

地方教育豫算 決定過程에서의 티부(Tiebout) 假說*

金 珍 永**

논문초록

이 논문은 地方公共財 공급에 대한 티부 가설(Tiebout Hypothesis)이 실제 교육 예산 결정과정에서 현실성을 지니는지를 미국 뉴욕주의 학군(school district)별 자료를 이용하여 살펴본다. 수요 측면에 대한 실증분석결과 都市地域 학군의 학생 1인당 교육비 지출수준이 학군의 관찰 가능한 제 상황을 잘 대변해 주는 데 반하여, 非都市 地域 학군의 경우에는 교육비 지출수준이 관측되지 않는 미지의 요소들과 관련 깊음을 알 수 있다. 또한 도시지역과 비도시지역 간에 교육수요의 所得彈力性이 큰 차이를 보임은 주목할 만하다. 이러한 수요측면의 차이는 공급측면을 고려할 경우에 보다 잘 설명할 수 있다. 실증분석결과 도시지역 학군의 경우 競爭的 供給 假說을 지지하는데 반하여, 비도시지역 학군의 경우에는 獨占的 供給 假說을 지지하고 있다. 또한 공급측면을 고려할 경우, 교육수요의 소득탄력성은 도시지역과 비도시지역이 거의 비슷한 수준임도 확인할 수 있다. 결과적으로 이 연구는 교육이라는 지방공공재의 需給에 있어서 도시지역과 비도시지역 간의 차이가 수요측면보다는 공급측면에서 오는 것임을 밝힘으로써, 경쟁적인 多數의 지방공공단체의 존재가 각 단체들의 경쟁적 행위를 유도함으로써 지방공공재공급에 있어 효율성을 제고시킬 수 있다는 티부 假說의 현실적 妥當性을 보이고 있다.

핵심주제어: 지방공공재, 티부가설, 교육수요와 공급가설

경제학문헌목록 주제분류: H7

* 이 논문을 세밀하게 읽고 논평을 해주신 익명의 심사위원 두 분께 감사드립니다.

** 한국조세연구원 전문연구위원

1. 서론

미국에서 초중등교육은 가장 대표적인 지방공공재이다. 지방공공재에 대한 경제적 분석에 있어서 일반적인 공공재에 대한 분석과 구별하여 특히 관심을 가져야 할 요소는 주민들이 자신의 거주지역을 선택할 자유가 있다는 점이다. 이러한 지역간 이동과 관련하여 Tiebout (1956)는 지방공공재의 공급을 다수의 기업들이 일반 재화 시장에서 재화를 공급하는 상황과 비슷한 것으로 유추할 수 있다는 주장을 한 바 있다. 즉 지방공공단체들의 지방공공재 공급은 해당 지역의 상품가치를 높여 주민을 끌어들이기 위한 노력으로 간주할 수 있으며, 소비자인 주민들의 거주지역 선택은 마치 시장에서 재화를 사는 것과 유사하다고 간주할 수 있다는 것이다. Tiebout는 지방공공단체들 사이에는 해당 지역 내에 적절한 수의 주민을 유치하기 위한 경쟁이 있을 것이며, 이러한 경쟁이 결국은 지방공공재 공급에 있어 효율성으로 이끌 수 있다고 주장했다.

Tiebout의 영향력 있는 논문이 발표된 이후로 Tiebout 가설에 대한 상당히 많은 실증적인 연구들이 있어 왔는데, 크게 보아서는 두 가지 방향에서 전개되었다고 볼 수 있다. 하나는 지방공공재의 공급이 주택가격 등 지역의 재산가치에 어떻게 반영 되는가에 대한 일련의 실증분석들이며, 다른 하나는 소득이나 공공재 선호에 의해 지역별로 주민들이 분류(sorting)되는 현상이 있는가를 규명하는 실증분석들이다.¹⁾ 전자의 경우 지방공공재와 지역의 재산가치 사이에는 통계적으로 유의한 관계를 찾을 수 있다는 실증결과들이 나오고 있으나²⁾ 그 경제학 해석을 놓고는 학자들간에 상충되는 견해들이 제기되고 있는 상태이며, 후자의 경우 지역별로 주민들이 분류되는 현상을 찾아낸 많은 결과들이 보고되고 있다.

이 논문에서는 이러한 기존의 연구들과는 다른 방향에서 Tiebout 가설의 현실적 합성 여부를 검토해 보고자 한다. Tiebout가 제시한 가설들을 고려할 때 우리는 다수의 공공단체를 거느린 대도시지역이 Tiebout 가설이 현실화될 바람직한 조건을 가졌다고 생각해볼 수 있다. 이 논문에서는 바로 이 점에 주목하여 도시지역과 비도시지역의 차이로부터 Tiebout가설의 현실타당성 여부를 검토해 보고자 한다.

1) Tiebout 가설에 대한 그 동안의 주요 실증연구들을 소개한 최근의 문헌적 고찰로는 Dowing et. al (1994)을 참조하기 바람.

2) 대표적인 연구로는 Oates (1969)를 들 수 있다.

교육이 가장 중요한 지방공공재로 제도화되어 있는 미국의 경우, 교육의 수요와 공급에 있어 도시지역과 비도시지역의 차이는 티부가설이 현실에서 어느 정도 타당성을 가지는지를 검토할 수 있는 유용한 정보를 줄 수 있을 것이다. 이 논문에서는 우선 교육의 수요와 공급에 있어 도시지역과 비도시지역간에 차이가 있는가를 찾아보고 그 차이가 과연 Tiebout가 상정하는 대로 지방공공단체의 경쟁에서 기인하는 것인지를 살펴보게 될 것이다.

우리나라에서도 현재 초중등교육을 지방공공재화하려는 많은 논의들이 진행되고 있다. 다양한 교육수요를 충족시키기 위해서는 현재의 중앙집권적이고 획일적인 공급방식이 시대착오적이라는 인식에서 출발한 논의라고 본다. 이러한 맥락에서 이 논문의 실증분석은 외국의 경험으로부터 향후 교육이 지방공공재화 될 경우에 일어날 제반 현상에 대한 정보를 제공해 준다는 의미도 갖는다.

이 논문은 다음과 같이 구성된다. II절에서 교육수요함수의 계량 분석을 통해 도시지역과 비도시지역 사이에 구조적인 차이가 있음을 보여준 후, III절에서는 도시-비도시지역 간 교육수요의 소득탄력성의 차이에 대한 원인이 Tiebout 偏倚 때문인지를 검토한다. IV절에서는 공급측면을 고려하여 모형을 확대하고 독점적 공급가설과 경쟁적 공급가설을 제시한 후, 두 가설의 현실적합성을 도시지역과 비도시지역에 대해 각각 통계적으로 검토한다. V절에서는 결론을 내리면서 향후 연구 방향에 대해 생각해 본다.

II. 기본 모형과 추정

1. 기본 모형

이 절에서는 실증분석에 기초가 되는 모형을 소개하고 이를 토대로 계량분석을 시도한다. 우리의 기본적인 관심은 도시지역과 비도시지역간의 차이이다.

우선 개인의 효용극대화 문제에서 출발하기로 하자. 소비자 i 는 복합재 b' 와 자신이 속해 있는 學群의 교육서비스 g 에서 오는 효용을 예산제약하에서 극대화한다. 즉 i 의 효용극대화 문제는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\max u_i(b_i, g) \quad s. t. \quad y_i = b_i + tH_i \quad (1)$$

여기서 y_i 는 소비자 i 의 소득이며 t 는 i 가 거주하는 학군에 적용되는 財産稅率이며 H_i 는 소비자 i 의 조세원천인 주택의 가격이다.³⁾

이제 학군 당국이 직면하는 예산제약에 대해서 생각해 보자. 교육서비스가 규모 수익불변의 생산함수에 의해 제공된다고 하고, 교육서비스 한 단위당 비용을 c 라고 한다면 교육비지출 E 는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$E = cgs^{\phi} \quad (2)$$

위의 식에서 s 는 학군 내 학생의 수이며, ϕ 는 파라메터로 '혼잡'의 개념을 도입했다. 만약 ϕ 의 값이 0이라고 한다면 교육은 순수공공재가 되는 것이며, ϕ 의 값이 1이라면 교육은 공적으로 공급되는 사적 재화가 될 것이다.

이제 각 학군이 균형예산을 유지한다고 가정해 보자. 그렇다면 학군 당국의 예산제약은 다음과 같이 표현할 수 있을 것이다.

$$cgs^{\phi}(1-m) = L + Gr \quad (3)$$

여기서 L 은 學群 내에서 거두어들이는 금액이고, Gr 은 주정부에서 각 학군에 지급되는 보조금의 액수이며, m 은 學群 내에서 거두어들이는 금액에 비례하여 주어지는 주정부 補助率이다. 이 논문에서 고려되는 뉴욕주의 경우 m 의 값은 0임으로 앞으로의 논의에서 보조율은 고려하지 않기로 한다.

