

時計列理論을 利用한 移轉財政의 衡平化效果分析

A Study on Equity Effect of Grants using Time Series Econometrics

曹 起 鉉

(韓國地方行政研究院 研究員)

— <目 次> —

I. 序 論

II. 分析方法

III. 模型의 測定結果

IV. 結 論

<ABSTRACT>

In this study, We analyze horizontal and vertical equity effects of grants using Granger Causality Test and Error Correction Model, which are popular in time series econometrics. By Granger Causality Test, we found that Local Share Tax is Granger-caused by local tax revenue and has vertical equity effects. But it turns out that National Grants are not affected by local tax revenue and have its own operational mechanism. Error Correction Model reinforces this results. Overall adjustment coefficient is 1.05~1.20, which implies that vertical equity effect is fairly significant. However, Considering the Coefficient 0.85 of Local Share Tax, we recommend that it should expand by 15%.

On the other hand, local adjustment coefficient is quite different to each other and it is positively correlated with the size of local government expenditure. It implies that the horizontal equity effect is not significant. We confirm this result by Variance Decomposition method.

I. 序 論

지방자치제의 실질적 구현은 그것의 경제적 토대를 형성하는 지방재정제도의 확충과 건실화가 선행되어야만 가능하다. 실제로 지방재정은 정치적으로는 지방자치와 경제적으로는 지역경제의 활성화 및 지역간 균형발전과 밀접하게 연결되는 중요한 요인이다. 그러나 우리나라의 지방재정은 세원의 국세편중과 재산세위주로 대표되는 지방세제도의 모순과 함께 불균형 성장전략에 의한 재정운영의 중앙집권화 및 지역간 경제력 격차로 수직적·수평적 불균형이 심각한 상태에 있다.

지방재정조정제도는 이러한 수직적·수평적 재정불균형을 조정하는 것을 기본목적으로 한다. 즉, 지방재정조정제도의 가장 중요한 기능은 중앙정부와 지방자치단체간, 그리고 지방자치단체간 재정력 격차를 해소하는데 있다. 특히, 수평적 재정조정은 어떤 지역에 거주하든 동일한 소득을 갖는 주민은 동일수준의 조세부담을 져야 한다는 조세정의 차원에서 보다 중시해야 할 사안이다. 동일소득 = 동일 조세부담의 등가관계가 성립하지 못하고, 그 차이가 지방공공재의 공급으로 상쇄되지 못한다면 주민이동에 따른 자원배분의 왜곡은 피할 수 없다. 때문에 지방재정조정제도의 본질적 기능은 이론적·정책적 측면에서 대단히 높은 관심을 가져왔으며 이에 대한 연구도 활발하게 이루어져 왔다. 김수근(1986), 김수근·김준한·박종구(1990), 박완규(1990, 1991, 1992), 허재완(1988, 1993), 임성일(1992), 유일호(1994), 원윤희(1994), 안종석(1995), 박종구(1995) 등의 연구가 그 예이다. 이들의 연구는 수직적 형평성과 관련하여 내국세 총액의 13.27%로 정해진 교부세 총액이 과연 적정한가와 같은 이전재원의 적정규모문제를, 수평적 형평성 차원에서는 지방교부세 배분방식과 관련한 지방-지방간 재정력 균등화 및 징세노력의 촉진문제 등을 중심으로 재정력 형평화기능을 분석하고 있다.

그러나 기존 연구들이 채택하고 있는 실증분석방법은 Lorenz곡선이나 Gini 계수, 변이계수와 같은 특정 不均衡度 指數를 이용하고 있다. 이러한 “불균형도 평가기법”은 이전재정의 변화에 민감하게 반응하지 못하여 불평등도가 명확하게 나타나기 어렵다는 분석과정상의 문제 뿐만 아니라 근본적으로 곡선의 형태에 관계없이 동일한 불평등치를 보일 수 있다는 점에서 엄밀한 분석방법은 아니라고 사료된다. 또한 기존연구는 허재완(1993)이 지적한바와 같이 개별 이전재정의 실제적인 용도를 고려하지 않음으로써 지방재정이 미치는 단위 금액당 효과가 동일하다는 잘못된 전제를 암묵적으로 인정하고 있다. 이러한 정량적 분석으로는 각각의 이전재정이 갖는 본질적 기능이 기대한 바와 같이 이루어지고 있는지를 분석할

수 없다. 지방교부세는 일반행정비를 중심으로한 경상적 경비에, 국고보조금과 지방양여금은 지역개발을 중심으로한 투자적 경비에 주로 지출되고 있기 때문에 동일한 금액이 배분되었다 해도 해당 지방자치단체의 재정구조나 재정력에 주는 과급효과는 다르게 나타날 수 밖에 없다. 예컨대 국고보조금이나 지방양여금이 기본목적인 지역개발, 환경보전, 사회복지, 산업경제부문에 영향을 주고 있는지 여부를 분석할 필요가 있다.

본 연구는 이러한 문제의식하에 기존연구가 갖는 한계를 미약하나마 보완하고자 최근 활발하게 적용되고 있는 시계열이론을 반영하여 이전재정의 형평화기능을 새로운 시각에서 접근하는데 목적이 있다. 이를 위하여 본 연구에서는 II장에서 분석방법을 소개하고 III장에서 Granger 因果關係檢定과 誤差修正模型(Error Corection Model ; ECM)을 이용하여 이전재정의 형평화기능을 분석하고 양 분석방법에 의한 결과를 상호비교하였다. 마지막으로 IV장에서는 결론 및 정책적 시사점을 제시하고 있다.

II. 分析方法

1. 分析資料

분석기간은 1970년부터 1994년까지의 연도별 시계열자료를 이용하였다. 분석자료는 내무부 지방재정연감의 순계결산자료 가운데 전국, 도 합계, 시 합계, 군 합계, 각 도본청의 지방세수입(T)과 세출자료를 이용하였다. 세출자료는 일반행정비(AD), 사회복지비(SO), 산업경제비(IN), 지역개발비(RE)를 사용하였으며 이전재정은 1991년에 도입되어 실증분석이 불가능한 지방양여금을 제외한 지방교부세(L), 국가보조금(S), 그리고 지방교부세와 국고보조금의 합계치(SU)를 분석대상으로 하였다. 그러나 분석기간 사이에 교부세율의 변화, 국고보조금의 지방양여금사업으로의 전환, 지방세 세목의 변화 등으로 지방재정제도가 변화를 경험하였다. 지방행정제도 역시 일반시의 광역시의 승격 등의 변화가 있었던바, 이로 인한 시계열의 구조적 변동(structural change)으로 비선형의 형태를 보였다. 이에 따라 본 연구에서는 對數變換(log transformation)으로 수준변수를 선형화하여 추정에 이용하였다.

전통적 시계열분석의 기본가정은 대상 시계열들이 안정적(stationary)이라는데 있다. 그러나 현실적으로 우리가 이용하는 대부분의 시계열자료는 불안정(nonstationary)한 시계열로 알려져 있다. 이러한 불안정 시계열들은 단위근(unit root)을 갖는 시계열로 간주되며, 만약 불안정 시계열을 가지고 전통적인 회귀분석을 할 경우에는 시계열간에 아무런 상관관계가

없는데도 불구하고 외견상 의미있는 것처럼 보이는 假性的 回歸(spurious regression)문제가 발생하는 것으로 알려져 있다. 이는 시계열자료를 분석하기 위해서는 분석 이전에 시계열 자료의 단위근 존재를 검정하는 것이 필수적임을 의미한다. Granger와 Newbold는 이러한 가성적 회귀문제를 제거하기 위해서는 수준변수를 차분하여 추정할 것을 제안하고 있다¹⁾.

