

韓國 地方公共財 需要函數 推定^{*}

金 聖 泰^{**}

〈 목 차 〉

- I. 序
- II. 模型
- III. 資料
- IV. 推定方法 및 推定模型의 妥當性 檢定
- V. 推定結果
- VI. 結論 및 政策的 示唆點

I. 序

최근 지방화시대를 맞이하여 각 지방의 경제개발모형이 활발하게 논의되고 있다. 본 논문은 지역경제 개발에 있어서 중추적 역할을 담당하게 될 地方公共財(local public goods)에 대한 수요함수를 추정함으로써 지방공공재 수요의 결정 과정을 파악하는 데에 그 목적이 있다.

공공재는 民間財(private goods)에 대비되는 재화로서 非競爭性(non-rivalry) 및 非排除性(non-excludability)을 갖는데 시장기능에 의해 공급되지 않고 정부에 의해 공급되는 특징을 갖고 있다. 그러므로 공공재는 시장기능에 의한 효율적 배분을 기대할 수 없어 정부 스스로가 효율적 배분을 위해 공공재의 수요를 정확하게 추정할 필요성이 대두되는 것이다.

특히 지방공공재라 함은 도로, 경찰치안, 소방, 학교교육, 상하수도 및 공

* : 본 논문은 1992년도 한국경제학회 정기학술대회에서 발표되었던 논문을 수정 보완한 것임. 본 논문의 수정 보완에 큰 도움을 준 두명의 심사자에게 심심한 사의를 표합니다.

** : 청주대학교 경제학과 부교수.

원 등을 포함하는데 국방과 같은 경제 전체에 공급되는 공공재와는 달리 각 지방의 경제력과 여건에 따라 공급되는 공공재를 가리킨다. 따라서 지역경제의 특성과 경제여건에 따라 각 지역마다 상이한 수준의 공급량이 결정되어야 할 것이다. 이에 지방공공재의 수요를 결정하는 주요 요소를 파악하여야 하는데 바로 지방공공재의 수요함수를 추정함으로써만이 가능하다.

최근 지방자치제의 시작과 함께 각 지방정부는 나름대로의 경제적 특성을 감안한 경제개발을 수행하게 될 것인데, 그 과정에 있어 지방공공재의 수요를 정확히 추정함으로써 그에 상응하는 장기 및 단기공급계획을 세울 수 있게 됨에 따라 지방정부의 예산을 효율적으로 집행할 수 있게 될 것이다. 또한 각종 경비지출의 경제적 효과를 예측하는데 있어서도 지방공공재 수요의 추정은 필요하게 될 것이다. 이와 함께 중앙정부가 각 지방에 대해 보조금이나 교부세를 지급할 경우 지역간 효율적이고 형평에 맞는 배분을 위해서도 각 지방의 지방공공재에 대한 수요를 파악하는 것이 필요하다.

지방공공재는 사회간접자본으로서 지역의 경제발전에 초석이 될 뿐 아니라 지역주민의 후생을 증대시키는데도 중요한 역할을 담당하게 된다.

이상과 같은 이유에서 한국 지방공공재의 수요함수 추정은 매우 중요하다. 그러나 현재까지는 자료의 제약이나 관심부족 등으로 본 과제에 대한 본격적인 연구가 이루어지지 않아 왔다. 이에 본 논문은 이미 개발된 지방공공재이론에 근거하여 한국 지방공공재의 수요를 추정하려고 한다.

지방공공재 수요에 대한 접근방법은 中位投票者模型을 이론적 배경으로 하고 있다. 중위투표자모형은 원래 Hotelling(1929)에 의하여 개발된 복점이론을 토대로 Bowen(1943)이 발전시켰으며 Black(1948), Downs(1957)가 일반화시켰다. 이론의 내용은 한마디로 특정가정하에서 中位公共財需要量(median quantity demanded)과 여타 수요량을 투표에 부쳐 다수결에 의해 결정하는 경우 중위수요량이 항상 투표에서 이기게 된다는 것이다. 따라서 위정자들은 항상 중위수요량의 공공재를 공급한다는 것이다. 왜냐하면 만약 여타 수준의 공공재를 공급하면 선거에서 패배하게 될 것이기 때문이다(Romer and Rosenthal(1979)).

중위투표자모형을 이용하여 Bergstrom and Goodman은 지방공공재의 수요함수를 추정하였다. 추정방정식의 종속변수는 지방공공재에 대한 支出變數가 쓰여졌고, 설명변수로는 소득수준, 지방공공재의 稅金價格(tax-

price), 인구 및 기타 경제사회변수들이 포함되었다.¹⁾ 이 모형은 실증분석에 있어 많은 학자에 의해 채택되어 왔는데 Inman(1978), Denzau(1975), Bergstrom, Rubinfeld, and Shapiro(1982) 등에 의해 미국의 지방공공재 수요가 추정되었다. 미국 외의 경우에는 Pommerehne and Frey(1976), Pommerehne(1978), Pommerehne and Schneider(1978) 등에 의해 실증분석이 이루어져 왔다. 그 중 교육에 대한 수요함수의 추정결과를 보면 소득탄력성은 0.4~1.3 범위의 추정치를 구했고, 가격탄력성은 -0.2~-0.4 범위의 추정치를 얻어 실증분석 결과는 대개 이론을 뒷받침하는 것으로 드러났다.²⁾

지방공공재의 수요함수를 추정하는 두번째 접근방법으로는 Tiebout(1956) 모형을 이용하는 것이 있다. 그 모형에 의하면 각 개인이 지역간 자유로이 이주할 수 있으면 균형하에서는 결국 모든 개인은 자신이 원하는 수준의 공공재가 공급되는 지역에 거주하게 된다는 것이다. 따라서 중위투표자모형의 추정치는 개인이 지역간 이주가 가능한 경우에는 편의(bias)를 가질 수 있다는 것이다. Goldstein and Pauly(1981)는 그 점에 착안하여 추정하였다.