이제 조세의 원천이 되는 자산의 가치에 대해서 생각해 보기로 하자. 학군 내 존재하는 課稅對象 자산의 총가치를 W_a 라고 하고 재산세가 공공교육비 조달을 위한 유일한 조세항목이라고 한다면 $L = tW_a$ 의 관계가 성립할 것이다.⁴⁾ 이 관계와 학군 당국의 예산제약을 이용하면 다음과 같이 세율을 얻을 수 있다.

3) 미국에서 공공교육에 대한 재원조달은 학군에서 부과되는 재산세를 중심으로 이루어진다는 사실을 상기하자.

4) 실제로 몇몇 예외를 제외한 미국 대부분의 주에서 주택이나 상업건물에 부과되는 재산세가 학군 내에서 조달되는 조세의 유일한 원천이다.

$$t = \frac{cgs^{\phi} - Gr}{W_a} \quad (4)$$

이제 앞에서 우리가 고려했던 효용극대화 문제는 보다 구체적으로 다음과 같이 표현할 수 있게 된다.

$$\max u_i(b_i, g) \quad s.t. \quad y_i + \frac{H_i}{W_a/s}(Gr/s) = \frac{cs^{\phi}H_i}{W_a}g + b_i \quad (5)$$

위의 효용극대화의 문제는 가격과 소득의 개념만 약간의 수정이 필요할 뿐, 다음과 같이 익숙한 형태로 표현할 수 있다.

$$\max u_i(b_i, g) \quad s.t. \quad \tilde{y}_i = p_{ig}g + b_i \quad (6)$$

여기서 $\tilde{y}_i = y_i + \frac{H_i}{W_a/s}(Gr/s)$ 는 주정부의 보조금을 포함한 재정소득(fiscal income)이라고 명명할 수 있을 것이며, 가격 $p_{ig} = \frac{cs^{\phi}H_i}{W_a}$ 는 교육서비스 한 단위를 늘이기 위해 필요한 조세가격이라고 해석할 수 있을 것이다.

이제 式 (6)의 효용극대화 문제를 풀어냄으로써 소비자 i 의 교육수요함수를 도출할 수 있다. 해로써 나온 교육서비스 수요가 다음과 같은 로그함수 형태를 취한다고 가정하자.

$$g = (\tilde{y}_i)^{\beta_1} \left(\frac{cs^{\phi}H_i}{W_a} \right)^{\beta_2} e^{X_3\beta_3} \dots e^{X_k\beta_k} \quad (7)$$

즉 교육서비스에 대한 수요는 재정소득 \tilde{y}_i 와 조세가격 $(cs^{\phi}H_i/W_a)$ 의 함수이며, 추가적으로 벡터 X_k 로 표현되는 학군의 사회 경제적 諸 특징의 함수이기도 하다. 이 교육수요함수에서의 문제점은 교육서비스를 직접적으로 측정할 수가 없다는 점이다. 그렇지만 式 (2)의 관계를 이용한다면 위의 식은 다음과 같이 1인당 교육비 지출을 근거로 표현할 수 있다.

$$\frac{E}{s} = c^{\beta_2+1} (\tilde{y}_i)^{\beta_1} \left(\frac{H_i}{W_a/s} \right)^{\beta_2} s^{(\phi-1)(\beta_2+1)} e^{X_3\beta_3} \dots e^{X_k\beta_k} \quad (8)$$

이제 위의 관계식을 바탕으로 교육수요를 학군별 데이터를 이용해 추정하고자 한다. 위와 같이 도출된 개인의 수요를 학군별 자료를 이용해서 추정하고자 하기 위해 필요한 이론이 ‘中位投票者定理(median voter theorem)’이다. 중위투표자정리에 의하면 한 지역의 지방공공재의 수요는 해당 지역에서 중간의 선호를 가진 사람의 수요에 의해서 결정된다. 이 정리를 이용하여 우리는 다음과 같이 계량분석이 가능한 관계식을 얻어낼 수 있다.

$$\log(E_j/S_j) = \alpha_0 + \alpha_1 \log \tilde{y}_j^m + \alpha_2 \log p_j^m + \alpha_3 \log s + A X_j + \varepsilon_j \quad (9)$$

여기서 하첨자 j 는 학군을 의미한다. 위에서 언급한대로 \tilde{y}_j^m 은 j 학군의 중위소득자의 재정소득이며, 따라서 α_1 은 교육비 지출의 소득탄력성이 될 것이다. 한편 중위소득자의 조세가격 p_j^m 는 학생 1인당 지출을 1달러 올리기 위해 중위투표자가 부담해야 하는 조세부담으로 중위투표자의 주택가치가 H_j^m 이라고 할 때, $p_j^m \equiv H_j^m / (W_j/s_j)$ 로 정의될 수 있다.⁵⁾ 물론 α_2 는 가격탄력성으로 해석할 수 있을 것이다.

2. 모형의 추정

추정에 사용된 자료는 1990년도 미국의 학군 자료집(School District Data Book: 앞으로 SDDB로 칭함) 중에서 미국 뉴욕주에 해당하는 부분과 뉴욕주의 교육예산 관련 주민투표 자료를 연합한 자료이다. 미국의 50개 주 중에서도 뉴욕주는 본고의 목적에 부합하는 좋은 조건을 갖추고 있다. 뉴욕주의 746개의 학군은 도시지역과 비도시지역에 고루 분포되어 있어 도시지역 표본과 비도시지역 표본 모두 많은 관

5) 물론 위의 관계를 성립시키자면 중위투표자가 해당 지역에서 중위소득자이며, 중위투표자가 해당 지역에서 중간 정도의 주택을 소유하고 있다는 전제가 필요하다. 여러 제약에도 불구하고 지금까지 행해진 실증연구에서는 대부분 식 (9)나 그 변형된 형태가 추정식으로 사용되고 있다.

〈표 1〉 주요 변수의 통계치 및 예상부호

변수 이름	변수 설명	평균	표준편차	최소치	최대치	예상 부호
EXPEND	1인당 교육비	8176.51	2501.39	4175	18923	*
YES	찬성투표율	58.58	13.13	1.26	97.43	*
TURNOUT	투표율	13.43	7.484	1.27	66.84	*
INCOME	중위투표자소득	41301.04	14766.63	21156	112543	+
TAXPRICE	중위투표자조세가격	0.4388	0.1725	0.0126	1.1546	-
FAIDN	1인당 연방정부보조액	204.01	133.47	0	2018	+
COL	대학졸업자 비율	0.1403	0.0853	0.0268	0.4839	+
NONWH	非백인 비율	0.0618	0.0946	0	0.9541	-
OLD	고령자 비율(65세 이상)	0.1330	0.0398	0.0380	0.3442	-
POV	빈곤 가구수	0.0790	0.0456	0.0130	0.2332	-
OWN	소유자 가구수	0.7754	0.0825	0.2629	0.9538	-
TEACHER	가구당 교사수	0.0863	0.0340	0	0.2899	+
PRIVATE	가구당 사립학교등록생수	0.0712	0.0458	0	0.5064	-
STUDENT	공립학교 등록학생수	1961.79	1893.92	13	15623	-

측치를 보유하고 있기 때문이다.⁶⁾ 이들 학군들 중에서 뉴욕시 내부에 있는 학군들과, 지나치게 교육비 지출이 높은 학군이나(1인당 2만 달러 이상)⁷⁾, 일부 자료가 누락된 학군, 그리고 만장일치로 예산안을 통과시킨 학군 등을 제외하면 605개의 학군이 남는다. 직접 회귀분석의 대상이 된 학군들 중 389개는 도시지역에 216개는 비도시지역에 속해 있다.

미국의 다른 대부분의 주와 마찬가지로 뉴욕주의 경우도 각 학군의 교육예산안은 소비자인 주민들의 투표에 의해서 결정된다. 각 학군의 교육위원회는 매해 예산안을 주민들에게 제안하도록 되어 있다. 이렇게 제안된 예산안이 주민투표에서 투표자의 과반수 이상의 찬성표를 얻게 되면 제안된 예산안을 확정예산안으로 집행되게 된다. 만약 과반수 득표에 실패하면 별도로 마련된 비상예산안이 집행되거나 교육위원회가 새로운 예산안을 제안하여 2차 투표를 하게 된다. 2차 투표에서 과반수를 득표하게 되면 새로 제시된 예산안이 확정되어 집행되거나 과반수 득표를 못할 경우

6) 도시지역과 비도시지역의 구분은 미국의 센서스 조사 기준에 준거하였다. 센서스 조사 기준에 의하면 도시지역(Metropolitan Area)은 (i) 도시경계 내의 인구가 최소한 5만 명을 넘으며, (ii) 도시 주변지역(sub-urban area)까지 합할 때 최소한 10만의 인구를 갖춘 곳이다.

7) 교육비 지출 수준이 평균에 비해 2.5배에 이를 만큼 높은 학군은 일종의 out-lier로 판단해 이들이 추정에 포함될 경우 소득 및 가격 탄력성추정에 편의를 일으킬 경우를 우려하였다.