따라서 본고에서는 추정에 앞서 시계열의 안정성을 알아보는 단위근검정을 실시하였다. 검정방법으로는 전통적으로 많이 사용하는 Augmented Dickey-Fuller검정(ADF test)과 Phillips-Perron검정(PP test)을 이용하여 대수변환한 지방세수입(LT), 지방교부세(LL), 국고보조금(LS), 지방교부세와 국고보조금의 합인 이전재정(LSU), 일반행정비(LAD), 사회복지비(LSO), 산업경제비(LIN), 지역개발비(LRE) 8개 변수를 대상으로 실시하였다.

일반적으로 시계열 Y_t 에 대한 단위근검정은 절편(drift)과 선형추세의 가능성을 감안하여 검정한다. 본 연구에서는 분석대상 시계열에 선형시간추세가 존재하여 회귀식에 상수항을 포함시켜 단위근을 검정하였다²⁾.

단위근검정 결과 모든 수준변수에서 단위근이 존재하는 것으로 나타나 이들 시계열이 단위근이 최소한 하나이상 존재한다는 점을 시사하였다. 따라서 I(2) 여부를 알아보기 위해 1차 차분변수를 대상으로 단위근검정을 한 결과를 보면, ADF검정에서는 LAD(일반행정비)와 LRE(지역개발비)를 제외한 나머지 5개 변수가 1% 및 5% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 채택하였다. 그러나 Phillips-Perron검정에서는 1% 및 5% 유의수준에서 모든 시차에 대해 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하여 다소 상반된 결과가 도출되었다. 이는 시계열의 구조적 변화를 고려하는 Phillips-Perron검정의 특성에 기인하는 것으로 판단된다³⁾. 전국, 도 합계, 시 합계, 군 합계, 각 도분청을 대상으로 한 단위근검정 결과 모두 유사하게 나타나 전국을 대상으로 한 단위근검정 결과를 <표 1>에 제시하였다.

따라서 본 연구에서는 Phillis-Perron검정에 근거하여 대수변환변수를 1차차분하여 사

1) 가성적 회귀에 관한 자세한 논의는 다음의 논문을 참조하라.

C. W. Granger and P. Newbold, "Spurious Regression in Econometrics", *Journal of Econometrics* 2, 1974, pp. 111~120

P. C. B. Phillips, "Understanding Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics* 33, 1986, pp. 311~340.

2) 단위근검정에서 3가지 모형 가운데 어떤 모형을 채택할 것인가에 대해서는 선형적 기준이 명확하게 제시되어 있지 않다. 본고에서는 일단 3가지 모형 모두를 대상으로 검정하였으나 결과상의 질적 차이를 발견하지 못하였다. 대신 상수항을 포함시킨 회귀식의 검정결과를 제시하였는데, 이는 대상 시계열이 단조증가하고 있고 1차차분변수가 양의 값을 중심으로 상하변동하였기 때문이다.

3) 앞에서 분석대상 시계열이 지방행·재정의 변화로 구조적 변동을 보였음을 지적한 바 있다.

용하고자 한다

<표 1> 단위근검정 결과

검정방법 및 시차		LT	LL	LS	LAD	LSO	LIN	LRE	
ADF	수 준 변 수								
	1	2.03	-1.64	-0.51	4.21	3.05	4.08	0.07	
	2	3.29	1.65	-0.13	1.95	1.55	3.74	2.09	
	3	0.49	2.61	-0.08	1.61	0.46	2.62	-2.69	
	4	3.38	1.80	0.06	2.31	1.57	3.32	-0.29	
	1차 차 분 변 수								
	1	-2.11	-3.40	-5.09**	-0.56	-1.51	0.19	-4.91**	
	2	-0.44	-2.42	-3.53	-0.13	-0.29	1.51	-1.63	
	3	-1.55	0.01	-2.74	-0.54	-0.63	1.00	2.96	
	4	-0.28	0.09	-2.89	0.01	-0.59	0.89	-3.42	
	P&P	수 준 변 수							
		1	-0.14	-1.13	-0.82	-0.93	-1.01	0.13	-1.13
2		-0.14	-1.06	-0.80	-0.97	-0.95	0.12	-1.04	
3		-0.15	-1.05	-0.75	-0.99	-0.90	0.14	-1.02	
4		-0.14	-1.04	-0.71	-0.97	-0.86	0.16	-1.02	
1차 차 분 변 수									
1		-22.82**	-29.67*	-24.67**	-24.37**	-22.26**	-19.98**	-27.11**	
2		-22.90**	-28.68**	-24.67**	-25.75**	-20.88**	-20.13**	-26.04**	
3		-23.44**	-29.52**	-24.09**	-26.90**	-19.96**	-19.09**	-26.75**	
4		-23.81**	-30.25**	-23.77**	-27.10**	-19.24**	-18.38**	-26.98**	

주 : 1) 귀무가설 : 단위근 존재(p=1).
 2) 유의수준의 임계치는 Mackinnon 검정통계량을 이용하였다.
 3) ADF : **는 1%(-4.47), *는 5%(-3.65), P&P : **는 1%(-17.2), *는 5%(-12.5) 유의수준으로 귀무가설을 기각할 수 있음을 의미함.

2. 分析方法

본 연구에서 채택한 분석방법은 크게 두 가지이다. 하나는 Granger 인과관계검정으로 지방세와 각각의 이전재정간의 관계에서 어떤 변수가 외생적으로 작용하는지를 살펴 볼 것이다. 이 검정방식은 설명변수와 종속변수가 무엇인지 명확하지 않을 때 다음의 두 회귀방정식에서 각각($\beta_i = 0, \delta_i = 0$)의 귀무가설을 검정함으로써 이에 대한 판정을 명료하게 내릴 수 있다는 장점으로 분석목적에 적합하다 하겠다.

$$Y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$

$$X_t = \sum_{i=1}^k \lambda_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i Y_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

예컨데 귀무가설 $\beta_1 = 0$ 을 기각할 수 있다면 X_t 가 Y_t 의 원인으로 작용한다는($X_t \rightarrow Y_t$), 즉 Granger적 의미의 인과관계가 성립한다⁴⁾.

두번째 분석방법은 Johansen이 제안한 오차수정모형이다. 이 모형은 기본적으로 共積分關係(Cointegration)와 관련된 것으로, 이를 벡터自歸回歸(Vector Autoregressive Regression ; VAR)체계에 제약시켜 장·단기 균형관계를 파악한다는 점에서 Granger-Engel의 2단계추정방법과 다르다. 때문에 Johansen의 오차수정모형은 VAR모형에서 일반적으로 수행하는 豫測誤差의 分散分解(Variance Decomposition)까지 실증분석이 가능하다.

