 보이게 될 것이다. [그림 7]에 나타난 지리적 순재정편익 분포도의 Moran's I를 구해본 결과 I는 0.129의 값을 가졌으며 z-통계치는 1.63으로 나타났다(표 7 참조).

<표 7>의 결과에서 Moran's I가 양(陽)의 값을 가지는 것으로 나타나 순재정편익의 과다에 따라 지리적으로 일정한 패턴을 보이고 있음을 시사하고 있다. 비록 Moran's I의 값이 5%의 유의수준에서 매우 근사(近似)한 값으로 각각되었으나(p-value=0.051) 10%의 유의수준을 적용할 경우 통계학적으로 유의미한 값을 가진다.

이상의 결과는 지역 간 격차 해소를 위한 교부세의 취지에 비추어 많은 시사점을 주고 있다. 즉, 지역 간의 재정격차 완화를 목적으로 교부세의 성과를 평가하기 위한 대부분의 연구에서 사용한 전통적인 불균형도 측정방법은 미흡하다는 사실이다. 순재정편익을 측정하여 본 결과 지니계수가 0.029로 나타나 완전평등에 가까운 수치를 보였다. 그러나 지리적 분포를 고려할 경우 지니계수로 측정된 낮은 불평등도에도 불구하고 지리적 자기상관성을 측정하는 Moran's I가 양(陽)의 부호를 가짐으로써 순재정편익의 많고 적음에 따라 일정한 지리적 패턴을 보이는 것으로 나타났다. 이러한 사실로 비추어 현행 교부세제도가 형평화 기능을 성공적으로 수행하고 있다고 단정하기 힘들다. 특히 위의 결과는 군 단위의 재정편익분석을 통해서 얻어진 것이며, 군의 경우 다른 지방자치단체에 비하여 상대적으로 동질적인 표본으로 볼 수 있음을 감안할 때 자치구 및 시의 순재정편익을 연구에 포함시켜 분석할 경우 교부세의 형평화 기능은 더욱 낮게 나타날 것으로 예상된다. 이를 위한 포괄적인 후속 연구가 있어야 할 것이며 더불어 현행 교부세의 재정격차 완화 기능을 재검토해 볼 필요가 있다.

V. 요약 및 결론

지난 10년간 지방자치시대와 함께 진행된 지방분권은 최근 참여정부의 주요 국정과제로 선정될 만큼 많은 관심과 기대 속에 추진되고 있다. 이제 지방분권은 사치스러운 선택의 문제가 아니라 절박한 과제로 다가왔으며, 이는 과거 수십 년간 진행되어온 수도권 집중화와 지방공동화 현상을 더 이상 방치할 경우, 이로 인한 막대한 경제적 비용이 수도권과 지방의 공멸을 가져올 수 있다는 절박한 위기의식에서 출발하였다.

지방분권의 핵심에는 지방의 균형적인 사회·경제적 발전과 재정분권이 자리잡고 있다. 특히 재정분권은 중앙과 지방 간 기능과 사무를 분산하고, 이에 상응하는 재원확보와 집행을 통하여 재정의 효율성을 높이는 것을 말한다. 그리고 그 과정에서 공공서비스 공급자와 수요자의 거리가 좁혀지고 자원배분이 보다 충실한 시장의 원리에 따라 이루어짐으로써 효율성이 제고된다는 긍정적인 측면을 가진다. 반면 재정책임성이 미흡한 가운데 지방행정수요가 급격히 팽창할 경우 흔히 나타나듯이 지방재정규율이 이완될 수 있다는 부정적 측면도 가지고 있는 것이 사실이다. 따라서 건전한 지방재정의 분권은 자율성과 책임성이 균형적으로 확대되어 가는 과정을 통하여 달성될 수 있다. 성공적인 재정분권은 합리적인 세원배분과 함께 효율적인 재정지원제도에 의해 결정된다고 해도 과언이 아니다.