는 비상예산안으로 집행되거나 3차 투표가 진행된다. 관례적으로 3차 투표를 마지막으로 더 이상의 투표는 없게 된다.

이런 사실들을 고려하여 교육비 지출에 영향을 미칠 주요 변수들과 그 통계치를 소개하면 <표 1>로 요약할 수 있다. 일반 수요함수의 경우와 마찬가지로 소득수준이 높을수록 그리고 조세가격이 낮을수록 1인당 교육비 지출수준이 높을 것으로 예상할 수 있다. 이외에도 연방정부의 보조금이 많을수록, 학군의 일반적인 교육수준이 높을수록, 생활수준이 비교적 높은 백인계 주민이 많을수록, 학군 내에 교사가 많이 살고 있을수록 1인당교육비가 높을 것으로 예상할 수 있겠다. 반대로 노령층 인구가 많을수록, 직접 세금을 납부하는 자가거주 가구가 많을수록, 사립학교에 등교하는 학생이 많을수록 1인당 교육비가 낮을 것이다.

<표 2>는 式 (9)를 뉴욕주 전 학군을 대상으로 한 계량 분석과 도시지역과 비도시 지역으로 나누어서 계량 분석한 교육수요함수 추정결과를 보여준다. 우선 소득탄력성과 가격탄력성을 포함한 많은 계수들이 예상과 합치하는 부호를 갖고 있으며

<표 2> 교육지출함수 추정 (종속변수: $\log(\text{EXPEND})$)

	Whole Sample	MA	Non-MA
Constant	-5.539* (6.24)	-7.051* (6.51)	-6.872* (0.55)
$\log(\text{INCOME})$	0.724* (8.37)	0.863* (8.34)	0.290* (1.79)
$\log(\text{TAXPRICE})$	-0.198* (8.80)	-0.207* (7.02)	-0.319* (4.11)
FAIDN	0.497* (3.57)	0.462* (2.74)	0.436* (3.35)
$\log(\text{STUDENT})$	-0.053* (4.22)	-0.045* (2.98)	-0.065* (2.63)
TEACHER	0.177 (0.55)	0.737 (1.54)	-0.255 (0.65)
PRIVATE	-0.327 (1.38)	-0.052 (0.20)	-0.964* (2.49)
COL	-0.092 (0.38)	-0.539** (1.86)	0.175 (0.37)
NONWH	0.382* (3.76)	0.217* (2.09)	0.846* (3.60)
OLD	-0.077 (0.29)	0.098 (0.29)	0.105 (0.27)
POV	0.706* (2.15)	1.292* (2.60)	0.191 (0.46)
OWN	-0.013 (0.11)	-0.113 (0.76)	0.015 (0.07)
Adjusted R^2	0.575	0.618	0.328
Obs.	578	389	216

주: 괄호 안은 t 통계량의 절대값.

* : 5%에서 유의함, **: 10%에서 유의함.

통계적으로 유의함을 볼 수 있다. R^2 값으로 보았을 때 소득 및 가격과 학군의 특성을 나타내는 변수들이 교육비 지출의 적지 않은 부분을 설명해 주고 있다. 그렇지만 몇 개 변수의 경우에는 그 계수가 예상과 다른 부호를 갖고 있다. 이를테면 *NONWH*나 *POV*와 같은 변수는 예상과 달리 양의 부호를 갖고 있는데, 이를 직관적으로 이해하기는 어려우나 다음과 같은 이유들을 검토해 볼 필요가 있을 것이다. 우선 다른 조건이 동일할 때 비백인계 주민이 많거나 빈곤선 이하의 가구가 많은 지역에 대해서 정부의 보조금이 많이 주어질 가능성이 높다. 또한 교육열이 높은 일부 비백인계 주민이나 빈곤선 이하의 가구가 일종의 무임승차자(*free-rider*)로서 교육비 지출 수준이 높은 학군을 선택할 가능성도 있을 것이다. 물론 이러한 관계가 큰 의미가 없는 단순 통계적 상관관계일 가능성도 배제할 수는 없다. 한편 도시지역의 *COL* 변수의 계수가 음의 부호를 갖고 있는 것도 예상과는 합치되지 않는데, 이는 교육수준이 높은 주민일수록 교육당국이 지나치게 교육비지출을 높이는 것을 경계함으로써 생긴 결과로 해석할 수도 있을 것이다.

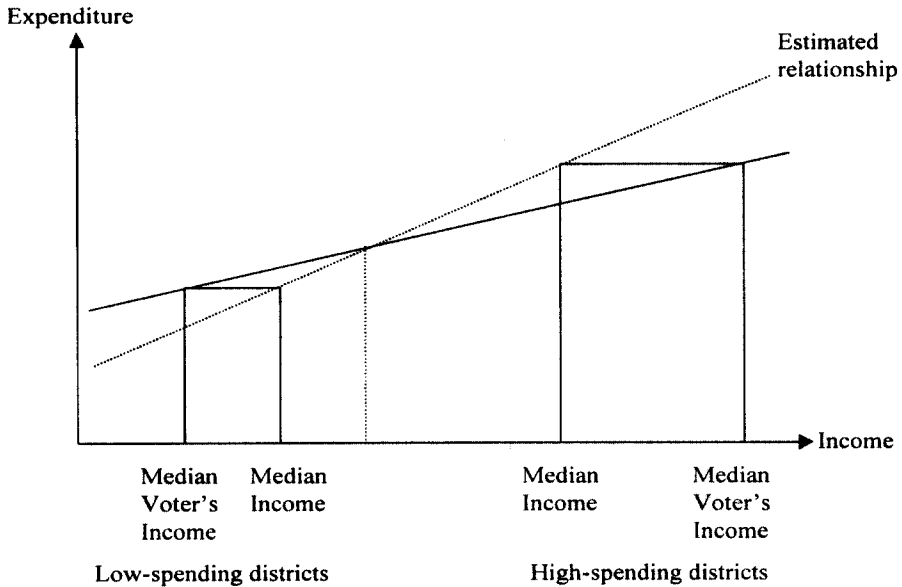
이러한 예상치 못한 결과에 대한 탐구는 향후 과제로 남겨두기로 하고 이 논문의 초점과 관련하여 주목할 만한 사실은 도시지역의 경우 모형의 설명능력이 비도시지역의 경우보다 월등하게 높다는 점이다. 특히 소득탄력성에서의 큰 차이는(0.86 對 0.29) 주목할 만하다. 또한 F -검정 결과 f 값은 2.25로 1%의 유의수준에서 도시지역과 비도시지역 사이에 구조적인 차이가 있음을 보여주고 있다(임계치 $F(12, 545) \approx 2.10$).

이제 기초 회귀분석결과를 바탕으로 도시지역과 비도시지역의 차이에 대해 보다 심층적인 분석을 해 나가기로 한다.

III. Tiebout 偏倚 (Tiebout Bias) 여부의 검토

前節에서 본 바와 같은 소득탄력성에서 큰 차이는 Tiebout 偏倚(Tiebout Bias)논의를 상기시킨다. Goldstein and Pauly(1981)에 의해 처음 제기된 Tiebout 偏倚논의에 따르면 학군별 자료를 통하여 교육수요함수를 추정할 경우 소득탄력성 추정에서 上向偏倚된 값을 얻을 우려가 있다. 즉 학군별 자료를 통해 구해낸 도시지역의 소득탄력성은 과대평가 될 가능성이 있다는 것이다. 그 원인은 Tiebout 가설이

〈그림 1〉 Tiebout편의(Tiebout Bias)



제시하는 바대로 공공재 수요에 따라 주민들이 거주지를 결정할 경우 균형상태에서 中位所得者와 中位投票者가 일치하지 않게 되는 데 있다. 보다 구체적으로는, 다수의 학군을 포함하는 한 도시지역이 대칭의 소득분포를 가지고 있을 때 교육비 지출이 도시지역 전체의 평균보다 낮은 학군들의 경우에는 중위소득자의 소득이 중위 투표자의 소득보다 낮게되며 반대로 평균보다 교육비지출이 높은 학군에서는 중위 투표자의 소득보다 더 높게된다. 따라서 중위소득자의 소득을 곧 중위투표자의 소득이라고 가정하는 기존의 추정은 실제 소득 - 교육비지출의 관계를 과대평가 할 수 있다는 것이다.

〈그림 1〉은 이상에서 논의한 Tiebout 偏倚의 논점을 요약하고 있다. 위에서 언급한 바와 같이 Tiebout 偏倚가 발생하는 원인을 요약하면 중위투표자의 소득을 정확하게 측정하지 못하는 데에 있다. 그러나 이 논문에서 주목하고자 하는 점은 Tiebout 偏倚의 원인이라기 보다는 Tiebout 偏倚의 논의가 示唆하는 바이다.

Tiebout 편의 논의에 의하면 주민들이 공공재에 대한 선호에 따라 거주지역을 선택하는 결과로 공공재 선호도가 높은 지역에서는 소득분포가 왼쪽으로 치우치게 되며(left-skewed), 반대로 선호도가 낮은 지역에서는 소득분포가 오른쪽으로 치우치

게 된다(right-skewed).