공적분이란 개별적으로 불안정한 시계열 사이에 안정적인 잔차항을 생성시키는 선형결합이 존재할 경우 이들 사이의 선형결합관계를 말한다. 이것이 의미하는 바는 비록 개별적으로는 불안정한 시계열이라 해도 이들 사이에 공적분관계가 존재하면 장기적으로 안정적인 균형관계를 형성한다는 것이다. 공적분검정은 개별 시계열에 단위근이 존재한다 해도 시계열간에 가성적회귀가 성립하지 않을 조건을 찾게 함으로써 회귀분석의 결과가 의미를 갖게 한다는데 의의가 있다. 공적분검정은 크게 회귀잔차의 안정성을 ADF검정방식으로 판별하는 방법과 VAR모형과 같이 방정식체계에 의한 多變量시계열 분석방법이 있다⁵⁾. 한편, Granger and Engle은 수준변수간에 공적분관계가 존재하면 차분한 자료에 의한 모형추정은 설정오류(misspecification)의 문제가 발생함을 지적하면서 오차수정모형이 존재함을 증명하였다. 즉, 공적분관계가 특정 시계열 사이에 존재하면 이른바 대표정리(Representation Theorem)를 증명할 수 있음이 밝혀졌다⁶⁾.

4) 사실 Granger적 인과관계가 성립한다는 것은 X_t 가 Y_t 에 선행한다는 의미이지 통상적인 의미의 인과성 혹은 외생성을 검정하는 것은 아니다. Granger적 의미의 인과성은 사건 A가 사건 B 이후에 발생하였다면, A가 B의 원인이 될 수 없다는 단순명료한 현상에서 출발한다는 점을 상기하자. 그럼에도 불구하고 어쨌든 $\beta_1 = 0$ 의 귀무가설을 기각할 수 있다면 Y_t 는 종속변수임은 자명하다.

C. W. Granger, "Investgating Causal Relation by Econometric Models and Cross Spectral Methods", *Econometrica* 39, 1969, pp. 424~438.

5) 회귀잔차에 근거한 공적분검정은 단위근검정에서 설명한 ADF검정과 PP검정, 그리고 이들을 확장한 Phillips-Ouliaris검정, CRDW검정이 있으며 다변량시계열분석을 이용한 공적분검정에는 Stock-Watson검정과 Johansen검정이 있다. 일반적으로 공적분모수의 추정과 모형설정에 관한 가설검정까지 수행하는 Johansen검정이 우월한 것으로 알려져 있다.

6) 공적분관계란 i) 벡터 Y의 모든 원소가 d차 차분 후 안정성을 가지고($Y \sim I(d)$), ii) 벡터 Y의 선형결합 $U = \beta X$ 가 (d-b)차 적분되도록 하는 0이 아닌 벡터 β 가 존재할 때, 즉 $U \sim I(d-b)$ 이면 Y의 원소들은 (d, b)차 공적분되었다고 하며 이때 β 를 공적분벡터라 한다. 예컨데 Y_t 와 X_t 가 각각 비정상적인 시계열 $Y_t \sim I(1)$, $X_t \sim I(1)$ 이라 해도 이들간에 정상적인 시계열인 $I(0)$ 를 생성하는 선형결합 $Y_t - \beta X_t$ 가 존재하는 경우를 말한다.

Granger와 Engle이 증명한 오차수정모형의 일반적 형태는 다음과 같다.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta Y_{t-i} + \eta_t$$

여기서 ECM_{t-1} 는 공적분이 존재할 때 Y_{t-1} 과 X_{t-1} 사이의 불균형오차를 반영한 오차수정항이다. 오차수정모형은 형식적으로는 단기불균형형태로 상정한 부분조정모형이나 공적분 제약을 가함으로써 장기균형관계를 보여줌과 동시에 단기적 조정과정을 파악할 수 있다는 특징을 갖는다. 따라서 오차수정항의 계수인 β 는 장기균형에서 일탈한 불균형오차가 얼마나 빨리 균형상태에 복귀하게 되는가를 나타내는 조정계수(adjustment coefficient)이다.

그러나 상기 ECM모형은 단일 관계식만을 추정대상으로 하기 때문에 오차항 η_t 에 내재한 유용한 정보를 이용할 수 없다는 문제점이 있다. 이는 VAR체계에 의한 구조모형에 의해서 해결될 수 있는 것으로 Johansen이 제시한 ECM모형은 이러한 VAR체계의 다변량 구조모형이다. 즉 Johansen의 다변량 공적분모형은 모든 변수를 내생변수로 간주하며 여러 개의 공적분관계를 식별할 수 있다는 점에서 일반적인 ECM모형보다 우월한 기법이다⁷⁾.

한편 추정에 앞서 모형설정의 적합성을 확인할 필요가 있다. 즉, 모형의 추정시 적용해야 할 시차길이인 적정시차 i 를 결정해야 하는데, 본 연구에서는 일반적으로 행하고 있는 Akaike 정보요인(Akaike Information Criteion)과 Schwartz 베이지안 요인(Schwartz Bayesian Criterion)을 사용하였다. 검정한 결과 변수에 따라 적정시차가 1년 또는 2년으로 나타나 명확한 결론이 유도되지 않았다. Lyung & Box의 Q-통계량과 Correlogram을 이용한 적정시차의 확인도 AIC와 SBC의 결과와 질적차이를 보이지 않았다. 따라서 Granger 인과관계검정과 Johansen의 ECM모형에 의한 추정은 적정시차를 1과 2 모두를 대상으로 실증분석하였으나 시차 1이 양호한 결과를 보여주어 이를 제시하였다.

공적분과 Granger Representation Theorem에 관한 자세한 설명한 다음 논문에 소개되어 있다.

C. W. Granger, "Some Properties of Time Series Data and Their use in Econometric Model Specification", *Journal of Econometrics* 16, 1981, pp. 121~130.

C. W. Granger and R. E. Engle, "Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica* 55, 1987, pp. 251~276.

7) Johansen의 ECM모형은 I(1)인 시계열이 P개 있을 때, r 개의 공적분벡터가 존재한다면 나머지 P-r개의 벡터는 공동추세(common trend)를 갖는다는 데서 출발한다.

Johansen의 공적분검정 방법과 ECM모형에 대한 해석은 다음 논문을 참조하라.

S. Johansen, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 1988, pp. 231~254.

_____, "Estimation and Hypotheses Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vectors Autoregressive Models", *Econometrica* 59, 1991, pp. 1551~1580.

지금까지 논의한 내용을 종합하면 분석모형은 다음과 같다.

$$\Delta LY_t = \alpha + \beta ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^n \Delta LX_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta \Delta LY_{t-i} + \eta_{1t} \quad I = 1 \text{ 또는 } 2$$

$$\Delta LX_t = \alpha + \beta ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^n \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta \Delta LX_{t-i} + \eta_{2t} \quad i = 1 \text{ 또는 } 2$$

여기서 LY_t : 지방세수입

LX_t : 지방교부세, 국고보조금, 지방교부세와 국고보조금의 합

Ⅲ. 模型의 推定結果

1. Granger 因果關係

1) 이전재정의 형평화효과 분석

이전재정의 형평화효과는 다시 수직적 형평화와 수평적 형평화로 구분할 수 있다. 먼저, 이전재정의 수직적 형평화효과가 존재하는지 여부를 확인하기 위해 이전재정(지방교부세, 국고보조금)과 전국단위의 지방세수입간의 인과관계를 검정하였다. 현행 지방교부세제도는 매년도 기준재정수입액이 기준재정수요액에 미달하는 지방자치단체에 대하여 그 부족액을 기초로 교부금을 산정하고 있으므로 기준재정수입액에서 가장 큰 비중을 차지하는 지방세수입이 지방교부세에 유의미한 인과관계를 갖을 것으로 기대하였다. 분석결과 시차 1에서 지방세수입이 지방교부세에 인과관계를 주지 못한다는 귀무가설을 기각할 수 있었다($\Delta LT \rightarrow \Delta LL$).