지방공공재의 수요추정의 세번째 방법으로는 微視設問資料(micro survey data)를 이용하여 LOGIT의 推定技法을 사용하는 것인데 Courant, Gramlich and Rubinfeld(1979) 및 Bergstrom, Rubinfeld and Shapiro(1982)는 교육에 대한 수요함수를 추정하였다.

지방공공재 수요추정의 네번째 방법으로서 각 지방의 주택이나 土地價格의 資本化(capitalization)가 결국 개인의 지방공공재에 대한 평가를 나타낸다는 사실에 근거하고 있다. 소위 hedonic approach라고 불리우는 방법을 이용하여 Harrison and Rubinfeld(1978), Nelson(1978)은 지방공공재의 수요함수를 추정하였다.

- 1) 중위투표자모형의 문제점은 이론상으로 너무 가정이 강하다는데 있는데 특히 위에서 언급한 소비자의 단일봉선호와 공공재선택의 1차원성의 가정이 문제이다.
- 2) 실증분석에 있어서의 문제점은 중위투표자의 특성을 모르면 거시자료를 이용하여 수요함수를 추정하는데 어려움이 있다는 것이다. 또한 지방공공재에 대한 경비지출 규모로서 해당 공공재에 대한 수요를 대신하기 위해서는 몇가지 충분조건이 만족되어야 하는데 그 중 특히 공공재수요의 분포가 소득의 단조함수라는 가정이 성립되어야 하나 현실적으로 타당하지 않다는 것이다. 그 밖에도 현실적으로 지방공공재의 공급량이 결정되는 과정을 보면 투표에 의한 것보다는 기타 정치절차에 의해 결정된다는 문제점이 있다.

마지막으로 지방공공재 수요함수 추정의 다섯번째 방법은 Groves and Todo-Rovira에 의해 제시된 이론에 근거한 것이다. 그 이론에 의하면 지방공공재의 수요는 각 개인의 수요를 加重平均한 것에 의해 결정된다는 것으로 중위소득 뿐만 아니라 소득분포의 分散에 의해서도 영향을 받는다는 것이다. 이 모형은 중위투표자모형을 하나의 특수한 형태로 포함하는 일반화 된 것인데 추정결과 중위투표자모형보다 나은 것이 입증되었다.

국내에서 본 과제에 대한 직접적인 연구는 여태까지 이루어지지 않았다. 단지 공공재를 포함한 일반경비지출의 결정요소를 박종구(1988)가 실증분석을 통하여 알아보았고, 채병구(1989)가 지방자치하에서의 도시재정수요에 대해 분석하였으며, 조정제(1989)가 지방공기업의 민영화 관점에서 지방공공재에 관하여 분석한 정도이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II절에서는 한국 지방공공재의 추정에 앞서 지방공공재 수요함수 추정모형의 이론적 배경을 밝힐 것이다. 그리고 Bowen(1943), Black(1948), Downs(1957)에 의해 개발된 중위투표자모형(Median Voter Model)에 근거한 지방공공재 수요이론을 살펴본 뒤 이 이론에 근거한 지방공공재 수요추정의 방법(Bergstrom and Goodman(1973))을 정리한다.

제 III절에서는 각 지방의 上水道, 敎育 및 道路의 지방공공재 자료와 지방공공재 수요의 주요 결정요소로 생각되는 인구, 地域總產出高(Gross Regional Product : GRP) 및 지방세 자료 등이 시 및 도를 단위로, 시계열 자료로 정리될 것이다. 따라서 자료는 횡단면 및 시계열자료를 함께 정리한 패널자료(Panel Data)가 될 것이다.

제 IV절에서는 패널자료의 추정방법으로서 固定效果模型(fixed effect model)과 確率效果模型(random effect model)을 소개하고 본고의 추정모형으로서 후자를 선택하는데 모형의 타당성에 대한 Hausman test가 시행될 것이다.

그리고 제 V절에서는 추정결과에 대해 분석하고 제 VI절에서는 본고의 결론과 함께 추정결과가 정책적으로 시사하는 바를 밝히게 될 것이다.

II. 模 型

이 절에서는 공공재에 대한 수요함수를 추정하기 위한 推定方程式을 도출한다. 기본적으로 모형은 Bergstrom and Goodman(1973)의 중위투표자 모형에 근거하는데, 자료의 제약에 맞추어 약간 변형하였는데 간단히 소개하면 다음과 같다.

각 개인은 일정기간 동안 주어진 소득 Y 를 가지고 민간재 X 및 공공재 G 를 소비하며 특정한 지역에 주거하는 대가로 P_G 를 지불한다. 민간재의 가격은 1로 정규화하였으며 공공재의 가격은 P_G 이다. 따라서 각 개인의 예산 제약식은 다음과 같다.

$$X + P_G G = Y \quad (1)$$

각 개인의 효용은 민간재 소비량 및 공공재 소비량에 의존한다. 더욱이 각 개인의 상이한 사회경제적 특성이 서로 다른 선호로 시현된다면 효용함수는 각 개인의 특성을 나타내는 변수벡터 Z 에 의존하게 될 것이다. 효용함수 $U(X, G; Z)$ 는 준오목(quasi-concave)함수이며 일련의 효용함수의 일반적인 특성을 만족한다고 하자.³⁾ 따라서 대표적 개인의 예산제약하의 효용극대화 문제는 다음과 같다.

$$\text{Max } U(X, G ; Z) \quad (2)$$

$$\text{제약조건 : } X + P_G G = Y$$

공공재는 반드시 순수공공재일 필요는 없다. 즉 공공재 공급수준은 지역인구의 규모에 따라 결정되므로 어느 정도 混雜性을 가질 수 있다. 단 동일한 지역내의 모든 개인들은 동일한 수준의 공공재를 소비한다고 가정하자.

한편 지방공공재를 공급하는 지방정부의 예산제약 역시 공공재의 세금가격 P_G 를 통해 각 개인의 공공재 수요함수에 영향을 미친다. 지방공공재가 최적수준으로 공급될때 공공재 생산의 한계비용 및 평균비용이 c 라고 가정하면 지방정부의 예산제약은 식 (3)과 같이 될 것이다.

$$cG = T + A \quad (3)$$

3) 효용함수 $U(\cdot)$ 는 연속 미분가능하며, $U_i > 0$, $U_{ii} < 0$, $i = X, G$.