이 논문의 맥락에서 보자면 한 도시 안에서 교육비지출이 높은 학군들의 소득분포와 낮은 학군들의 소득분포 사이에서는 차이점을 발견할 수 있어야 한다. 이러한 시사점에 주목하여 뉴욕주의 주요 대도시에서 대해 Tiebout 偏倚 논의가 시사하는 바를 발견할 수 있는지를 살펴보자. <표 3>은 뉴욕주에 있는 6개 대도시 (Albany, Buffalo, Long Island, New York, Rochester, Syracuse)의 소득분포의 특징을 보여주는 각종 지표를 보여주고 있다. 교육서비스에 민감하게 반응하는 가구들은 주로 자녀를 공립학교에 보내는 가구들이라는 점에 주목하여 5~17세의 자녀를 공립학교에 보내는 가구들 사이의 소득분포를 살펴보았다. <표 3>에서는 각 대도시별로 교육비 지출이 중위값보다 낮은 학군과 높은 학군으로 나누고, 그 학군들의 소득분포상 특징을 나타내는 지표들의 평균값을 제시하고 있다. 지표로는 평균소득, 중위소득, 지니계수, 평균/중위값 비율, 분산, 왜도(skewness) 등을 이용했다. SDDDB는 가구의 소득을 학군별로 25개의 소득군(income bracket)으로 나누고 각 소득군에 속하는 가구수를 제시하고 있는데, 이 정보로부터 우리는 각종 지수들을 도출할 수 있다. 예를 들어 소득의 평균이 μ , 각 소득구간의 중간점이 Y_j 라고 할 때 분산은 $\sum_{j=1}^{25} (Y_j - \mu)^2 / 25$, 왜도는 $\sum_{j=1}^{25} (Y_j - \mu)^3 / 25$ 로 구할 수 있다. 왜도는 소득분포의 대칭여부를 판단하는 지표인데, 티부편의 논의에 따르면 교육비 지출이 중위값 보다 높은 학군에서는 왜도가 음의 부호를 가질 것이며, 반대로 지출이 중위값보다 낮은 학군에서는 양의 부호를 가질 것이다. 따라서 이 지표로부터 티부편의 논의의 진위여부를 일차적으로 판단할 수 있다.

일반적으로 <표 3>의 통계치들은 소득에 따른 주민들의 분류가 어느 정도 이루어지고 있음을 보여주고 있다. 이는 대도시지역 전체의 所得不平等度 보다는 학군내의 소득불평등도가 작다는 점에서 잘 드러나고 있다. 그러나 <표 3>에서 Tiebout 偏倚의 시사점을 찾기는 어려움을 볼 수 있다. 우선 일반적인 소득 불평등도가 도시지역이 높다는 점 이외에는 도시지역과 비도시지역의 뚜렷한 차이를 발견하기 어려웠으며, 특히 왜도 지표로 보았을 때 오히려 Tiebout 편이의 시사점과는 반대의 결과가 나왔다. 반면 예상치 못한 흥미로운 사실도 발견되었다. 일부 도시의 경우 교육비 지출이 높은 학군들의 평균소득이 교육비 지출이 낮은 학군들의 평균소득보다 낮게 나타난 것이다. 그 원인을 직관적으로 이해하기 어려우나, 한 도시지역의

학군 수가 충분히 많지 않을 경우 교육수요가 높지만 소득은 낮은 가구들이 교육비 지출 수준이 높은 특정 학군들에 모일 수 있는 가능성도 배제할 수는 없을 것으로 보인다. 이런 현상이 실제로 일어나는지의 여부에 대한 고찰은 향후 연구과제로 남겨두기로 한다.

〈표 3〉 비도시지역과 개별 대도시지역의 소득분포 지수들

	평균지출액	평균소득	중위소득	지니계수	평균/중위 비율	분산	왜도
Non-MA		37529	33100	0.416	1.134	6.2*108	2.7*1013
Exp<med	6259	36701	32601	0.321	1.108	5.2*108	-1.07*108
Exp>med	8739	38762	32614	0.322	1.121	5.5*108	-4.22*108
Albany		49256	41000	0.454	1.219	9.3*108	3.24*1013
Exp<med	6263	49229	40492	0.299	1.094	6.5*108	-2.71*1021
Exp>med	9154	42856	39767	0.310	1.104	6.8*108	-1.12*1021
Buffalo		39548	35100	0.508	1.127	8.4*108	4.04*1013
Exp<med	6537	47249	41873	0.287	1.103	7.0*108	-2.83*1021
Exp>med	9010	31880	36507	0.297	1.090	5.1*108	6.53*1013
Long Island		68116	56000	0.558	1.216	1.5*109	4.04*1013
Exp<med	9388	61946	55525	0.293	1.114	1.1*109	-8.54*1022
Exp>med	15000	82404	50705	0.288	1.198	1.7*109	-8.55*1022
New York		53907	31000	0.739	1.285	1.2*109	6.52*1013
Exp<med	10014	37134	65343	0.318	1.221	2.1*109	-8.82*1023
Exp>med	13791	90766	68306	0.300	1.245	2.6*109	-1.70*1022
Rochester		46005	42000	0.463	1.095	9.0*108	3.68*1013
Exp<med	6430	47524	39666	0.296	1.077	5.9*108	-6.30*1019
Exp>med	8227	45391	44820	0.291	1.099	7.3*108	-1.89*1022
Syracuse		43776	39000	0.441	1.122	8.2*108	3.67*1013
Exp<med	6145	45708	40253	0.308	1.102	7.1*108	-1.14*1020
Exp>med	7852	41976	39647	0.310	1.120	7.6*108	-2.08*1020

이 節의 분석에서 교육비지출에 도시 - 비도시지역간 구조적인 차이가 있지만, 그 원인을 주민들의 행위에서 찾기는 어려움을 보였다. 다음 節에서는 공급부분을 고려하기로 한다.

IV. 공급측면의 고려

1. 모형

이 節에서는 새로운 모형을 소개하여 공급측면을 고려함으로써 도시 - 비도시지역간 차이에 대한 원인에 대해 보다 다각적인 분석을 해 보기로 한다. 이 모형에서는 교육비 지출수준이 지역주민의 투표에 의해서 결정된다는 사실을 보다 명시적으로 고려하게 된다.

이론적 모형은 Rothstein(1994)의 분석을 따르고 있다.⁸⁾ 우선 공급측면을 고려할 때도 마찬가지로 이윤극대화 문제에서 출발한다. j 학군에 거주하는 i 소비자는 교육비지출 E_j 와 나머지 복합재 b_j 의 소비를 통해 효용을 얻는다.

$$U_j^i(E_j, b_j^i) \quad s.t. \quad y^i = P_j^i E_j + b_j^i \quad (10)$$

위의 효용극대화 문제의 解로부터 다음과 같이 가격과 소득 그리고 교육비지출수준에 의존하는 간접효용함수를 구할 수 있다고 하자. 이 간접효용함수는 주어진 소득과 가격하에서 최적의 교육비지출 수준을 정하는 문제로 환치시킬 수 있다.

$$\max V^i(E_j; y^i, P^i) \equiv U^i(E_j, y^i - p^i E_j) \quad (11)$$

이제 간접효용함수는 연속이고 E_j 에 대해서 强準오목(strictly quasi-concave) 이

8) Rothstein(1994)의 논문에서는 여기서 제시되는 모형을 바탕으로 다양한 공급가설들을 제시하고 검토되고 있으나, 본고의 주된 관심은 도시지역과 비도시지역간의 차이이며, 각 공급가설들도 이러한 맥락에서 검토하게 될 것이다.

라고 하자. 이런 효용함수의 성격이 충족된다면 우리는 유일한 해를 얻을 수 있다. 이 唯一解 E_j^* 를 소비자 i 의 理想點(ideal point)이라고 하자. 즉 E_j^* 는 j 학군에 거주하는 소비자 i 가 가장 바람직하다고 생각하는 교육비지출 수준이다. 일반적으로 이 수준이 실제 j 학군의 지출수준과 일치하지는 않을 것이다. 개인의 理想點이 다음과 같이 비확률적(non-random) 부분과 확률적(random) 부분으로 나눌 수 있다고 가정하자.

$$E_j^{*i} = E_j^* + u_j^i \quad (12)$$

즉 E_j^* 는 j 학군에 거주하는 모든 소비자들에게 공통된 부분이고, u_j^i 는 소비자 i 에게만 해당하는 부분으로 특정한 확률분포를 갖는다고 가정하는 것이다.