이는 지방교부세가 현실적 기대에 부응하여 수직적 형평화기능을 발휘하고 있음을 의미한다. 그러나 반대로 지방교부세가 지방세수입에 인과관계를 주지 못한다는 귀무가설은 기각할 수 없었는데($\Delta LL \rightarrow \Delta LT$), 이는 지방교부세의 지원이 해당 지방자치단체의 지방세수입에 영향을 주지 못했음을 의미한다. 즉, 해당 지방자치단체가 지방세수입을 확충하려는 징세노력(tax effort)이 이루어지지 않았다는 것인데⁸⁾, 이러한 결과는 지방자치 경험이 일천

8) 이전재정이 지방세수입에 인과관계를 주지 못한 원인을 징세노력의 부족으로만 돌릴 수 없다는 점은 분명하다. 소득탄력성이 낮은 재산세위주의 지방세체제의 모순도 상당부분 책임이 있기 때문이다.

한 우리나라의 현실로 미루어 어느 정도 예측할 수 있었다.

<표 2> 이전재정과 세입의 Granger 인과관계(수직적 형평화효과)

인과관계	시차 1	시차 2
$\Delta LL \rightarrow \Delta LT$	2.44	0.97
$\Delta LT \rightarrow \Delta LL$	4.63*	3.06
$\Delta LS \rightarrow \Delta LT$	2.55	0.94
$\Delta LT \rightarrow \Delta LS$	0.82	2.53

- 주 : 1) ΔLT : 지방세수입, ΔLL : 지방교부세, ΔLS : 국고보조금.
 2) **는 1% 유의수준, *는 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각할 수 있음을 의미함.
 3) 시차 3, 4를 대상으로 분석해도 분석결과의 차이는 발견할 수 없었다.

한편, 국고보조금과 지방세수입간 인과관계를 보면($\Delta LS \rightarrow \Delta LT$)와($\Delta LT \rightarrow \Delta LS$)모두 인과관계를 보이지 못하고 있음을 알 수 있는데, 이는 국고보조금이 재정상태 보다는 재원조달에 중점을 두어 지원되고 있는 현실에 따른 것으로 보인다. 특히 국고보조금제도는 대상사업이 주로 주민복지, 환경개선, 공공건설부분으로 제한되어 있어 해당 지방자치단체의 경제적 기반을 강화하지 못하고 있다는 간접적 증거이다.

다음으로 이전재정의 수평적 형평화효과를 파악하기 위하여 각 도별로 인과관계를 검정하였다. 분석 결과, 제주도를 제외한 나머지 도단위 지방자치단체들도 $\Delta LT \rightarrow \Delta LL$ 의 관계는 물론 그 반대인 $\Delta LL \rightarrow \Delta LT$ 의 관계도 유의미하게 나타나지 못했다. 즉, 이전재정의 본질적 기능이라 할 수 있는 수평적 형평화효과가 존재하는지를 명확하게 판단하기가 곤란하였다(<표 3> 참조). 국고보조금과 지방세수입과의 관계도 역시 유의미한 인과관계를 보이지 못하고 있어 지방재정에 대한 국고보조금사업의 기여도가 미약함을 간접적으로나마 추론할 수 있다.

<표 3> 도별 이전재정과 세입의 Granger인과관계(수평적 형평화효과)

인과관계	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
$\Delta LL \rightarrow \Delta LT$	0.31	0.16	0.55	3.44	0.17	0.08	0.29	0.38	0.13
$\Delta LT \rightarrow \Delta LL$	0.01	1.33	0.09	0.41	2.80	1.59	0.03	1.16	7.95*
$\Delta LS \rightarrow \Delta LT$	0.03	1.98	0.91	0.15	0.69	0.53	0.22	0.17	0.08
$\Delta LT \rightarrow \Delta LS$	0.16	0.40	0.01	0.58	0.32	0.41	2.11	1.11	0.99

- 주 : 1) ΔLT : 지방세수입수입, ΔLL : 지방교부세, ΔLS : 국고보조금.
 2) **는 1% 유의수준, *는 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각할 수 있음을 의미함.
 3) 시차 1~4 모두 동일한 분석결과를 보여 시차 1의 분석결과를 제시하였다.

2) 이전재정의 정성적효과 분석

본 연구에서는 각각의 이전재정이 본연의 기능을 수행하고 있는지 여부를 검정하고자 정성적 분석을 시도하였다. 이를 위하여 이전재정과 지방자치단체의 기능별 세출과의 인과관계를 검정하였다. 우선 지방교부세의 경우 일반행정비에는 영향을 주는 것으로 나타났지만 나머지 기능별 세출과는 아무런 관계가 없는 것으로 나타났다(<표 4> 참조). 이는 지방교부세가 일반재원으로 각 지방자치단체의 행정운영에 필요한 재원을 교부하는 기본기능에 비추어 볼때 부합하는 결과라 할 수 있다. 다른 한편으로 지방교부세가 행정운영비에만 인과관계를 가지고 있다는 것은 지방자치단체의 재정력이 매우 열악하여 자체 행정운영에 필요한 재원도 충족시키지 못하고 있는 현실을 반영한다.

<표 4> 이전재정과 기능별 세출의 Granger 인과관계

인과관계	시차 1	시차 2
$\Delta LAD \rightarrow \Delta LL$	0.17	0.91
$\Delta LL \rightarrow \Delta LAD$	9.82**	8.20**
$\Delta LIN \rightarrow \Delta LL$	0.69	0.60
$\Delta LL \rightarrow \Delta LIN$	0.36	1.88
$\Delta LSO \rightarrow \Delta LL$	0.42	0.41
$\Delta LL \rightarrow \Delta LSO$	0.06	0.11
$\Delta LRE \rightarrow \Delta LL$	0.49	0.41
$\Delta LL \rightarrow \Delta RE$	0.06	0.11
$\Delta LAD \rightarrow \Delta LS$	0.49	0.55
$\Delta LS \rightarrow \Delta LAD$	0.23	0.48
$\Delta LIN \rightarrow \Delta LS$	1.78	1.38
$\Delta LS \rightarrow \Delta LIN$	0.01	0.29
$\Delta LSO \rightarrow \Delta LS$	0.01	0.04
$\Delta LS \rightarrow \Delta LSO$	0.01	0.86
$\Delta LRE \rightarrow \Delta LS$	0.10	2.46
$\Delta LS \rightarrow \Delta LRE$	5.15*	5.33*

주) 1. ΔLL : 지방교부세, ΔLS : 국고보조금, ΔLAD : 일반행정비, ΔLSO : 사회복지비, ΔLIN : 산업경제비, ΔLRE : 지역개발비.
 2. **는 1% 유의수준, *는 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각할 수 있음을 의미함.