여기서 T 는 지방정부의 自體收入을 나타내며 A 는 중앙정부로부터 받는 보조금을 나타낸다.⁴⁾ 만약 지방정부의 자체수입이 모두 財産稅 LT 로 충당되고 中位所得者가 지역주민의 平均 稅金價格을 지불한다고 하면 지방공공재의 세금가격은 다음과 같이 된다.

$$P_G = LT/N \quad (4)$$

단 N 은 해당지역의 인구규모를 나타낸다.⁵⁾

결국 각 개인의 예산제약식 (1)과 지방정부의 예산제약식 (3)의 조건하에서 개인의 효용극대화 문제를 풀면 대표적 개인의 지방공공재의 수요함수가 도출될 것이다. 수요함수는 일반적으로 식 (5)와 같이 나타낼 수 있는데 상첨자 $*$ 는 바람직한 지방공공재의 양을 의미한다.

$$G^* = f(Y, P_G; Z) \quad (5)$$

지역주민들이 지방공공재로부터 일정한 질의 공공재 서비스 G_0 를 수요한다고 가정하자. 이 경우 혼잡성 때문에 G_0 는 인구규모 N 의 함수가 된다. 즉

$$G_0 = G/N^g$$

여기서 G 는 관측되는 공공재의 양을 나타내며 g 는 0과 1사이의 값을 갖는다. 만약 $g=0$ 이면 G 는 純粹公共財가 되며 $g=1$ 이면 공공부문에서 공급되는 민간재가 될 것이다. 만약 G 와 관련된 세금가격이 식 (4)와 같이 주어지면 G_0 한 단위의 세금가격은 다음과 같다.

$$P_{G_0} = P_G N^g$$

더욱이 모든 개인이 동일한 세금가격을 지불하는 경우 순수공공재의 경우 그 값은 공공재 평균생산비용의 $1/N$ 이 될 것이다. 반면에 G 가 공공부문에서 공급되는 순수민간재의 경우 P_{G_0} 는 공공재 평균생산비용과 같게 될 것이다.

4) 여기서 보조금은 포괄적인 개념의 보조금으로서 우리나라의 경우 지방교부세 및 보조금을 모두 포함한다.

5) 실제로는 각 지역의 평당 재산세로서 표준화 하여 세금가격으로 이용하였다.

다음 문제는 구체적인 지방공공재 수요함수의 추정방정식을 결정하는 것이다. 가장 흔하게 이용되는 것은 $\log-\log$ 형태인데 그 이유는 단순성과 함께 추정계수가 바로 공공재수요의 해당변수에 대한 탄력성을 나타내기 때문이다.⁶⁾ 만약 지역내의 모든 개인이 자신이 원하는 지방공공재의 서비스를 받는다고 하면, 수요함수는 다음과 같이 될 것이다.

$$\log G_0 = \beta_1 + \beta_2 \log Y + \beta_3 \log P_{G_0} + \beta_5 \log Z + U \quad (6)$$

단 U 는 교란항을 나타낸다. 그러나 현실세계에서 우리가 관찰할 수 있는 것은 G_0 아닌 G 이므로 다음의 두 식을 이용하면,

$$\begin{aligned} \log G_0 &= \log G - g \log N \\ \log P_{G_0} &= \log P_G + g \log N \end{aligned}$$

수요함수의 추정방정식은 다음과 같이 된다.

$$\log G = \beta_1 + \beta_2 \log Y + \beta_3 \log P_G + \beta_4 \log N + \beta_5 \log Z + U \quad (7)$$

$$\text{단 } \beta_4 = g(1 + \beta_3)$$

그런데 지역별로 상이한 수준의 지방공공재가 수요되므로, 지역 i 의 t 년도의 수요함수의 추정방정식은 다음과 같다.

$$\log G_{it} = \beta_1 + \beta_2 \log Y_{it} + \beta_3 \log P_{G_{it}} + \beta_4 \log N_{it} + U_{it} \quad (8)$$

단 하첨자는 it 는 지역 i 의 t 년도를 나타낸다.⁷⁾

III. 資 料

1. 變數의 定義 및 資料出處

추정방정식의 종속변수로서 실증분석의 핵심이 되는 지방공공재로서 道

6) 사실 이와 같은 $\log-\log$ 형태의 수요함수에 상응하는 효용함수는 Cobb-Douglas 효용함수 밖에 없다.

7) 식 (8)에서 각 지역의 사회경제적 특성을 나타내는 변수 Z 가 빠진 것은 단순히 자료가 없기 때문이다.

路, 教育 및 上水道를 선택하였다. 도로는 변수 ROAD로 정의되어, 1971년부터 1986년에 이르는 서울을 비롯한 11개 시도⁸⁾별 총도로연장으로서 측정되었다. 교육은 변수 ED(Education)로 정의되어 1970년부터 1986년에 이르는 11개 시도별 총학교의 수로 측정되었는데 초중고교 및 전문대학과 대학까지를 모두 포함하고 있다. 상수도는 변수 WS(Water Supply)로 정의되어 1975년부터 1986년에 이르는 11개 시도별 하루 급수량으로 측정되었다. 이상의 3개 변수의 자료는 모두 한국통계연감으로부터 추출되었다.

설명변수로서 중위소득(Y)은 일인당 지역총산출고(per capita GRP)로 측정되었는데 김성태 외(1991)가 정리한 자료가 그대로 이용되었는데 변수 PGRP로 정의되었다. 지방공공재의 수요함수를 추정하는 데 있어 핵심변수의 하나인 세금가격 P_0 는 지방공공재의 가격을 나타내는데 여러가지 방법으로 측정될 수 있다. 세금가격 변수가 가져야할 특성의 하나는 각 지역별로 상이한 지방공공재의 서비스에 상응하는 가격을 나타내야 한다는 것이다. 따라서 특정지역에 거주하기 때문에 지불하여야 되는 것을 P_0 의 후보변수로 생각할 수 있다. 또한 현실적으로 쉽게 구할 수 있는 자료이어야 한다. 여기서는 세금가격을 앞서 밝힌 바와 같이 각 지역의 1인당 坪當 財産稅로 정하였다.⁹⁾ 지방세 자료는 지방재정연감으로부터 추출되었다. 인구변수 N은 한국통계연감으로부터 그 자료가 추출되었다.