이제 개인 i 마다 각기 다른 切斷點(cut-off point) a^i 가 있어 소비자 i 는 a^i 보다 이상점 E_j^{*i} 가 높아야만 상정된 예산에 찬성투표를 한다고 하자. 나아가 理想點과 마찬가지로 절단점 a^i 도 비확률적 부분과 확률적 부분으로 나뉜다고 하자. 또한 비확률적 부분은 비상예산안 E_n 와 제안된 예산안 E_m 의 함수라고 가정하자. 비상예산안은 제안된 예산안이 투표에서 통과되지 않을 경우 집행될 예산이다. 따라서 투표자들이 제안된 예산안에 반대 투표를 했을 때, 이는 그들이 실제로 비상예산안을 지지한다는 것을 의미한다. 그렇다면 절단점이 이렇게 대안이 되는 두 예산안과 어느 형태로든 관계를 맺을 것이라고 가정하는 데에는 큰 무리가 없을 것이다. 이상의 논의를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$a_j^i(E_n, E_m) = a(E_n, E_m) + v_j^i \quad (13)$$

앞에서 언급한대로 주민 i 가 찬성표를 던질 조건은 이상점이 절단점보다 높은 경우이다. 따라서 다음과 같은 경우 소비자 i 는 찬성표를 던지게 된다.

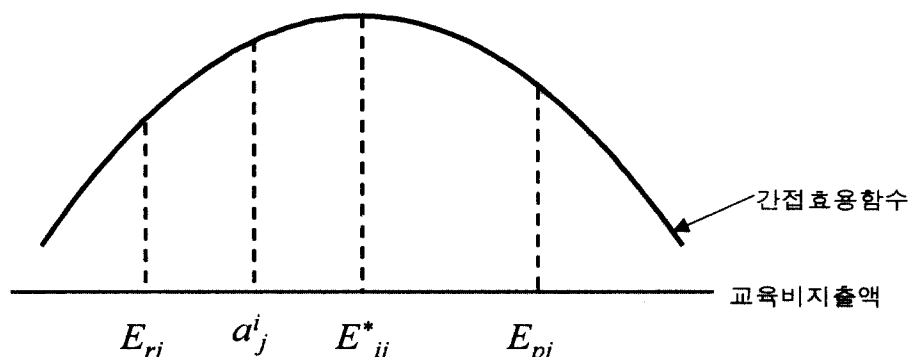
$$E_j^{*i} > a_j^i(E_n, E_m) \Leftrightarrow E_j^* - a_j^i(E_n, E_m) > v_j^i - u_j^i \quad (14)$$

절단점의 비확률적 부분에 대해서는 다음과 같이 비상예산안과 제안된 예산안의 선형결합으로 표현할 수 있다고 가정하자. 즉 절단점은 비상예산안과 제안된 예산안의 사이에 놓이게 된다.

$$a_j^i(E_{ri}, E_{pi}) = (1 - \delta)E_{ri} + \delta E_{pi}, \quad 0 < \delta < 1 \quad (15)$$

이상에서 논의된 각 변수들간의 관계를 다음의 그림으로 요약할 수 있다. 이상점은 해당 투표자에게 가장 높은 효용을 주는 지출액이므로 간접효용함수의 최대치에 대응한다. 한편 제안된 예산안의 대안이라고 할 수 있는 비상예산안은 제안된 예산안보다는 낮을 것이다. 式 (15)의 가정은 투표자가 제안된 예산안에 대해 찬성할 수 있는 최대의 지출액이 절단점 a_j^i 이며, 이 절단점이 제안된 예산안보다는 작지만 비상예산안보다는 클 것임을 의미한다.

〈그림 2〉 간접효용함수와 실질예산안, 비상예산안, 이상점, 절단점



이제 확률적 부분에 대한 논의를 진행시켜 보자. u_j^i 와 v_j^i 가 바이불 분포(Weibull Distribution)를 따른다고 가정한다. 이러한 가정은 두 가지 점에서 정당화 될 수 있다. 우선 이 분포는 정규분포에 비하여 꼬리가 두터운 분포로서 중위값이 평균값보다 작은 분포로서 통상 관찰되는 소득분포와 그 형태가 비슷하다. 교육에 대한 선호도의 분포가 소득분포와 크게 다르지 않다면 이 분포를 가정하는 것이 크게 무리는 아닐 것이다. 또한 보다 실질적인 관점에서 이 분포를 가정할 경우 개인의 수요

로부터 학군의 수요를 도출하는 향후 논의가 큰 무리 없이 진행될 수 있다. 확률변수 Z 는 다음과 같은 함수를 취할 때 바이블 분포를 따른다고 한다.

$$\Pr(Z < z) = \exp[-e^{-(z-\theta)/t}] \quad (16)$$

이 분포의 중위값은 $Z^m = \theta + c_1 t$ 이고, 평균은 $E(Z) = \theta + c_2 t$ 이며, 분산은 $V(Z) = c_3 t^2$ 이다.⁹⁾

이제 소비자 i 가 찬성투표를 던질 확률을 π 라고 하자. 이 확률은 위에서 언급한 대로 절단점이 이상점 밑에 놓일 확률이다.

$$\pi(E_{ij}, E_{pj}) \equiv \Pr(E_i^{*i} > a_j^i) \quad (17)$$

u_j^i 와 v_j^i 가 바이블 분포를 따른다는 가정하에서 우리는 다음과 같은 식을 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned} \pi(E_{ij}, E_{pj}) &= \Pr[E_i^{*i} - a(E_{ij}, E_{pj}) > v_j^i - u_j^i] \\ &= \frac{1}{1 + \exp\{-(1/t)[\theta_{ui} - \theta_{vj} + E_j^* - a(E_{ij}, E_{pj})]\}} \end{aligned} \quad (18)$$

만약 추가적으로 $\theta_{ui} = \theta_u$, $\theta_{vj} = \theta_v$, $t_j = t$ 라는 가정을 하게 되면 우리는 집계변수를 이용한 계량분석을 할 수 있게 된다. 이상의 가정들을 바탕으로 우리는 이상점 E_j^{*i} 또한 바이블 분포를 따르며, E_j^* 와 v 의 중위값은 다음과 같음을 알 수 있다.

$$\begin{aligned} E_j^{*m} &= E_j^* + \theta_u + c_1 t \\ v^m &= \theta_v + c_1 t \end{aligned} \quad (19)$$

이제 회귀분석에 사용될 투표 logit(voting logit)을 정의하면 다음과 같다.

9) $c_1 < c_2 < c_3$: $c_1 = \ln(\ln 2) \approx 0.366$, c_2 = 오일러 상수 ≈ 0.577 , $c_3 = \pi^2/6 \approx 1.645$

$$\Pi(E_{ij}, E_{nj}) \equiv \ln \left[\frac{\pi(E_{ij}, E_{nj})}{1 - \pi(E_{ij}, E_{nj})} \right] \quad (20)$$

결국 투표 logit의 값은 다음과 같이 이상적인 예산안과 제안된 예산안, 그리고 비상예산안의 함수로 표현할 수 있다.

$$\Pi(E_{ij}, E_{nj}) = (1/t) [-v^m + E_j^{*m} - (1-\delta)E_{ij} - \delta E_{nj}] \quad (21)$$

그럼 지금까지의 분석을 바탕으로 공급에 대한 가설을 세우고 그 가설을 계량분석으로 검증해 보기로 한다. 본고에서는 두 가지의 공급가설을 상정해 본다. 하나는 교육당국이 관료적인 이해 관계에 의해 교육예산을 될 수 있으면 크게 한다는 獨占的 供給假說이고,¹⁰⁾ 다른 하나는 교육당국이 주민들이 가장 이상적으로 생각하는 수준의 교육비를 공급한다는 競爭的 供給假說이다.

독점적 공급가설에 따르면 교육당국은 가능한 한 가장 높은 예산안을 통과시키려고 하고 이는 주민투표 50%를 득표할 때 가능하게 된다. 즉 투표 logit은 零이 된다($\Pi(E_{ij}, E_{nj}) = 0$). 이에 따라 제안된 예산안은 $E_{nj}^c = \frac{-v^m}{\delta} + \frac{1}{\delta} E_j^{*m} - \frac{1-\delta}{\delta} E_{ij}$ 로 표현할 수 있을 것이다. 제안된 예산안은 비상예산안이 클수록 줄게 됨을 주목하자.

한편 경쟁적 공급가설에 따르면 당국은 주민들이 가장 이상적으로 생각하는 예산안, 혹은 중위투표자의 이상점을 공급하려 할 것이다. 즉 $E_{nj}^c = E_j^{*m}$ 의 관계가 성립하며 이에 따라 투표 logit은 $\Pi(E_{ij}, E_{nj}) = (1/t) [-v^m + (1-\delta)E_j^{*m} - (1-\delta)E_{ij}]$ 으로 표현할 수 있다. 투표 logit은 항상 양의 값을 가지며 비상예산안이 클수록 줄어들고 중위투표자의 이상점이 높을수록 증가함을 주목하자.

이렇게 서로 다른 공급가설하에서 제안된 예산안과 투표 logit은 각기 다른 성격을 가질 것이다. 다음절에서는 지금까지 살펴본 모형과 공급가설을 바탕으로 각 공급가설에 대한 계량적 검증을 하기로 한다.