국고보조금과 기능별 세출간 인과관계를 보면 국고보조금은 지역개발비에만 유의미한 인과관계를 보이고 있음을 알 수 있다. 이는 형평화효과에서 국고보조금이 지방세수입에 유의미한 인과관계를 보이지 못한다는 것과 一致性(consistency)을 갖는 분석결과라 할 수 있다. 전술한 바와 같이 국고보조금사업은 대부분 지역개발비에 속하는 사회복지, 환경, 토목 건설사업에 용도를 제한하고 있다. 따라서 국고보조금이 지방세수입에 유의미한 인과관계

를 주지 못하는 분석결과와 국고보조금이 지역개발비에만 유의미한 인과관계를 보이는 분석결과는 정확히 일치한다.

2. 誤差修整模型⁹⁾

1) 공적분검정

전국, 도전체, 시전체, 군전체, 각 도분청의 지방세수입(LT), 지방교부세와 국고보조금의 합인 이전재정(LSU)을 대상으로 Johansen 공적분검정을 실시하였다¹⁰⁾. 만약 공적분관계가 성립한다면 추정방법에서 단기적 측면과 장기적 측면을 동시에 고려할 수 있는 오차수정모형의 설정이 가능하며 이론적인 측면에서 지방세수입과 이전재정이 장기적으로 일정한 관계를 맺고 있음을 의미한다.

<표 5>는 공적분검정 결과를 보여주고 있는바, 전 지방자치단체에 걸쳐 지방세수입과 이전재정은 공적분관계가 존재하여 양자간에는 장기적으로 안정적인 균형관계를 맺고 있음을 알 수 있다.

<표 5> Johansen 공적분검정 결과

추정식	전국	도	시	군	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
I	15.3*	14.3*	14.8*			18.5**	19.2**	29.1**		14.5*		20.3**	
II					22.2**				18.8*		28.7**		26.7**
III				29.8*									

주 : 1) 귀무가설 : 공적분 부재

2) *는 5% 유의수준(12.5~25.3), **는 1% 유의수준(16.31~30.45)에서 귀무가설을 기각할 수 있음을 의미

9) 일반적으로 공적분검정에 이용하고 있는 Engle and Gramger의 2단계 추정법은 이론적으로 초일치성(super consistency)을 갖지만 소표본에서는 효율적이지 못하고 편의(bias)를 지닌다. 이에 대한 해결책으로 Engle and Yoo는 3단계 추정법을 제시하고 있는데, 당초부터 장기균형식의 추정에 단기동태적 요소를 고려하는 Johansen방법과 달리 최소자승법으로 구한 추정치를 단기균형식의 해를 취한 초기값으로 이용한다는 점이 다르다. 이에 대한 설명은 Hamilton을 참조하라.

Hamilton, *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994, pp. 581~621.

한편, 김양우는 Johansen 공적분검정에 대해서 이론적 측면에서 뿐만 아니라 실제적 추정작업에 도움이 되는 프로그램을 제공하는 등 대단히 친절하게 설명하고 있다.

김양우, "Johansen 공적분기법에 의한 시계열분석", 업무참고자료 제3호, 한국은행 금융경제연구소, 1992. 5.

10) 본고에서는 상수항과 시간추세를 모두 고려한 경우, 양자중 한가지만을 고려한 경우, 두가지 모두 제거한 경우의 4가지 가능성을 대상으로 실증분석하였으며, 이 가운데 통계적 유의성과 결과의 현실타당성이 적합한 모형을 선택하였다. 분석결과 대부분 상수항과 시간추세를 배제한 nondeterministic model이 적합하였으나 지방자치단체에 따라서는 상수항과 시간추세가 고려된 deterministic model이 적합한 것으로 나타났다.

2) 오차수정모형

(1) 이전재정의 수직적 형평화효과 분석

위에서 구한 공적분식을 이용하여 오차수정모형을 추정한 결과 이전재정은 지방세수입액과 負의 인과관계를 맺고 있어 현행 제도를 반영하고 있으나 통계적 유의성이 낮다는 것을 알 수 있다. 그러나 균형관계로부터의 이탈정도를 나타내는 ECM항이 正의 계수를 갖고 있고 통계적 유의성이 높다는 것은 현재의 이전재정이 前期의 불균형(ECM_{t-1}), 즉 이전재정과 지방세수입액의 실제치와 균형치간 괴리가 장기균형으로 조정과정에 있음을 의미한다.

본 오차수정모형에 의하면 우리나라 전체로 볼 때 전기 지방세수입액과 이전재정 差額의 실제치와 균형치간 괴리 가운데 104~120%¹¹⁾ 정도가 금기의 이전재정에 반영되고 있음을 보여준다(<표 6> 참조). 지방교부세만을 대상으로 추정하면 지방교부세는 85% 정도 불균형오차를 조정한 것으로 분석되었다. 한편, 재정자립도가 상대적으로 낮은 일반시의 불균형오차 조정률이 102%로 도본청의 106%에 비하여 낮은 결과를 보여주고 있는 것은 현행제도와 다른 분석결과이다. 이는 일반시가 광역시로 승격되는 등 그동안 행정기구 개편으로 통계자료의 일치성이 상당부분 상실된데 따른 것으로 보인다. 마지막으로 재정자립도가 가장 낮은 군단위 지방자치단체는 불균형오차 조정률이 152%로 가장 높게 나타나고 있다.

<표 6> 불균형오차 조정계수 I

	전국	도본청	일반시	군
조정계수	모형 1 : 1.20 모형 2 : 1.05 모형 3 : 0.85	0.71	1.02	1.52

주 : 1) 구체적인 추정식은 부록을 참조하라
2) 모형 1·2는 이전재정, 모형 3은 지방교부세를 대상으로 추정한 것임.

이상의 추정결과로 미루어 우리나라의 이전재정은 수직적 형평화기능을 충실하게 수행하고 있으며, 오히려 적정수준보다 적게는 4%, 많게는 20% 정도 초과하여 중앙재정이 지방재정으로 이전되고 있음을 알 수 있다. 다른 한편으로 지방교부세의 불균형오차 조정률이 85%에 불과하다는 사실은 현행 지방교부세의 절대규모를 15%정도 증액할 필요가 있음을 시사한다.

11) 전국을 대상으로 한 오차수정모형은 상수항과 시간추세를 고려한 두가지 deterministic model 모두가 추정결과와 질적 차이가 미미하여 함께 제시하였다.

(2) 수평적 형평화효과 분석

본 연구에서는 이전재정의 수평적 형평화효과를 분석하고자 도 본청을 대상으로 오차수정모형을 이용하여 추정하였다. 추정결과를 보면 전반적으로 이전재정의 수평적 효과는 만족스럽게 나타나지 못하고 있다. 재정자립도가 높은 경기도의 조정계수가 낮은 것과 재정자립도가 낮은 전라남도의 조정계수가 높게 나타나 이들 단체에 대해서는 수평적 형평화기능이 제대로 이루지고 있는 것으로 보인다. 그러나 조정계수가 높은 충청남도, 경상북도, 경상남도, 제주도는 재정자립도가 상대적으로 높은 지방자치단체인 반면에 강원도와 전라북도의 경우에는 재정자립도가 높지 않은 단체임에도 불구하고 조정계수가 상대적으로 낮은 수준임을 확인할 수 있다(<표 7> 참조). 이는 지방재정의 여건이 양호한 지방자치단체에 이전재정이 상대적으로 풍부하게 지원되었음을 의미하는 것으로 수평적 형평화효과가 제고될 수 있도록 합리적인 배분이 이루어져야 함을 시사한다.