한 가지 유의할 것은 지방공공재의 수요량을 나타내는 변수가 모두 실질변수(real term)이므로 지역산출고는 GDP 디플레이터를 이용하여 1980년 불변가격으로 환산되었다.

11개 시도는 김성태 외(1991)에서와 같이 사회경제적 및 지정학적 관점에서 세 가지 권역으로 구분되었는데 서울, 부산은 대도시권(metropolitan area : MT)으로, 경기, 경북, 경남은 대도시근접권(outlying metropolitan area : OM)으로 충북, 충남, 전북, 전남, 강원, 제주는 비도시권(remote

8) 11개 시도는 서울, 부산, 경기, 경북, 경남, 충남, 충북, 전남, 전북, 강원 및 제주도인데, 1970년 이후 변화한 행정구역은 자료의 일관성을 유지하기 위하여 1970년 기준으로 재 정리하였다.

9) 기타 방법으로 세금가격은 각 지역의 자체수입(지방세+세외수입)이 총지역산출고에서 차지하는 비율로 정의할 수도 있으며, 일인당 지방세로 정의할 수도 있을 것이다. 본고에서 보고되지는 않았지만 각 경우에 대해서도 회귀분석을 하였는데 실증분석 결과는 대동소이 하였다.

hinterland area : RH)으로 구분되었다. 권역별로 지방공공재의 수요행태가 차이가 있으므로 더미변수(dummy variable)가 설명변수로 포함되었다. 즉 대도시권에 대해 $D_1=1$, 기타 권역은 $D_1=0$ 으로 정의되었으며, 대도시근접권에 대해 $D_2=1$, 기타 권역은 $D_2=0$ 으로 정의되었다. 단 도로의 경우 상수항이 빠지고 대도시권에 대한 더미변수만 포함시킨 것이 가장 설득력 있는 모형으로 드러나 그렇게 모형이 설정되었다.

2. 地方公共財의 變化 推移

1970년 부터 1985년 까지 지방공공재의 변화 추이는 <표 1>에 나타나 있다. 도로의 경우 1970년 일정 면적(km²)당 대도시권의 총도로연장은 5.005km이었는데 1985년 7.740km로 미미하게나마 개선된 것으로 드러났다. 반면

<표 1> 韓國 地方公共財의 變化 推移

	년 도	1970	1975	1980	1985
총도로연장 (km/km ²)	대도시권	5.005	6.690	7.730	7.740
	대도시근접권	0.357	0.387	0.413	0.483
	비도시권	0.468	0.493	0.548	0.558
총학교수 (개/천명)	대도시권	0.131	0.124	0.120	0.182
	대도시근접권	0.335	0.344	0.345	0.480
	비도시권	0.371	0.394	0.420	0.614
1일급수량 (톤/천명)	대도시권	—	261	306	325
	대도시근접권	—	153	197	230
	비도시권	—	126	168	224

자료 : 한국통계연감 1970—85 각년도.

에 대도시근접권의 경우 1970년에 0.357km의 극히 낮은 수준에서 1975년 0.483km로, 비도시권의 경우 1970년 0.468km에서 1975년 0.558km로 거의 개선된 것이 없는 것으로 나타났다. 대도시권에서도 인구증가 추세를 감안하여 千名當 도로연장을 보면 같은 기간 동안 거의 개선된 것이 없는 것으로 드러나 사회간접자본으로서의 도로에 대한 투자가 경제발전을 전혀 따라주지 못하여 왔다는 것을 입증한다.

인구 천 명당 학교수의 경우 1970년 대도시권 0.131개로 가장 열악하고 비도시권이 0.371개로 가장 나았는데, 1985년 이르는 동안 그 차이는 더욱

벌어졌다. 단지 1인당 1일급수량에 있어서만 대도시권이 기타 지역보다 지속적으로 나은 것을 보여주고 있다.¹⁰⁾

IV. 推定方法 및 推定模型의 妥當性 檢定

1. 推定方法

추정방정식은 다음과 같다.

$$\log G_{it} = \beta_1 + \beta_2 \log PGR_{it} + \beta_3 \log P_{G_{it}} + \beta_4 \log N_{it} + \beta_5 D_1 + \beta_6 D_2 + U_{it} \quad (9)$$

$$\text{단, } U_{it} = \eta_i + \varepsilon_{it}$$

여기서 η_i 는 지역 i 의 個別效果를 나타내는 항으로서 각 지역이 고유하게 갖고 있는 사회경제적, 地政學的 특성 중 관찰되지 않은 요인을 나타낸다. 개별효과를 나타내는 η_i 가 고정적인지 혹은 확률적으로 결정되느냐에 따라 추정모형은 固定效果模型(fixed effect model)과 確率效果模型(random effect model)으로 나눌 수 있다. 본고에서는 일단 추정모형으로서 확률효과모형을 선택하였다. 따라서 η_i 는 평균이 0이고 분산이 $\sigma^2(\eta)$ 인 정규분포를 따른다고 하자. 한편 ε_{it} 는 지역 i 의 t 년도의 교란항을 나타낸다. η_i 와 ε_{it} 에 대해서는 다음을 가정한다.

$$E[\varepsilon_{it}] = 0, E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}] = \sigma^2(\varepsilon) \quad \text{만약 } t=s, j=s, \\ 0 \quad \text{기타}$$

$$E[\eta_i, \varepsilon_{it}] = 0$$

독립변수 G 는 ROAD, ED, WS의 세 변수로 측정되므로 결국 세 가지 지방공공재의 수요함수를 추정하게 될 것이다. 모든 변수는 III절에서 정의한 바와 같고 β_1 은 상수항을 나타낸다. 하첨자 it 의 i 는 11개 시도 지역을, t 는 년도를 의미한다.