본 연구는 우리나라의 지방재정지원제도 중 교부세를 중심으로 그 현황과 재정형평화 기능을 살펴보았다. 특히 군(郡)의 경우 지방교부세가 전체 재정수입에서 차지하는 비중이 매우 높고, 또한 대부분의 군이 지방교부세를 수령하고 있는 현실을 감안하여, 군 단위의 재정문제에 초점을 두고 실증적 분석을 시도하였다.

지방자치단체의 기본적인 행정수요를 위한 재정지원을 목적으로 하는 일반교부세의 형평화 기능을 살펴보기 위해 각 군(郡)의 순재정편익(net fiscal benefits)을 계산하였다. 연구결과에 따르면, 전통적인 방법으로 측정된 순재정편익의 불평등도는 매우 낮은 것으로 나타났으나 지리

적 분포를 면밀히 살펴본 결과 순재정편익의 많고 적음에 따라 일정한 지리적 패턴을 보였다. 이러한 사실은 현행 교부세의 재정격차 완화기능을 재검토해 볼 필요가 있음을 시사하는 것으로 해석된다.

참 고 문 헌

- 김동건, 『외국의 지방재정 개선노력—미국 및 호주 사례—』, 『행정논총』, 1993.
- 김정훈, 『지방교부세의 구조분석 및 개선방안』, 한국조세연구원, 1999.
- _____, 『국고보조금 개편방안』, 한국조세연구원, 2000a.
- _____, 『지방자치환경의 변화에 따른 지방재정조정제도의 개편방안』, 한국조세연구원, 2000b.
- _____, 『지방교부세의 형평화 효과에 관한 연구』, 한국조세연구원, 2001.
- 김태일, 『지방교부세의 수평적 재정형평화 효과분석: 측정방법에 대한 논의를 중심으로』, 『한국행정학보』, 1999.
- 김태일·김재홍·현진권, 『지방재정조정제도의 수평적 재정형평화 효과』, 『한국지방재정논집』, 2001.
- 문형표, 『지역간 형평성과 재정분권화』, 문형표(편), 『2003년도 국가예산과 정책 목표』, 한국개발연구원, 2003.
- 박병희, 『지방재정조정제도의 균등화 및 역진화 효과분석』, 『공공경제』, 1996.
- 박완규, 『지방교부금 배분방식의 개선방안』, 『재정논집』, 1990.
- _____, 『지방자치단체의 재정변수에 대한 실증분석』, 『재정논집』, 1996.
- _____, 『지방교부세제도와 조정교부금제도의 조정률 비교연구』, 『재정논집』, 1999.
- 박완규·이종철, 『우리나라 지방재정 불균등의 실태와 원인분석』, 『재정논집』, 2001.
- _____, 『지방교부세 산정방식에 대한 연구』, 『한국지방재정논집』, 2002.
- 박정수, 『지방교부세의 형평화 및 재분배 효과분석』, 『재정금융연구』, 1997.
- 서정섭, 『도시자치단체의 재정격차 결정요인분석과 개선방안』, 한국지방행정연구원, 1997.
- 안영훈, 『1997년 영국 지방자치단체의 구조개편에 관한 고찰』, 한국지방행정연구원, 1998.
- 원윤희, 『분권화와 재정의 대응과제』, 강문수·이혜훈(편), 『2001년도 국가예산과 정책목표』, 비봉출판사, 2001.
- 이효, 『국가와 지방자치단체간의 자원배분에 관한 연구』, 한국지방행정연구원, 1997.
- 최병호·정종필, 『보통 교부세에 있어서 세수노력 및 재정형평화에 대한 기준