<표 7> 불균형오차 조정계수 II

	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
조정계수	1.18	1.38	1.33	1.77	1.38	1.80	1.82	1.65	1.65
재정자립도	88.7	55.3	60.0	60.1	59.6	49.5	57.0	73.2	64.5

주 : 1) 재정자립도는 1994년 기준
 2) 구체적인 추정식은 부록을 참조하라

3) 예측오차의 분산분해

우리는 여기서 Granger 인과관계검정에서 나타난 지방세수입이 이전재정에 외생적으로 영향을 주지 못하였다는 검정결과와 실마리를 예측오차의 분산분해를 이용하여 간접적으로 추론할 수 있다. 특정변수(Y_t)에 대한 예측오차의 분산은 VAR모형내 모든 변수의 예측오차에 대한 분산의 합으로 나타낼 수 있다. 이를 통하여 특정변수의 동태적 변동에 모형내 어느 변수가 상대적으로 큰 영향을 주었는가를 개별변수의 예측오차분산을 분해함으로써 알 수 있다.

Y_t 의 k번째 변수인 Y_t^k 의 m기 후 예측오차의 분산은 다음과 같이 표현된다.

$$V_m^k = \sum \{ (\Theta_t^{ki})^2 \sigma_1^2 + (\Theta_t^{kj})^2 \sigma_2^2 + \dots + (\Theta_t^{kn})^2 \sigma_n^2 \}$$

여기서 Θ^{ki} 는 $\Theta(i = 0, 1, \dots)$ 행렬의 (k, j) 원소로서 j 번째 변수의 한 단위 충격에 따른 k 번째 변수의 반응을 의미하며, σ_i^2 은 백색잡음(white noise)의 분산이다. 상기 식에 의하면 Y^k 의 예측오차에 대한 분산은 모형내 모든 변수의 예측오차에 대한 분산의 합으로 나타낼 수 있다. 따라서 변수 Y^k 를 예측할 때 모형내 변수들 가운데 변수 Y^j 의 움직임이 어느 정도의 상대적 중요도를 갖는지는 다음의 백분률로 표현가능하다.

$$S^j = \frac{\sum(\Theta^{kj})^2 \sigma_i^2}{V_m^k} \times 100$$

<표 8>은 2변수 VAR체계로 이루어진 Johansen 오차수정모형을 이용하여 일반재원에 지방세수입이 주는 외생적 충격의 상대적 중요성을 나타내고 있다. 즉, <표 8>의 내용은 일반재원에 대한 k 연도 후의 예측오차의 분산 가운데 지방세수입의 교란요인에 기인하는 부분의 정도를 백분률로 표시한 것이다.

<표 8> 예측오차의 분산분해

k	외생변수 (지방세수입)												
	전국	도	시	군	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
1	15.8	3.0	9.8	49.1	4.3	8.1	2.2	19.6	8.6	2.3	6.6	7.9	21.4
2	26.6	6.9	13.7	55.1	5.3	17.9	11.5	22.2	8.1	2.2	25.2	13.7	30.5
3	27.7	9.6	16.9	58.6	7.1	20.3	11.8	21.1	11.1	2.9	30.1	15.1	36.8
4	29.7	11.1	19.6	51.9	8.6	24.0	14.0	27.4	12.4	3.3	32.3	19.0	43.0
5	33.4	12.0	22.2	43.4	10.1	27.3	16.5	28.8	14.0	3.7	35.9	21.8	47.7

시차 5년을 대상으로 예측오차를 분산분해한 결과에 의하면 전국단위에서 지방세수입이 이전재정에 주는 기여도는 20~30% 수준에 불과하다. 특히, 도단위는 10% 내외로 대단히 낮은 기여도를 보이고 있으며 재정상태가 열악한 군단위에는 50%를 상회하여 지방세수입을 상당부분 반영하여 이전재정이 이루어지고 있음을 알 수 있다. 한편 각 도별로 살펴보면 재정자립도가 높은 경기도만 지방세수입의 기여도가 낮을 뿐 대부분의 지방자치단체에서 재정자립도와 지방세수입의 기여도가 동일 방향으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 앞에서 지방세수입이 이전재정에 외생적인 인과관계를 주지 못한다는 사실과 재정자립도와 조정계수가 역관계를 맺지 못한다는 사실을 상당부분 반영한다.

표에서 보는 바와 같이 이전재정의 동태적 변화에 지방세수입이 주는 외생적 충격은 대부분 20% 내외에 불과하다. 이것은 이전재정이 고유의 운동법칙 내지는 일종의 관성의 힘에 따라 동태적으로 변동하고 있음을 의미한다. 현행 지방재정조정제도하에서는 기준지방

재정수입액과 기준지방재정수요액에 근거하여 이전하는 지방교부세와 같이 어떤 형식으로든 지방자치단체의 재정상황을 고려하도록 되어 있다. 그러나 예측오차의 분산분해 결과에 의하면 이전재정은 최소한 기준지방재정수입액의 가장 큰 산정근거인 지방세수입에 그다지 영향을 받지 않는 것으로 보인다.

IV. 結 論

본 연구는 불균형도 평가기법에 의존하고 있는 기존연구의 한계를 부분적으로 보완하고 새로운 분석방법을 소개한다는 차원에서 이루어졌다. 구체적으로 본 연구는 Granger인과관계검정과 최근 시계열이론에서 활발히 적용하고 있는 오차수정모형을 통하여 수평적·수직적 재정불균형을 분석하였다. 뿐만 아니라 각각의 이전재정과 지방재정의 기능적 세출간 인과관계를 분석하여 정성적 효과까지 분석해 보았다.

분석결과를 요약하면 다음과 같다.

지방세수입은 지방교부세에 Granger적 의미의 인과관계를 주는 것으로 나타나 지방교부세의 수직적 형평화효과가 존재하는 것으로 보인다. 반면에 국고보조금은 지방세수입에 영향을 받지 않고 독자적인 메커니즘에 따라 움직이는 것으로 분석되었다. 이 점은 오차수정모형에 의한 실증분석에 의해서도 확인할 수 있다. 전국단위에 있어 이전재정의 불균형오차 조정계수는 1.05~1.20으로 적정수준 보다 5~20% 가량 초과하여 이전되고 있는 것으로 보인다. 그러나 지방교부세는 수직적 형평화효과가 있음에도 불균형 조정계수가 0.85에 불과하여 적정수준에 15% 부족한 수준으로 지원되고 있다. 일반시와 군의 경우에는 각각 불균형 조정계수가 1.02, 1.52를 보이고 있어 재정력을 적절하게 반영하고 있는 것으로 분석되었다. 다만, 도본청은 불균형 조정계수가 적정수준보다 29%나 부족한 0.71에 불과하다는 것은 도본청·일반시·군간 이전재정의 재배분이 필요함을 시사한다.