10) 공공재의 비배제성의 특성상 인구에 관계없이 공급수준 전체를 비교할 수도 있으나, 여기서는 3개 권역을 동일한 척도로 비교하기 위해서 도로는 평방km당, 나머지는 인구 천명당 수치로 표준화하여 비교하였다.

식 (9)는 편의상 다음과 같은 간단한 행렬로 표시할 수 있다.

$$y = xb + u$$

단 y 는 독립변수 $\log G$ 를, x 는 설명변수 벡터($1, \log PGRP, \log P_G, \log N, D_1, D_2$)를 나타낸다.

패널자료를 이용하여 확률효과모형을 추정하는 방법은 Kim(1989)을 참조하면 되는데 여기서는 간단히 개괄적인 방법만 소개하기로 한다.

식 (9)에서 u_{it} 의 共分散 行列을 V 라고 하면 V 는 다음과 같다.

$$V_{(NT \times NT)} = \begin{pmatrix} V_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & V_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & V_n \end{pmatrix}$$

$$\text{단 } V_i = \begin{pmatrix} \sigma^2(\eta) + \sigma^2(\epsilon) & \sigma^2(\eta) & \cdots & \sigma^2(\eta) \\ \sigma^2(\eta) & \sigma^2(\eta) + \sigma^2(\epsilon) & \cdots & \sigma^2(\eta) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma^2(\eta) & \sigma^2(\eta) & \cdots & \sigma^2(\eta) + \sigma^2(\epsilon) \end{pmatrix} \quad (10)$$

식 (10)에서 $\sigma^2(\eta)$ 과 $\sigma^2(\epsilon)$ 이 알려져 있으면 GLS(Generalized Least Square)를 이용하여 추정할 수 있다. 즉 $P'P\theta^{-2} = V^{-1}$ 을 만족하는 直交行列 P 를 발견하여 벡터로 표현된 추정방식 $y = xb + u$ 에 앞곱하기를 하여 다음과 같이 쓰면

$$y^* = x^*b + u^* \quad (11)$$

$$\text{단 } y^* = Py, \quad x^* = Px, \quad u^* = Pu$$

새로운 오차항 u^* 의 공분산행렬은 항등행렬이 된다. 즉

$$\text{var}(u^*) = E[u^*u^{*'}] = E[PUu'P'] = \theta^2 I \quad (12)$$

따라서 변환된 자료로 구성된 추정방정식 (11)에 OLS를 적용하여 추정할 수 있다. 여기에서 P 는 다음과 같이 블록對角行列이 된다.

$$P_{(NT \times NT)} = \begin{pmatrix} P_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & P_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & P_n \end{pmatrix} \quad \text{단 } P_i \text{는 } (T \times T) \text{의 정방행렬}$$

그러나 $\sigma^2(\eta)$ 과 $\sigma^2(\varepsilon)$ 이 알려져 있지 않기 때문에 最尤推定法(Maximum Likelihood Estimation)을 이용하게 된다. 개별지역 i 의 우도함수는 η 과 ε 가 정규분포를 따르므로 다음과 같이 정의된다.

$$L_i = (2\pi)^{-T/2} |V_i|^{-1/2} \exp(-1/2 u_i' V_i^{-1} u_i) \quad (13)$$

또한 전체표본의 우도함수는 $L = \prod_{i=1}^n L_i$ 가 될 것이다. 직교행렬 P_i 는 식 (14)의 형태가 되는데 I_T 는 $(T \times T)$ 의 항등행렬이며 ℓ 은 원소가 모두 1인 $(T \times 1)$ 인 열벡터이며 ρ 는 scalar이다.

$$P_i = I_T - \rho/T \ell \ell' \quad (14)$$

위 식에 의하면 ρ 를 알아야 만이 P_i 값이 정해지는데 문제는 ρ 값을 어떻게 발견하느냐 하는 것이다. 이 경우 $E[u_{it} u_{is} | t \neq s] = 0$ 이 되는 것을 이용하여 ρ 값을 구하면 식 (15)와 같이 표현되는 것을 알 수 있다.

$$\rho = 1 - \sqrt{\frac{(1-\delta)/T}{\delta + (1-\delta)/T}} \quad (15)$$

단, $\delta = \sigma^2(\eta) / (\sigma^2(\eta) + \sigma^2(\varepsilon))$

식 (15)에서 δ 가 결정되면 ρ 가 결정되는 것을 알 수 있다. 따라서 최우값 L 을 결정하는 최적 δ 를 0과 1사이에서 찾는 것이 최우추정법의 핵심이 된다.

ρ 는 $0 \leq \rho \leq 1$ 의 범위를 갖는데 $\rho=0$ 인 경우 MLE는 OLS와 같게 되며 $\rho=1$ 인 경우 MLE는 고정효과모형의 추정방법이 된다.

결국 log우도 L 은 식 (16)과 같이 구할 수 있다.

$$L = \sum \log(1 - \rho) / \hat{\sigma}^T + k \quad (16)$$

단 $\hat{\sigma}$ 는 특정 δ 의 값에 의해 변환된 자료의 OLS로부터 구한 표준오차를

나타내며 $k=NT/2$ 이다. 결론적으로 확률효과모형의 MLE는 식 (16)을 극대화시키는 최적 δ 를 0과 1사이에서 구간탐색(grid search)을 통하여 구하는 과정이다.

2. 推定模型의 妥當性 檢定

패널자료를 이용하는 경우 확률효과모형과 고정효과모형의 두 가지로 추정모형을 설정할 수 있으므로 본고에서 가정한 확률효과모형이 타당한 모형인가를 검정할 필요성이 대두된다. 이를 소위 모형설정의 검정(specification test)이라고 하는데 패널자료의 경우 Hausman test가 된다(Hausman (1978) 참조). 검정의 귀무가설 H_0 는 ‘확률효과모형이 올바른 모형이다’라는 것이 될 것이다.