두 공급가설을 각각 도시지역과 비도시지역에 대해서 검토해 보기 위해서는 제안된 예산안과 투표 logit을 종속변수로 하는 회귀분석을 해야한다. 우선 현실에서 관

10) Romer and Rosenthal(1978, 1979b)은 일련의 논문에서 지방공공재의 공급을 담당한 당국이 독점적 공급을 할 가능성이 있음을 이론적, 실증적으로 보인 바 있다.

측되는 찬성득표 logit과 이론상의 득표 logit이 어떤 관계를 가질지에 대해 생각해 보자. 만약 모집단에서 임의적으로 추출된 사람들이 투표에 임하게 되고 개개인이 찬성투표를 할 확률이 $\pi_j \equiv \pi(E_{nj}, E_{pj})$ 라고 한다면 n_j 명의 사람이 투표에 참여했을 때 찬성투표율 $p_j \equiv p(E_{nj}, E_{pj})$ 는 평균이 π_j 인 二項分布(binomial distribution)를 따르게 된다. 한편 실질 찬성투표율의 logit $P(E_{nj}, E_{pj}) \equiv \ln[p_j/(1-p_j)]$ 는 다음과 같음을 보일 수 있다(Zellner and Lee(1965) 참조).

$$P(E_{nj}, E_{pj}) = \Pi(E_{nj}, E_{pj}) + v_j$$

$$v_j \sim N\left(0, \frac{1}{n_j \pi_j (1 - \pi_j)}\right) \quad (22)$$

만약 찬성득표와 투표율 사이에 관계가 있다면 다음과 같은 관계도 생각해볼 수 있을 것이다.

$$P(E_{nj}, E_{pj}) = \Pi(E_{nj}, E_{pj}) + f(q) + v_j \quad (23)$$

여기서 q 는 投票率(turnout ratio)이고 $f(q)$ 는 q 의 함수이다. 앞에서의 실증분석에서는 득표 logit의 경우 투표율에 영향을 받을 수도 있다는 사실을 고려해 式(22)와 (23) 두 경우를 모두 고려하기로 한다.

한편 중위투표자의 이상점과 학군의 제 특징들 사이에는 다음의 선형관계가 성립한다고 상정한다.

$$E_j^{*m} = \beta_0 + X_j \beta + \eta_j, \quad \eta_j \sim N(0, \sigma^2) \quad (24)$$

여기서 X_j 는 중위소득과 조세가격을 포함하는 학군의 사회-경제적 제 특징들로 이루어진 벡터이다. II절의 분석에서는 현실적으로 관측되는 교육비지출이 X_j 의 함수라고 상정했으나, 이 절의 분석에서는 중위투표자의 이상점이 X_j 의 함수라고 상정하고 있다는 점에 주목하자.

지금까지의 분석을 토대로 실질 찬성득표율 logit은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$P(E_{nj}, E_{pj}^s) = (1/t) [-v^m + \beta_1 + X_j \beta - (1-\delta)E_{nj} - \delta E_{pj}^s] + f(q) + \left(\frac{\eta_j}{t} + v_j\right) \\ \left(\frac{\eta_j}{t} + v_j\right) \sim N\left(0, \frac{\sigma^2}{t^2} + \frac{1}{n_j \pi_j (1-\pi_j)}\right) \quad (25)$$

이제 지금까지의 분석을 바탕으로 독점공급가설과 경쟁적 공급가설하에서 제안된 예산안 E_{pj} 와 찬성득표 $\logit P(E_{pj}, E_{pj})$ 를 정리해 보면 다음과 같다.

1) 독점적 공급

$$E_{pj}^s = \frac{-v^m + \beta_0}{\delta} + X_j \frac{\beta}{\delta} - \frac{1-\delta}{\delta} E_{nj} + \frac{\eta_j}{\delta} \\ P(E_{nj}, E_{pj}^s) = v_j$$

2) 경쟁적 공급

$$E_{pj}^c = \beta_0 + X_j \beta + \eta_j \\ P(E_{nj}, E_{pj}^c) = \frac{-v^m + (1-\delta)\beta_0}{t} + X_j \beta \left(\frac{1-\delta}{t}\right) - \left(\frac{1-\delta}{t}\right) E_{nj} + \left(\frac{1-\delta}{t}\right) \eta_j + v_j$$

위의 두 가설은 다음의 두 식에 <표 4>와 같은 제약을 준 것으로 볼 수 있다.

$$E_p = \gamma_0 + X_j \Gamma + \gamma_1 E_{nj} + \omega_j \\ P = (\gamma_{11} + \gamma_0 \gamma_{12}) + X_j \Gamma \gamma_{12} - \gamma_{13} E_{nj} + (f(q)) + \gamma_{13} \omega_j + v_j \quad (26)$$

2. 추정

본격적인 계량분석에 앞서 비상예산안과 종속변수들(제안된 예산안과 투표 \logit) 간의 관계를 정리해 보면 다음과 같다. (i) 독점적 공급 가설에 따르면 제안된 예산안은 비상예산안이 클수록 작으며 투표 \logit 은 비상예산안과 아무런 관계를 갖지

〈표 4〉 공급가설에 따른 파라미터 제약

	독점적 공급	경쟁적 공급
파라미터	$\gamma_0 = \frac{-v^m + \beta_0}{\delta}$ $\Gamma = (\beta_1, \dots, \beta) / \delta$ $\gamma_1 = -\frac{1-\delta}{\delta}$ $\gamma_{11} = 0$ $\gamma_{12} = 0$ $\gamma_{13} = 0$ $\omega = \eta_j / \delta$	$\gamma_0 = \beta_0$ $\Gamma = (\beta_1, \dots, \beta)$ $\gamma_1 = 0$ $\gamma_{11} = -\frac{v^m}{t}$ $\gamma_{12} = -\frac{(1-\delta)}{t}$ $\gamma_{13} = \frac{(1-\delta)}{t}$ $\omega = \eta_j$
	$\gamma_1 = \gamma = \gamma_{13} = 0$	$\gamma_1 = 0, \gamma_{12} = -\gamma_{13}$

않는다. (ii) 경쟁적 공급 가설에 따르면 제안된 예산안은 비상예산안과는 아무런 관계를 갖지 않으나 투표 logit은 비상예산안이 클수록 그 값이 줄어든다.

두 공급가설에 대한 평가는 비상예산안의 계수를 살펴봄으로써 이루어질 것이다. 비상예산안이 매우 중요한 변수이기는 하나 몇 가지 문제점이 있다. 하나는 모든 학군에 대해 비상예산안에 대한 자료를 구할 수는 없다는 점이다. 605개의 학군 중 비상예산안 자료가 구비된 학군은 85개에 불과했다. 이와 관련하여 Munley(1984)의 연구에서는 지난해에 실제로 집행된 예산이 좋은 대리변수가 될 수 있음을 밝혀 낸 바 있다. 따라서 실증분석에서 90년도의 비상예산안을 알 수 없는 학군에 대해서는 89년도의 실제 예산안을 대리변수로 사용하기로 한다.

다른 하나의 문제는 비상예산안과 제안된 예산안 사이에는 강한 陽의 상관관계가 존재한다는 점이다. 즉 부유한 학군의 경우 비상예산안과 제안된 예산안이 모두 높을 것이기 때문에 비상예산안에 대한 적절한 조정을 가하지 않을 경우 예산방정식에서 비상예산안의 계수는 두 변수의 강한 양의 상관관계만을 드러낼 뿐이며, 경제학적으로 큰 의미를 갖지 못할 수가 있다. 이 문제의 해결을 위해 비상예산안을 종속변수로 하고 제안된 예산안을 독립변수로 보조식에 대해 회귀분석을 하고 거기서 얻어지는 殘差를 '조정된' 비상예산안 변수 REV로 삼기로 한다.

〈표 5〉는 式 (26)의 예산방정식과 투표 logit을 각각 OLS와 WLS(투표 logit의 이분산성에 주목)로 대도시지역과 비도시지역으로 나누어 추정한 결과이며, 〈표 6〉는 각 공급가설에 해당하는 제약하에서 대도시지역과 비도시지역에 대해 式 (26)을 최우추정법(Full Information Maximum Likelihood: FIML)으로 추정한 결과이다. 득표 logit에 대한 WLS 추정의 경우 투표율 변수를 고려했으며 $f(q)$ 가 2차함수라는

가정하에서 추정하였다. DEXP는 89년도 집행 예산안과 90년도 제안 예산안의 차이이다. 지난해에 비해 지나치게 높은 예산안을 책정할 경우 찬성 득표가 줄어들 수도 있다는 예측이 가능하므로 이 변수를 추가하였다.