한편, 수평적 형평화효과의 유무를 검정하기 위해 각 도별로 Granger 인과관계를 분석한 바 제주도를 제외한 모든 지방자치단체에서(지방세수입 → 이전재정)의 인과관계를 확인할 수 없어 명확한 결론을 내릴 수 없었다. 그러나 오차수정모형에 의하면 불균형오차 조정계수가 지방자치단체별로 격차가 상당히 크며 더 나아가 경기도와 전라남도를 제외한 모든 지방자치단체가 재정자립도와 정의 관계를 보이고 있다. 이는 이전재정의 수평적 형평화기능이 제대로 이루어지지 않고 있을 뿐만 아니라 오히려 수평적 불평등을 악화시키고 있음

을 의미한다. 이러한 결과는 예측오차의 분산분해를 통하여 재확인할 수 있었다. 예측오차를 분산분해한 결과에 의하면 재정자립도가 높은 경기도만 지방세수입의 기여도가 낮을 뿐 대부분의 지방자치단체에서 재정자립도와 지방세수입의 기여도가 동일한 방향으로 나타나고 있다.

실증분석으로부터 알 수 있는 또 다른 측면은 지방교부세가 지방세수입에 영향을 주지 못한다는 점이다. 이것은 지방재정에 대한 중앙재정의 이전이 지방자치단체의 징세노력에 긍정적인 효과를 주지 못했다는 간접적 증거이다. 즉, 현행 지방재정조정제도하에서는 지방교부세가 내국세의 13.27% 규모로 이전하도록 되어 있고, 기준재정수입액과 기준재정수요액의 差를 고려하여 산정하고 있기 때문에 지방자치단체가 구태여 재정확충을 위한 징세노력을 할 필요가 없었다는데 그 원인을 찾을 수 있다. 이러한 분석결과는 현행 지방교부세 산정방식에 대한 제도적 보완이 필요함을 시사한다.

한편, 지방교부세 및 국고보조금과 기능별 세출과의 인과관계를 검정한 결과에 의하면 지방교부세는 일반행정비에, 국고보조금은 지역개발비에 Granger적 의미의 인과관계를 주는 것으로 분석되었다. 이는 대부분의 지방자치단체의 재정자립도가 대단히 낮아 지방세수입으로 기본적인 행정비조차 충당하지 못하는 지방재정의 현실을 감안하면 당연한 결과이다. 그리고 국고보조금이 지역개발비에 인과관계를 준다는 분석결과는 국고보조금이 일정부분 경제적 효과가 있다는 측면을 간접적으로 내포한다. 이는 지역개발비의 대부분이 도로 및 교량건설, 공단조성 등 지역소득 및 고용에 대한 투자유발효과가 큰 대단위 공공투자사업이란 점에서 확인할 수 있다.

본 연구는 시계열이론을 이용하여 이전재정의 형평화효과를 새롭게 시도하였으나 모형이 보다 정교하게 설정되지 않았다는 한계를 지니고 있다. 실제 추정과정에서 각 지방자치단체별로 적합한 모형이 다르다는 것을 확인할 수 있었는데 이에 대한 보완이 앞으로 이루어져야 할 것이다. 둘째, 이용자료의 한계를 거론하지 않을 수 없다. 본 연구는 시계열이론을 도입한 실증분석이기 때문에 통계자료의 일치성이 무엇보다 중요하다. 그러나 지방재정제도 및 지방행정제도의 개편으로 인한 시계열의 구조적 변화를 적절하게 조정하지 못했다는 점을 지적할 수 있다. 셋째, 이용자료의 적합성문제이다. 본 연구에서는 기준재정수입액의 대리변수로서 지방세수입을 이용하였으나 이 시계열이 연구목적에 부합하는 변수인가에 대한 의문이 제기될 수 있다. 보다 바람직한 실증분석이 이루어지기 위해서는 기준재정수입액은 물론 기준재정수요액도 적절하게 대표할 수 있는 시계열의 선택이 이루어져야 할 것이다. 마지막으로 이전재정의 한 축을 이루는 지방양여금의 형평화효과를 분석하지 못했

다는 점을 지적할 수 있다. 지방양여금의 sample size가 너무 작아 원천적으로 분석이 불가능하였으나 지방양여금의 기능이 대폭 강화되고 있는 작금의 현실을 반영할 수 있는 계량 방법론이 시도되어야 할 것이다. Panel분석은 지방양여금의 형평화효과와 시계열의 비일치성 문제를 해소할 수 있다는 점에서 분석목적에 적합할 뿐만 아니라 이전재정의 경제적 효과까지 분석할 수 있는 장점을 지닌 것으로 보인다. 향후 이에 대한 연구가 보다 심도있게 이루어지기를 기대한다.

參 考 文 獻

- 김수근, 「지방교부세제도 개선연구」, 한국지방행정연구원, 1986.
- 김수근·김준한·박종구, “지방재정의 형평성 효과분석”, 「아주사회과학논총」, 제4호, 1990.
- 김양우, “Johansen 공적분기법에 의한 시계열분석”, 업무참고자료 제3호, 한국은행 금융경제연구소, 1992.
- 박완규, “지방교부세 배분방식의 개선방안”, 「재정논집」, 한국재정학회, 1990.
- _____, “지방재정 각 부문의 재정력 측정지표개발 및 그 유용성 검토”, 「경제학연구」, 한국경제학회, 1992.
- _____, “지방재정 평가모형의 개발 및 활용”, 「경제학연구」, 한국경제학회, 1994.
- 박종구, “지방재정조정기능의 강화방안”, 「지방자치시대의 지방재정발전방안에 관한 세미나 발표논문」, 한국재정학회 및 경기도, 1995.
- 안종석, “지방교부세의 배분방식에 관한 연구”, 「재정금융연구」, 제2권 제1호, 한국조세연구원, 1995.
- 오연천, “지방교부세제도의 형평화기능에 관한 소고”, 「1987년 한국경제학회 정기학술대회 발표논문」, 1987.
- 유일호, “지방재정조정제도의 개선방안”, 「국가예산과 정책목표」, 한국개발연구원, 1994.
- 이계식, 「지방재정조정제도와 자원배분」, 한국개발연구원, 1987.
- 임성일, “지방양여금제도의 재정적 형평화기능에 관한 연구”, 「지방행정연구」, 제 7권 제2호, 한국지방행정연구원, 1992.

- 원윤희, “지방교부세의 배분방식에 관한 연구”, 「한국행정학보」, 1994.
- 조정제, “지방재정조정제도가 지방경제력에 미치는 효과 분석”, 「지방자치와 지방재정력」, 한국지방행정연구원, 1987.
- 허재완, “지방교부세의 적정규모에 관한 연구”, 「경제학연구」, 한국경제학회, 1988.
- _____, “지방재정조정제도의 형평화효과 분석을 위한 새로운 접근”, 「경제학연구」, 한국경제학회, 1993.
- 내무부, 「지방재정연감」, 각년도.
- Granger, C. W., “Investgating Causal Relation by Econometric Models and Cross Spectral Methods”, *Econometrica* 39, 1969.
- _____, “Some Properties of Time Series Data and Their use in Econometric Model Specification”, *Journal of Econometrics* 16, 1981.
- Granger, C. W. and R. E. Engel, “Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica* 55, 1987.
- Granger, C. W. and P. Newbold, “Spurious Regression in Econometrics”, *Journal of Econometrics* 2, 1974.
- Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.
- Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 1988.
- _____, “Estimation and Hypotheses Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vectors Autoregressive Models”, *Econometrica* 59, 1991.
- Phillips, P. C., “Understanding Spurious Regressions in Econometrics”, *Journal of Econometrics* 33, 1986.