Hausman test의 절차는 다음과 같다. 모형이 $y_{it}=x_{it}b+u_{it}$ 로 주어진 경우 확률 효과모형에 의해 발견된 최적 δ 에 상응하는 직교행렬 P_i 를 y_{it} 와 x_{it} 에 앞곱하기 하여 y_{it}^* 와 x_{it}^* 를 구한다. 다음 고정효과에 상응하는 x_{it} 를 다음과 같이 구한다.

$$\bar{x}_{it}=x_{it}-\sum x_{it}/T$$

끝으로 식 (17)에서와 같이 y_{it}^* 를 x_{it}^* 와 \bar{x}_{it} 에 대해 회귀분석한 후 \bar{x}_{it} 에 대한 추정계수의 벡터 γ 가 모두 0이 되는가에 대한 F-검정을 하면 된다.

$$y_{it}=x_{it}^*b+x_{it}\gamma+u_{it}^* \quad (17)$$

$$H_0 : \gamma=(\gamma_1,\dots,\gamma_k)=(0,\dots,0)$$

결국 확률효과모형은 $\gamma=0$ 이라는 제약하의 모형이고, 제약변수의 수는 k 개가 된다. 따라서 F-검정통계량은 다음과 같이 된다.

$$F=\frac{(RSS_r-RSS_u/k)}{RSS_u/(T-j)}$$

여기서 RSS_r 은 $\gamma=0$ 이라는 제약하의 잔차자승합(residual sum of squares)을, RSS_u 는 무제약하의 잔차자승합을, j 는 식 (17)의 독립변수의 수를, T 는 관측치의 수를, k 는 제약변수의 수를 나타낸다.

교육의 경우 $T=187$, $j=9$, $k=3$ 이며 $RSS_i=8.981$, $RSS_o=8.635$ 이므로 검정통계량은 $F=\frac{(8.981-8.635)/3}{8.635/178}=2.379$ 가 되어 유의수준 1%하에서 F의 임계치 $F^*_{3,167}=3.78$ 보다 작은 값을 가져 귀무가설은 채택된다. 즉 확률효과모형이 바른모형이라는 것이 입증된다.

〈표 2〉에는 세 개의 추정방정식에 대한 Hausman test의 결과가 나타나 있는데 모두 확률효과모형이 바른 모형이라는 귀무가설을 채택하게 되었다.

〈표 2〉 Hausman test 결과

모 형	RSS_i	RSS_o	$T-j$	k	F-검정통계량	F*임계치	검정결과
도 로	8.320	7.799	169	3	3.763	3.78	H_0 채택
교 육	8.981	8.635	178	3	2.379	3.78	H_0 채택
상수도	6.190	5.744	123	3	3.183	3.78	H_0 채택

주 : F*는 유의수준 1%하에서의 임계치를 나타냄.
j, k는 각각 무제약 및 제약하의 독립변수의 수를 나타냄.
 RSS_i 는 제약하의 잔차사승합을 RSS_o 는 무제약하의 잔차사승합을 나타냄.

V. 推定結果

1. 全 地域

구간탐색에 의한 최우추정의 결과는 〈표 3〉에 나타나 있는 바와 같다. 독립변수와 더미변수와 상수항을 제외한 모든 설명변수가 대수값을 취하였으므로 각 설명변수의 추정계수는 곧 지방재수요의 해당변수에 대한 탄력성을 의미한다. 즉 PGRP의 추정계수 β_2 는 지방공공재의 소득탄력성을 의미하며, P_6 의 추정계수 β_3 는 지방공공재의 가격탄력성을 의미한다. 그리고 식 (7)에서 보인 바와 같이 N의 추정계수 β_4 는 β_3 와 함께 지방공공재의 혼잡성 g를 추정하는데 유용하게 쓰일 수 있다. 즉

$$\hat{g}=\hat{\beta}_4/(1+\hat{\beta}_3) \tag{18}$$

추정 결과 첫째, 세 지방공공재의 소득탄력성은 교육이 0.490으로 제일 크고 다음으로 상수도 0.263이며 도로는 0.165로 제일 낮은 것으로 나타났다. 둘째, 식 (18)을 이용하여 각 지방공공재의 混雜性을 추정한 결과 상수도(0.989), 도로(0.916), 교육(0.883)의 순으로 혼잡성이 큰 것으로 나타났다.

여기서 상수도가 혼잡성이 가장 큰 것은 각 개인이 받는 지방공공재의 서비스는 전체의 급수량을 인구로 나누어준 1인당 급수량이 되기 때문이다. 흥미로운 것은 도로의 혼잡성이 0.916으로 순수 민간재에 가까운 것으로 드러났다는 점인데, 특히 대도시권의 혼잡성이 매우 큰것으로 나타났다.

셋째, 지방공공재 需要의 價格彈力性은 도로의 경우 -0.003 이며 교육의 경우 -0.033 으로 음(-)의 추정치를 가지나 그 값이 0에 가까운 것으로 나타났다. 단지 상수도는 가격탄력성이 0.254로 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 그러므로 지방공공재는 전체적으로 매우 가격 비탄력적인 것이 밝혀졌는데 이는 세 가지 지방공공재가 우리 생활에 매우 필요한 必需財의 성격을 갖는다는 것을 단적으로 입증하는 것으로 볼 수 있다.

〈표 3〉 地方公共財 需要函數 推定結果 : 全 地域

설명변수 독립변수	상수항	PGRP	P_G	N	D_1	D_2	ML	δ^*	T
ROAD		0.165 (2.87)	-0.003 (-0.10)	0.913 (16.64)	-0.032 (-3.13)		505.68	0.90	176
ED	-1.293 (-6.82)	0.490 (7.93)	-0.033 (-1.07)	0.854 (18.77)	-0.146 (-8.29)	-0.022 (-2.27)	548.22	0.38	187
WS	-2.142 (-86.81)	0.263 (3.71)	0.254 (5.87)	1.240 (18.16)	-0.082 (-3.59)	-0.016 (-1.42)	382.60	0.55	126

주 : 괄호안은 t -값을 나타냄.