- 세울과 수입인센티브제도의 효과, 『공공경제』, 2002.
- 한국지방행정연구원, 『주요 선진국의 지방재정제도 비교 연구』, 2002. 9.
- 행정자치부, 『2002 재정자립도 현황』, 2003.
- _____, 『지방재정연감』, 각년도.
- _____, 『지방교부세 산정해설』, 2002
- Anselin, L., *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, 1988.
- Bennet, R. J., *General Grants to Local Governments*, Cambridge University Press, 1982.
- Bird, R. M. and M. Smart, "Intergovernmental Fiscal Transfers: Some Lessons from International Experience," International Tax Program Rotman School of Management University of Toronto, 2001.
- Boadway, R. and F. Flatters, "Efficiency and Equalization Payments in a Federal System of Government: A Synthesis and Extension of Recent Results," *Journal of Canadian Economics*, 1982.
- Kim, Junghun, "Local Government Finance and Bond Market Financing in Korea," Korea Institute of Public Finance, 2002a.
- _____, "Population Size and Equalization Grants: A Comparative Study of Korea, Japan, and the United Kingdom," paper presented in KALF 2002 Conference, 2002b.
- _____, "Expenditure Assignment in Korea: Does It Spur Regional Concentration?" A Joint Conference of World Bank, 2003.
- Ma, Jun, "Intergovernmental Fiscal Transfer: A Comparison of Nine Countries (Cases of the United States, Canada, the United Kingdom, Australia, Germany, Japan, Korea, India, and Indonesia)," Macroeconomic Management and Policy Division Economic Development Institute, The World Bank, 1997.
- Moran, P., "The Interpretation of Statistical Maps," *Journal of Royal Statistical Society*, Vol.10, 1948, pp.243~251.
- Shah, Anwar, "The Reform of Intergovernmental Fiscal Relations in Developing and Emerging Market Economies," 1994.
- _____, "A Fiscal Need Approach to Equalization," The World Bank, 1996.
- William, H. G., *Econometric Analysis*, Prentice Hall, 2000.
- Winkler, Donald R., "The Design and Administration of Intergovernmental Transfers," World Bank Discussion Papers, 1994.

부 록

본문의 식 (4)에 제약식 $g_i = t_i N_i + s_i N_i$ 를 대입하면

$$b_i = \frac{g_i}{N_i^\beta} - t_i = \frac{t_i N_i + s_i N_i}{N_i^\beta} - t_i. \quad (A1)$$

지방세 부담이 일정하다는 가정하에 $t_i = \bar{t}$ 라 두고 식 (A1)을 정리한 다음 양변에 로그를 취하면 아래 식을 얻는다.

$$b_i + \bar{t} = \frac{\bar{t} + s_i}{N_i^{\beta-1}}. \rightarrow \log(b_i + \bar{t}) = (1-\beta) \log N_i + \log(s_i + \bar{t}) \quad (A2)$$

테일러 근사법(Taylor series)에 의해 x 의 다항식 $f(x)$ 를 x_0 에서 전개하면 $f(x) \simeq f(x_0) + f'(x_0)(x - x_0)$ 가 된다. 여기서 $x = s_i + \bar{t}$, $x_0 = \bar{t}$, $f(x) = \log x$ 라 하면, $f(x_0) = \log \bar{t}$, $f'(x_0) = 1/\bar{t}$, $(x - x_0) = s_i$ 가 되어

$$\log(s_i + \bar{t}) = \log \bar{t} + \frac{1}{\bar{t}} s_i$$

$$\log(b_i + \bar{t}) = \log \bar{t} + \frac{1}{\bar{t}} b_i$$

가 된다. 위의 결과를 식 (A2)에 대입하면 아래의 식 (A3)을 얻을 수 있다.

$$\log \bar{t} + \frac{1}{\bar{t}} b_i = (1-\beta) \log N_i + \log \bar{t} + \frac{1}{\bar{t}} s_i \quad (A3)$$

끝으로, 식 (A3)을 s_i 에 대하여 정리하고, 상수항과 오차항을 포함하는 계량모형의 식으로 변환하면 식 (5)를 얻을 수 있다.

$$s_i = b_i + \bar{t}(\beta-1) \log N_i \rightarrow s_i = \alpha + b_i + \gamma \log N_i + \epsilon_i$$