일반적으로 절에서 보았던 교육비 지출방정식의 추정에서와 같이 대도시지역의 경우 많은 변수들이 통계적으로 유의하고 모델자체의 설명력이 높은 반면 비도시지역은 모델자체의 설명능력이 낮은 편이었다. 보다 중요하게는 대도시지역과 비도시지역 사이에 분명한 차이가 있음을 발견할 수 있다. 우선 <표 5>에서 도시지역의 경우 경쟁적 공급 가설에서 주장하는 바와 같이 예산방정식에서는 비상예산안이 계수가 0과 크게 다르지 않으며, 득표 logit 방정식에서는 음수이며 10%수준에서 유

<표 5> 대도시지역과 비도시지역 공급가설 비교(Equation-by-Equation)

	Large MA (N=301)		Non-MA (N=216)	
	Proposal Equation	Voting equation	Proposal Equation	Voting equation
Constant	-10.845* (10.92)	1.584 (0.65)	-4.837** (1.70)	-4.455 (0.97)
log (INCOME)	1.228* (12.75)	-0.061 (0.26)	0.695* (2.49)	-0.342 (0.77)
log (TAXPRICE)	-0.319* (12.00)	-0.080 (1.02)	-0.176* (5.33)	-0.153 (1.41)
FAIDN	0.732* (5.16)	0.564 (1.51)	0.686* (2.26)	0.272 (0.86)
TEACHER	0.577 (1.39)	2.645* (2.69)	-0.674 (1.22)	2.834* (2.20)
PRIVATE	-0.258 (1.13)	-3.332* (5.59)	-0.923** (1.81)	-0.760 (0.69)
COL	-1.182* (4.25)	0.994** (1.66)	0.483 (0.96)	2.572** (1.90)
NONWH	-0.003 (0.03)	-0.107 (0.35)	0.720 (2.16)	-0.067 (0.11)
OLD	0.283 (1.02)	0.872 (1.11)	0.219 (0.55)	0.342 (0.28)
POV	1.536* (3.12)	-3.251* (2.18)	0.491 (0.82)	0.021 (0.02)
OWN	-0.264* (1.67)	0.403 (1.25)	0.036 (0.19)	0.698 (1.14)
log (STUDENT)	-0.039* (2.92)	-0.077* (2.08)	-0.114* (3.32)	-0.111 (1.50)
log (REV)	0.051* (0.62)	-0.730** (1.79)	0.277 (0.69)	-0.136 (0.34)
DEXP		-0.431 (1.13)		-0.153 (0.52)
TURNOUT		-6.028* (4.22)		-3.789* (2.93)
TURNOUT ²		9.256 (2.34)		0.436 (0.15)
R ²	0.793	0.367	0.395	0.368

주: 괄호 안은 t-값의 절대치임.

* : 5%에서 유의, ** : 10%에서 유의.

의했다. 반면 비도시지역의 경우 비상예산안의 계수로부터는 양 가설 모두를 받아 들일 수 없었다.

그러나 FIML 분석에서는 <표 6>에서 보듯이 대도시지역의 경우 γ_1 이 0이라는 가설을 기각할 수 없는데 반해, 비도시지역의 경우에는 통계적으로 유의한 음수로 나타나 독점적 공급 가설을 지지하고 있다.

그렇지만 비도시지역의 평균찬성득표율이 59%에 이른다는 점을 고려할 때 독점적 공급 가설을 그대로 받아들이기는 어렵다. 여기에 대해서 학군 당국이 예산안을 50% 득표로 통과시키기보다는 더 높은 득표율로 일정 마진(margin)을 두고 통과 시키려 한다는 가설을 세워보자. 그럼 득표율과 제안된 예산안에 대해서는 다음의

<표 6> 도시지역과 비도시지역 비교(FIML)

	Large MA (N=301)		Non-MA (N=216)	
	Monopoly Model	Competitive Model	Monopoly Model	Competitive Model
γ_0	-10.838* (13.59)	-10.785* (13.93)	-4.797** (1.79)	-4.583* (1.46)
log (INCOME)	1.226* (16.37)	1.223* (16.81)	0.691* (2.57)	0.670* (2.13)
log (TAXPRICE)	-0.322* (13.28)	-0.319 (13.28)	-0.176* (3.02)	-0.162* (2.35)
FAIDN	0.746 (1.84)	0.724* (6.62)	0.684* (5.51)	0.613* (4.20)
TEACHER	0.621** (1.84)	0.374** (1.75)	-0.681 (0.74)	-0.702 (0.68)
PRIVATE	-0.370 (1.60)	-0.351 (1.50)	-0.931 (1.26)	-0.642 (0.75)
COL	-1.138* (5.66)	-1.162* (5.99)	0.489 (0.58)	0.501 (0.50)
NONWH	0.003 (0.03)	-0.005 (0.05)	0.723* (2.08)	0.626 (1.39)
OLD	0.298 (0.97)	0.313 (1.04)	0.220 (0.35)	0.096 (0.13)
POV	1.446* (3.52)	1.464* (3.56)	0.484 (0.75)	0.488 (0.65)
OWN	-0.262* (3.41)	-0.257* (3.35)	0.038 (0.11)	0.033 (0.08)
LSTU	-0.035* (3.15)	-0.039* (3.47)	-0.114* (2.98)	-0.108* (2.32)
γ_1	-0.065 (1.10)	[0]	-0.277 (3.40)	[0]
γ_{11}	[0]	0.175 (0.80)	[0]	0.161 (0.43)
γ_{12}	[0]	0.132* (0.13)	[0]	0.240* (1.38)
γ_{13}	[0]	[-0.132]	[0]	[-0.240]
likelihood	-910.22	-864.68	-636.21	-607.89

주: 괄호 안은 t-값의 절대치임.

* : 5%에서 유의, ** : 10%에서 유의.

관계가 성립될 것이다.

$$\Pi(E_{nj}, E_{pj}) = (1/t) [-v^m + E_j^{*m} - (1-\delta)E_{nj} - \delta E_{pj}] = k$$

$$E_{pj}^s = \frac{-v^m - kt}{\delta} + \frac{1}{\delta} E_j^{*m} - \frac{1-\delta}{\delta} E_{nj} \quad (27)$$

여기서 k 는 목표 margin을 나타낸다.

〈표 7〉은 이와 같이 '수정독점모형'이라고 명명할 수 있는 가설하에서 비도시지역에 대해 式 (27)을 FIML 방법으로 추정한 결과이다. 수정모형 I은 함수 $f(q)$ 를 고려하지 않은 경우이며, 수정모형 II는 $f(q)$ 를 득표 logit의 추정에 포함한 경우이

〈표 7〉 비도시지역의 수정독점 모형

	Modified Monopoly Model I	Modified Monopoly Model II
r_0	-4.744** (1.74)	-0.812 (0.39)
log (INCOME)	0.675* (2.52)	0.501* (2.86)
log (TAXPRICE)	-0.175* (2.93)	-0.127* (2.07)
FAIDN	0.679* (5.38)	0.200 (1.15)
TEACHER	-0.691 (0.75)	0.735 (1.03)
PRIVATE	0.924 (1.23)	-2.933* (6.05)
COL	0.494 (0.58)	1.244* (2.54)
NONWH	0.719* (2.04)	-0.198 (0.84)
OLD	0.210 (0.34)	0.626 (1.05)
POV	0.478 (0.73)	-0.176 (0.22)
OWN	0.041 (0.11)	0.610* (2.51)
LSTU	-0.114* (2.93)	-0.080* (2.81)
log (REV)	0.557* (3.06)	-0.634** (1.87)
k	0.199* (5.64)	0.583* (8.15)
TURNOUT		-2.433* (7.01)
Income Elasticity	0.85	0.87
Price Elasticity	0.22	0.22
Estimated yes Vote	54.9	56.3

주: 괄호 안은 t-값의 절대치임.

* : 5%에서 유의, ** : 10%에서 유의.

다. 추정 결과 흥미로운 사실이 발견된다. 독점가설하에서 추정된 비도시지역의 소득탄력성이 0.85 또는 0.87로 <표 2>의 도시지역 소득탄력성 0.86과 거의 일치한다는 점이다. 공급자의 행위를 고려하지 않을 경우 관측되는 교육비지출로만 소득탄력성을 추정할 경우 정확하지 못한 추정치를 얻을 수 있음을 보여주는 결과이다.

이상의 분석 결과 추정방식에 따라서 약간 상반된 결과를 보이기는 하지만 도시지역의 경우 경쟁적 공급가설 쪽이 설득력이 있는 반면, 비도시지역의 경우는 수정된 독점가설이 더 설득력을 가지고 있음을 볼 수 있었다. 특히 도시지역과 비도시지역간에 교육수요의 소득탄력성이 크게 다르지 않을 수도 있음은 주목할 만한 결과로 도시지역의 소득탄력성이 큰 이유가 Tiebout편의에 의한 것은 아니라는 III절의 분석과도 일관성을 갖는다.

V. 결론

지금까지 미국 뉴욕주의 자료를 통하여 교육예산결정 과정에서 Tiebout의 가설이 현실적인 설명력을 지니는지를 살펴보았다. 그 결과 교육비지출 패턴에 있어 도시지역과 비도시지역간에는 분명한 차이가 존재하며, 이러한 차이는 교육서비스 공급자의 공급 행태의 차이에서 기인할 가능성이 높음을 확인할 수 있었다. 주민들이 선택할 학군이 많고 언제든지 자유롭게 이동할 수 있다는 사실은 교육서비스 공급자들의 독점적 행위를 막을 수 있는 장치가 되어준다는 것이다.