ML은 log우도의 극대값을 나타내며, δ^* 는 최적 δ 값을 나타냄.

T는 관측치 수를 나타냄.

2. 圈域別 推定結果

지금까지 전국 11개 시도의 자료를 이용하여 지방공공재 수요함수를 추정하였는데, 여기서는 11개 도시를 대도시권, 대도시근접권 및 비도시권의 3개 권역으로 나누어 권역별로 추정하였다.¹¹⁾ 추정결과는 〈표 4〉에 나타나 있는 바와 같다.

11) 권역별 자료 역시 패널자료이므로 추정방법 역시 확률효과모형에 근거한 최우추정법을 이용하였다.

〈표 4〉 권역별 지방공공재 수요함수 추정 결과

(a) 도로

	상수항	PGRP	P_G	N	ML	δ^*	T
대도시권	-0.528 (-0.90)	-0.597 (-2.07)	0.034 (0.22)	1.572 (18.43)	81.12	0.0	32
대도시근접권		0.157 (1.68)	-0.072 (-1.71)	0.886 (10.35)	150.88	0.75	64
비도시권		0.131 (2.42)	0.062 (2.16)	0.967 (17.94)	312.92	0.95	96

(b) 교육

	상수항	PGRP	P_G	N	ML	δ^*	T
대도시권	-2.718 (-8.32)	0.884 (5.70)	-0.176 (-2.28)	0.816 (18.42)	105.25	0.0	34
대도시근접권	-0.444 (-0.53)	0.384 (2.70)	-0.016 (-0.20)	0.689 (4.11)	151.78	0.55	51
비도시권	-1.173 (-4.32)	0.408 (5.22)	0.041 (1.05)	0.906 (11.86)	301.46	0.55	102

(c) 상수도

	상수항	PGRP	P_G	N	ML	δ^*	T
대도시권	-1.854 (-6.43)	0.119 (0.81)	0.138 (1.24)	1.225 (24.59)	80.04	0.0	24
대도시근접권	-3.601 (-4.48)	0.061 (0.40)	0.223 (2.35)	1.784 (12.07)	106.30	0.15	36
비도시권	-2.652 (-9.71)	0.420 (4.88)	0.202 (3.90)	1.247 (16.69)	205.40	0.35	72

주 : 괄호안은 t-값을 나타냄. ML은 log우도의 극대값을 δ^* 는 최적 δ 값을 나타냄. T는 관측치의 수를 나타냄.

첫째, 도로의 경우 예상대로 대도시권의 혼잡성이 1.520으로 가장 크고 비도시권의 혼잡성이 0.911로서 가장 작은 것으로 나타났다. 특히 대도시권의 혼잡성이 1보다 크다는 사실은 도로가 심각한 外部不經濟를 야기시키는 것을 보여주고 있다.

둘째, 교육의 경우 소득탄력성의 크기는 대도시권, 비도시권, 대도시근접권의 순으로 드러났고, 가격탄력성은 대도시 근접권과 비도시권은 0에 가까운 값을 가져 가격 비탄력적인 반면, 대도시권만 -0.176 으로 음의 값을 가져 대도시권의 교육에 대한 수요가 경제여건의 변화에 가장 민감하게 반응하는 것이 실증적으로 입증되었다. 이 결과는 대도시로의 인구집중 현

상이 발생하였던 이유 중에서 교육이 커다란 역할을 하여 왔다는 것을 간접적으로 입증하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

셋째, 상수도의 경우 소득탄력성은 비도시권이 가장 큰데, 그 이유는 상수도 보급율이 대도시권에 있어서는 일정한 수준에 이른 반면 비도시권은 아직 낮기 때문이다.

VI. 結論 및 政策的 示唆點

본고는 한국의 지방공공재의 수요를 추정한 최초의 시도로서 도로, 교육 및 상수도의 세 가지 지방공공재를 선택하여 1970년부터 1986년까지 17년 동안 서울을 비롯한 11개 시도의 패널자료를 이용하여 각 지방공공재의 수요함수를 추정하였다.

패널자료에 대한 추정방법으로서 확률효과모형과 고정효과모형의 두 가지가 있는데, Hausman의 모형설정 검정 결과 확률모형이 올바른 모형이라는 것이 밝혀졌다. 그에 따라 구간탐색에 의한 최우추정법을 이용하여 도로, 교육 및 상수도에 대한 수요함수를 추정하였다. 추정 결과 첫째, 지방공공재의 특성인 混雜性에 있어서는 교육, 도로, 상수도의 순으로 커지는 것이 밝혀졌다. 둘째로 지방공공재 수요의 所得彈力性은 교육이 -0.033 , 도로가 -0.003 으로 음의 값을 가지나 0에 가까운 것으로 드러났으며, 상수도는 0.254 로 양의 값을 갖는 것으로 밝혀졌다. 그러므로 한국의 경우 지방공공재는 매우 價格 非彈力的인 것으로 드러났다. 이는 낮은 소득탄력성과 함께 분석된 세가지 공공재가 필수재인 것을 나타낸다고 결론지을 수 있다.

한편 11개 시도를 대도시권(서울, 부산), 대도시근접권(경기, 경북, 경남) 및 비도시권(기타 6개도)으로 나누어 각 지방공공재에 대한 수요함수를 추정한 결과 권역별로 상이한 수요행태를 보이는 것으로 드러났다. 특히 도로의 경우 대도시권의 혼잡성이 가장 크고 비도시권이 가장 작은 것으로 나타났다. 특히 대도시권의 혼잡성은 1보다 커서 심대한 외부불경제를 야기하는 것이 실증적으로 입증되었다. 또한 교육의 경우 대도시권의 소득탄력성은 가장 크고 가격탄력성은 가장 큰 음의 값을 가져 경제여건의 변화에 제일 민감하게 반응하여 온 것을 알 수 있다.