<附錄>

(1) 전국

$$\textcircled{\circ} \text{ 모형 1 : } \Delta \text{LSU}_t = 0.08 + 1.20 \text{ECM}_{t-1} + 0.18 \Delta \text{LSU}_{t-1} - 0.15 \Delta \text{LT}_{t-1t}$$

$$(2.12) \quad (-4.11) \quad (0.07) \quad (-1.70)$$

$$R^2 = 0.54$$

$$\text{단, } \text{ECM}_{t-1} = \text{LSU}_{t-1} - (0.03 - 0.64 \text{LT}_{t-1})$$

$$(3.38)$$

$$\textcircled{\circ} \text{ 모형 2 : } \Delta \text{LSU}_t = -0.26 + 1.04 \text{ECM}_{t-1} + 0.06 \Delta \text{LSU}_{t-1} - 0.04 \Delta \text{LT}_{t-1t}$$

$$(2.54) \quad (-2.98) \quad (0.24) \quad (0.54)$$

$$R^2 = 0.52$$

$$\text{단, } \text{ECM}_{t-1} = \text{LSU}_{t-1} - (-0.12 - 1.13 \text{LT}_{t-1} - 0.12 \text{Trend})$$

$$(3.26) \quad (0.60)$$

$$\textcircled{\circ} \text{ 모형 3 : } \Delta \text{LL}_t = 0.85 \text{ECM}_{t-1} + 0.01 \Delta \text{LL}_{t-1} - 0.36 \Delta \text{LT}_{t-1t}$$

$$(-4.11) \quad (0.77) \quad (1.69)$$

$$R^2 = 0.54$$

$$\text{단, } \text{ECM}_{t-1} = \text{LL}_{t-1} - (-0.74 \text{LT}_{t-1})$$

$$(10.62)$$

(2) 도분청

$$\Delta \text{LSU}_t = 1.05 \text{ECM}_{t-1} + 0.19 \Delta \text{LSU}_{t-1} - 0.09 \Delta \text{LT}_{t-1t}$$

$$(-3.60) \quad (1.00) \quad (-0.44)$$

$$R^2 = 0.49$$

$$\text{단, } \text{ECM}_{t-1} = \text{LSU}_{t-1} - (-0.71 \text{LT}_{t-1})$$

$$(-4.57)$$

(3) 일반시

$$\Delta \text{LSU}_t = 1.02 \text{ECM}_{t-1} + 0.13 \Delta \text{LSU}_{t-1} - 0.03 \Delta \text{LT}_{t-1t}$$

$$(-3.45) \quad (0.59) \quad (-0.21)$$

$$R^2 = 0.49$$

$$\text{단, } \text{ECM}_{t-1} = \text{LSU}_{t-1} - (-0.71 \text{LT}_{t-1} - 0.25)$$

$$(-1.31) \quad (5.34)$$

(4) 군

$$\Delta LSU_t = 0.58 + 1.52 ECM_{t-1} + 0.10 \Delta LSU_{t-1} - 0.19 \Delta LT_{t-1}$$

(4.94) (-5.47) (1.53) (-0.92)

$$R^2 = 0.98$$

$$\text{단, } ECM_{t-1} = LSU_{t-1} - (0.21 - 0.71 LT_{t-1} - 0.01 \text{Trend})$$

(-1.95) (1.07)

(5) 경기도

$$\Delta LSU_t = 0.05 + 1.18 ECM_{t-1} + 0.04 \Delta LSU_{t-1} - 0.05 \Delta LT_{t-1}$$

(0.52) (-3.32) (-0.18) (-0.12)

$$R^2 = 0.61$$

$$\text{단, } ECM_{t-1} = LSU_{t-1} - (-0.02 - 0.38 LT_{t-1})$$

(0.94)

(6) 강원도

$$\Delta LSU_t = 1.38 ECM_{t-1} + 0.10 \Delta LSU_{t-1} - 0.44 \Delta LT_{t-1}$$

(-3.85) (0.49) (-1.35)

$$R^2 = 0.61$$

$$\text{단, } ECM_{t-1} = LSU_{t-1} - (-0.66 LT_{t-1})$$

(-7.04)

(7) 충청남도

$$\Delta LSU_t = 1.33 ECM_{t-1} + 0.07 \Delta LSU_{t-1} - 0.53 \Delta LT_{t-1}$$

(-4.10) (0.33) (-1.61)

$$R^2 = 0.64$$

$$\text{단, } ECM_{t-1} = LSU_{t-1} - (-0.60 LT_{t-1})$$

(-4.76)

(8) 충청북도

$$\Delta LSU_t = 1.77 ECM_{t-1} + 0.34 \Delta LSU_{t-1} - 0.47 \Delta LT_{t-1}$$

(-5.64) (1.57) (-2.01)

$$R^2 = 0.76$$

$$\text{단, } ECM_{t-1} = LSU_{t-1} - (-0.66 LT_{t-1})$$

(-5.98)

(9) 전라북도

$$\Delta LSU_t = 0.28 + 1.38 ECM_{t-1} + 0.08 \Delta LSU_{t-1} - 0.28 \Delta LT_{t-1}$$

(3.22)(-3.78) (0.40) (-0.26)

$$R^2 = 0.78$$

$$\text{단, } ECM_{t-1} = LSU_{t-1} - (0.10 - 0.60 LT_{t-1})$$

(-4.76)

(10) 전라남도

$$\Delta LSU_t = 1.80 ECM_{t-1} + 0.14 \Delta LSU_{t-1} - 0.02 \Delta LT_{t-1}$$

(-4.41) (0.67) (-0.13)

$$R^2 = 0.80$$

$$\text{단, } ECM_{t-1} = LSU_{t-1} - (0.22 - 0.10 LT_{t-1} + 0.01 \text{Trend})$$

(-4.76) (1.69)

(11) 경상남도

$$\Delta LSU_t = 0.64 + 1.82 ECM_{t-1} + 0.37 \Delta LSU_{t-1} - 0.06 \Delta LT_{t-1}$$

(-5.37) (1.82) (-0.28)

$$R^2 = 0.71$$

$$\text{단, } ECM_{t-1} = LSU_{t-1} - (0.17 - 0.60 LT_{t-1})$$

(-1.72)

(12) 경상북도

$$\Delta LSU_t = 1.65 ECM_{t-1} + 0.14 \Delta LSU_{t-1} - 0.40 \Delta LT_{t-1}$$

(-4.69) (0.72) (-1.31)

$$R^2 = 0.74$$

$$\text{단, } ECM_{t-1} = LSU_{t-1} - (-0.51 LT_{t-1})$$

(-4.43)

(13) 제주도

$$\Delta LSU_t = 0.13 + 1.65 ECM_{t-1} + 0.0711 LSU_{t-1} - 0.29 \Delta LT_{t-1}$$

(-4.77) (0.61) (-0.98)

$$R^2 = 0.64$$

$$\text{단, } ECM_{t-1} = LSU_{t-1} - (0.04 - 0.55 LT_{t-1})$$

(-3.39)

*()내는 t - value.