아직 우리나라에서는 지방자치단체가 교육에 서비스 공급에 대한 자율성을 확보하고 있지 못하나 앞으로는 점차 자율성을 확대해 나갈 것으로 전망된다. 교육에 있어서 지방정부의 자율권 확대가 산적한 교육 문제들에 대한 만능의 치유방법은 아니겠지만, 교육이 지방공공재화될 경우 다수의 학군(또는 기초자치단체)을 포함한 대도시지역의 경우에는 주민들이 원하는 수준의 교육비 지출이 이루어질 가능성이 높다는 이유에서 일단 효율성 제고에 기여할 것으로 보인다. 물론 대도시지역과 같이 공공단체간 경쟁이 이루어질 조건이 충족되지 못한 비도시지역에 대해서는 특별한 정책적 고려가 필요할 것이다. 또한 Tiebout 가설은 공평성에 대한 어떠한 논의도 담고 있지 않음도 잘 인식해야 할 것이다. 이 논문의 직접 고려대상은 아니지만 초중등교육에 있어서 공평성의 문제는 국가적으로도 매우 중요한 정책고려 대상이

될 수밖에 없다. 교육서비스에 있어 도시 - 비도시間 公평성의 제고는 앞으로도 꾸준한 관심의 대상이 되어야 할 것이다.

한편 이 논문에서는 교육비지출을 교육서비스 질을 대변하는 변수로 삼고 분석을 했으나, 이에 대해서는 보다 심도 깊은 실증적 검토가 필요할 것이다. 교육비 지출이 교육의 질을 대변할 수 있는지에 대한 검토와 교육서비스의 질을 대변할 여타 변수를 찾아내는 노력과 질 높은 교육을 추구하는 교육서비스 공급자의 행위 및 그에 대응하는 소비자의 행위에 대한 연구는 지속적으로 요구될 것이다.

또한 본문의 논의에서 분명하게 드러나는 사실은 교육서비스의 공급 측면에 대한 경제학적 이해가 아직 충분하지 못하다는 점이다. 현 단계에서 교육의 공급측면에 대한 설득력 있는 이론과 그에 대한 실증적 검토는 거의 없다고 해도 과언이 아니다. 공급측면에 대한 이해를 바탕으로 공급과 수요의 상호작용이 어떻게 이루어지는지에 대한 분석이 앞으로 더 이루어져야 하리라고 본다.

■ 참고 문헌

1. Bergstrom, theodore, and Robert P. Goodman, "Private Demand for Public Goods," *American Economic Review*, 1973, pp. 208~96.
2. ———, Daniel Rubinfeld, and Perry Shapiro, "Micro-based Estimates of Demand Functions for Local School Expenditures," *Econometrica*, 1982, pp. 289~307.
3. ———, Judith Roberts, Daniel Rubinfeld, and Perry Shapiro, "A Test for Efficiency in the Supply of Public Education," *Journal of Public Economics*, 1988, pp. 289~307.
4. Denzau A. T., R. J. McKay and C. L. weavers, "On the Initiative-referendum Opinion and the Control of Monopoly Model," H. F. Ladd and T. N. Tideman(eds.), *Tax and Expenditure Limitations, Committee on Urban Public Economics, Papers on Public Economics*, The Urban Institute, Washington D. C., 1981, pp. 191~222.
5. Dowding, Keith, Peter John, and Stephen Biggs, "Tiebout: A Survey of Empirical Literature," *Urban Studies*, 1994, pp. 767~797.
6. Ebert, Randall W. and Timothy J. Gronberg, "Jurisdictional Homogeneity and the Tiebout Hypothesis," *Journal of Urban Economics*, 1981, pp. 227~239.
7. Edell, Matthew and Elliott Sclar, "Taxes Spending and Property Values: Supply

- Adjustment in Tiebout-Oates Model," *Journal of Political Economy*, 1978, pp. 405~425.
8. Epple, Dennis, Allan Zelenitz, and Michael Visscher, "A Search for Testable Implications of Tiebout Hypothesis," *Journal of Political Economy*, 1978, pp. 405~25.
9. Filimon, Radu, Thomas Romer, and Howard Rosenthal, "Asymmetric Information and Agenda Control: The Base of Monopoly Power in Public Spending," *Journal of Public Economics*, 1982, pp. 51~70.
10. Goldstein G. S., and M. V. Pauly, "Tiebout Bias on the Demand for Local Public Goods," *Journal of Public Economics*, Vol. 16, 1981, pp. 131~143.
11. Gramlich, Edward and Daniel Rubinfeld, "Micro Estimates of Public Spending Demand Functions and Tests of the Tiebout and Median-voter Hypothesis," *Journal of Political Economy*, 1982, pp. 536~560.
12. ——— and Detorah swift, "Why Voters Turn out for Tax Limitation Votes," *National Tax Journal*, 1981, pp. 115~124.
13. Inman, Robert P., "Testing Political Economy's 'as if' Proposition: Is the Median Income Voter Really Decisive?" *Public Choice*, 1978, pp. 45~65.
14. Islam, Muhammed N., "Tiebout Hypothesis and Immigration Effect of Local Fiscal Policies," *Public Finance*, 1989, pp. 406~418.
15. ——— and M. Rafiquzzman, "Property Tax and Inter-Municipal Migration in Canada: A Multivariate Test of the Tiebout Hypothesis," *Applied Economics*, Vol. 23, 1991, pp. 623~630.
16. Ladd, Halen, "Local Education Expenditure, Fiscal Capacity and the Composition of the Property Tax Base," *National Tax Journal*, 1975, pp. 145~158.
17. Megdal, Sharon B., "A Model of Local Demand for Education," *Journal of Urban Economics*, 1984, pp. 13~30.
18. Munley, V. G., "Has the Median Voter Found a Ballot Box that He Can Control?" *Economic Inquiry*, 1984, pp. 323~336.
19. New York State, *Current Component of New York State's Educational Finance System: A Review*, Division of Budget, Education Study Unit, Albany, New York, 1979.
20. Oates, Wallace, "The Effect of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: An Empirical Study of Tax Capitalization and the Tiebout Hypothesis," *Journal of Political Economy*, 1969, pp. 957~971.
21. Reid, G., "The Many Faces of Tiebout Bias in Local Education Demand Parameter Estimates," *Journal of Urban Economics*, 1990, pp. 232~254.
22. Reschovsky, Andrew, "Residential Choice and the Local Education Demand Parameter Estimates," *Journal of Urban Economics*, 1979, pp. 501~520.
23. Romer, Thomas. and Howard Rosenthal, "Political Resource Allocation, Controlled Agendas, and the Status Quo," *Public Choice*, 1978, pp. 27~43.
24. ———, "Bureaucrat Versus Voters: On the Political Economy of Resource Allocation by Direct Democracy," *Quarterly Journal of Economics*, 1979, pp. 536~587.
25. ———, and V. Munley, "Economic Incentives and Political Institutions: Spending and Voting in School Budget Referenda," *Journal of Public Economics*, 1992,

pp. 1~33.

26. Rothstein, Paul, "The Demand for Education with 'Power Equalizing' Aid: Estimation and Simulation," *Journal of Public Economics*, 1992, pp. 135~162.
27. ———, "Learning Preferences of Governments and Voters from Proposed Spending and Aggregate Votes," *Journal of Public Economics*, 1994, pp. 361~389.
28. Rubinfeld, Daniel, "Voting in a Local School Election: A Micro Analysis," *Review of Economics and Statistics*, 1977, pp. 30~42.
29. ———, "The Economics of Local Public Sector," *Handbook of Public Economics*, Vol. 2, A. J. Auerbach and M. Feldstein (eds.), Amsterdam: North Holland, 1987, pp. 571~646.
30. ——— and Randall Thomas, "On the Economics of Voter Turn out in Local School Elections," *Public Choice*, 1980, pp. 315~331.
31. ———, Perry Shapiro, and Judith Roberts, "Tiebout Bias and the Demand for Local Public Spending," *Review of Economics and Statistics*, 1987, pp. 426~437.
32. ———, "Micro-estimation of the Demand for Schooling: Evidence from Michigan and Massachusetts," *Regional Science and Urban Economics*, 1989, pp. 381~398.
33. Stein, Robert M., "Tiebout' Sorting Hypothesis," *Urban Affairs Quarterly*, 1987, pp. 140~160.
34. Tiebout, Charles M., "A Pure Theory of Local Expenditures," *Journal of Political Economy*, 1956, pp. 416~424.
35. Wildasin, David, "Demand Estimation for Public Goods: Distortionary Taxation and Other Sources of Bias," *Regional Science and Urban Economics*, 1989, pp. 353~379.
36. Zeller, A. and T. Lee, "Joint Estimation of Relationships Involving Discrete Random Variables," *Econometrica*, 1965, pp. 382~394.