이상의 결과가 정책적으로 시사하는 바는 다음과 같다. 특정 지방공공재

에 대하여 동일한 규모의 공공투자를 시행하는 경우, 투자비용이 같다면 효율성 측면에서 바람직한 것은 혼잡성이 가장 작은 지역에 투자하는 것이다. 도로 및 상수도의 경우 비도시권이 혼잡성이 가장 작고 투자비용도 저렴하므로 투자의 우선순위가 주어져야 할 것이다. 이는 낙후지역으로 지목되는 비도시권의 6개도에 대한 공공투자의 증대가 지역의 균형발전이라는 衡平의 관점에서 뿐만 아니라 자원배분의 效率性 관점에서도 절실하게 필요하다는 것을 실증적으로 뒷받침 하는 것이다.

기타 한국 지방공공재의 수요에 대한 추정의 期待效果는 다음과 같다. 지방자치체의 실시에 따른 지방화시대를 맞이하여 가장 절실하게 요구되고 있는 경제단위로서의 지방정부가 지역개발계획을 수립할 경우에 미래의 인구, 소득 및 지방세 등의 전망이 이루어지게 되면 지역의 교육, 도로시설의 수요에 대한 정확한 추정은 과다투자나 혹은 과소투자가 아닌 적정 수준의 투자를 할 수 있도록 하여 보다 현실적이고 효율적인 계획 수립을 할 수 있도록 하는데 도움이 될 것이다.

參考文獻

1. 김성태, 정초시, 노근호, 1991, “한국지역경제력 격차”, 경제학연구 제 39집 제2호, 363-390.
2. 박종구, 1988, “공공부문의 팽창요인에 관한 소고”, 한국재정학회 정기 학술대회 논문집.
3. 조정제, 1989, “지방공업서비스의 합리적 공급과 비용절감-지방공기업의 민영화를 중심으로”, 지방자치와 도시행정, 49-122.
4. 채병구, 1989, “도시자치와 도시재정수요”, 지방자치와 도시행정, 11-48.
5. 내무부, 지방재정연감, 1970-1986 각 년도.
6. 경제기획원, 한국통계연감, 1970-1986 각 년도.
7. Berglas, E. and D. Pines, 1984, “Resource Constraint, replicability and mixed clubs : A reply”, *Journal of Public Economics* 23, 391-397.
8. Bergstrom, T.C., 1979, “When does majority rule supply public goods efficiently?”, *Scandinavian Journal of Economics* 81, 216-226.

9. Bergstrom, T.C. and R.P. Goodman, 1973, "Private demands for public goods", *American Economic Review* 63, 280–296.
10. Bergstrom, T.C., D.L. Rubinfeld and Shapiro, 1982, "Micro-based estimates of demand function for local school expenditures", *Econometrica* 50, 1183–1205.
11. Bowen, H.R., 1943, "The interpretation of voting in the allocation of economic resources", *Quarterly Journal of Economics* 58, 27–48.
12. Bruckner, J., 1982, "A test for allocative efficiency in the local public sector", *Journal of Public Economics* 14, 311–332.
13. Buchanan, J., 1965, "An economic theory of clubs", *Economica* 14, 25–44.
14. Comanor, W., 1976, "The median voter rule and the theory of political choice", *Journal of Public Economics* 5, 169–177.
15. Courant, P.N., E.M. Gramlich and D.L. Rubinfeld, 1979, "Public employee market power and the level of government spending", *American Economic Review* 69, 806–817.
16. Denzau, A.T., 1975, "An empirical survey of studies on the public school spending", *National Tax Journal* 28, 241–249.
17. Downs, A., 1957, *An Economic Theory of Democracy*, Harper & Row, New York.
18. Goldstein, G.S. and M.V. Pauly, 1981, "Tiebout Bias on the demand for local public goods", *Journal of Public Economics* 16, 131–144.
19. Gramlich, E.M., and D.L. Rubinfeld, 1982, "Micro estimates of public spending demand functions and tests of the Tiebout and median voter hypotheses", *Journal of Political Economy* 90, 536–560.
20. Groves, Theodore and Adolfo Todo-Roviran, 1986, "The Theory and Estimation of Demand for Local Public Goods : An Alternative to the Median Voter Model", University of California, San Diego, Discussion Paper #86–21.
21. Harrison, D.E. and D.L. Rubinfeld, 1978, "Hedonic housing prices and the demand for clean air", *Journal of Environmental and Economic*

Management 5, 81—102.

22. Hausman, J., 1978, "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica* 46, 1251—70.
23. Inman, R.P., 1978, "Testing political economy's "as if" proposition : Is the median income voter really decisive", *Public Choice* 33, 45—65.
24. Kim, S.T., 1989, "Firm Size and R & D Efforts : Evidence from Recent Panel Data", presented at the first allied meetings of Korean Economic Association.
25. Nelson, J.P., 1978, "Residential choice, hedonic prices, and the demand for urban air quality", *Journal of Urban Economics* 5, 357—369.
26. Pauly, M.V., 1973, "Income distribution as a local public good", *Journal of Public Economics* 2, 35—58.
27. Pommerehne, W.W., 1978, "Institutional approaches to public expenditures : Empirical evidence from Swiss municipalities", *Journal of Public Economics* 7, 255—280.
28. Pommerehne, W.W. and F. Schneider, 1978, "Fiscal illusion, political institutions, and local public spending : Some neglected relationships", *Kyklos* 31, 381—408.
29. Pommerehne, W.W. and Frey, 1976, "Two approaches to estimating public expenditures", *Public Finance Quarterly* 4, 395—407.
30. Romer, T. and H. Rosenthal, 1978, "Political resource allocation, controlled agendas, and the status quo", *Public Choice* 33, 27—43.
31. Romer, T. and H. Rosenthal, 1979, "Bureaucrats vs. voters : On the political economy of resource allocation by direct democracy", *Quarterly Journal of Economics* 93, 563—587.
32. Samuelson, P., 1954, "The pure theory of public expenditures", *Review of Economics and Statistics* 36, 387—389.
33. Tiebout, C., 1956, "A pure theory of local expenditures", *Journal of Political Economy* 64, 416—424.