

韓國의 地域經濟成長과 地方財政： 動態的 因果關係 分析을 中心으로 *

盧根鎬** · 鄭超時*** · 金聖泰***

〈 目 次 〉

- I. 머리말
- II. 한국 지역경제의 경제력 격차
- III. 지방재정의 지역적 격차
- IV. 한국의 지역경제성장과 지방재정지출간의
인과관계 분석
- V. 결론 및 정책적 시사점

I. 머리 말

1995년에 실시될 지방정부 단체장 선거를 계기로 지방자치제도의 정착이 가시화될 것으로 예상되면서, 한국은 정치 경제 사회 등 모든 면에서 새로운 발전메커니즘을 모색하고 있다. 한국경제의 안정적 성장이라는 명제와 더불어, 그 내용에 있어 地域間 均衡發展이 동시에 이루어져야 한다는 당위성이 크게 부각되고 있는 실정이다.

그러나 한국경제는 輸出 指向的 成長政策을 채택한 이래 수출입 및 정보에

* 이 논문은 1994년도 교육부 지원 학술진흥재단의 지역개발연구과제 학술연구 조성비에 의하여 연구되었음. 1995년 2월 한국경제학회 정기학술대회 발표시에 좋은 논평을 해주신 한국개발연구원(KDI)의 오영수 박사와 심사과정에서 유익한 논평을 해주신 匿名의 심사위원께 감사드린다.

** 忠北開發研究院 責任研究員

*** 淸州大學校 經濟學科 教授

유리한 경인지역, 부산 및 경상도지역 등 成長據點地域으로의 經濟力 集中이 두드러져 地域間 經濟力 隔差가 매우 심화되어 왔다. 이와 같은 특정 지역으로의 경제력 집중은 이들 지역으로의 인구의 과밀화, 공해의 양산으로 인한 환경 파괴 등 매우 높은 사회적 비용을 유발시켜 왔다.

이와 더불어 지역간 경제력 격차가 객관적으로 존재한다면, 이를 설명할 수 있는 이론적 틀이 필요하다. 地域經濟의 성장에 영향을 주는 변수들로는 지역의 천연자원을 비롯하여, 노동력, 자본, 산업구조, 기술, 수출, 지방정부의 재정지출 및 관리능력, 중앙정부의 경제정책 및 개발지원시책 등을 들 수 있는데, 기존의 연구는 이들 구성요소들을 부분적으로 결합하여 지역경제성장을 설명하고자 하였다.

그러나 최근 들어 정책적으로 관심이 제고되고 있는 것은 지역경제의 성장에 있어서 지방정부의 역할에 관한 것이라고 할 수 있다. 특히 한국의 경우 이제 막 地方自治가 始發하려 하고 있고 이에 따라 지방정부의 역할이 강조되고 있는 지금의 시점에서, 地域經濟成長과 地方政府의 財政支出간에 얼마나 유의적인 관계가 있는가를 분석해 본다는 것은 매우 의미있는 작업이 될 것이다.

地方財政은 정치적으로는 지방자치와, 경제적으로는 지역경제의 활성화 및 지역간 균형발전을 뒷받침하는 중요한 요인이라 할 수 있다. 그러나 지금까지 지방재정에 관한 연구들은 地方財源의 확보라는 측면에 상대적으로 논의가 집중되어 온 반면, 지방재정의 세출 및 그 효과 분석에 대해서는 많은 연구가 이루어져 있지 못한 실정이다. 본 연구는 이러한 기본적인 인식을 바탕으로 韓國의 지역경제성장과 지방재정지출에 관한 동태적 인과 분석에 초점을 맞추고자 하였다. 이를 위하여 우선, 韓國의 地域經濟가 成長하는 과정에서 나타난 지역간 경제력 격차를 객관적으로 지수화하여 지역간 불균등 발전의 양태를 살펴 보았다. 그리고 정책수단으로서 그 중요성이 부각되고 있는 지방재정지출에 대해 그 실태 및 지역배분 구조를 고찰하였으며, 이에 대한 지역적 불평등도 또한 살펴보았다. 또한 지역간 경제력 격차와 지방재정지출의 지역적 불평등도와 어떠한 상관관계가 존재하는가를 실증적으로 분석하였다. 이를 기초로 지역경제성장과 지방재정지출에 관한 動態的 因果關係를 분석하였는데, 이와 같은 연구는 한국의 경우 거의 전무한 실정으로 이것이 본 논문의 핵심 과제이다.

본 논문의 구성은 제Ⅱ절에서 지역간 경제력 격차를 지수화하여 실증적으로

분석하였으며, 제Ⅲ절에서는 지방재정지출의 지역적 배분구조를 살펴보고 이것이 지역경제 성장과 어떠한 관련성이 있는가를 회귀분석을 통해 분석하였다. 그리고 제Ⅳ절에서는 지역경제 성장과 지방재정지출간의 동태적 인과관계를 분석하였으며, 제Ⅴ절에서는 결론 및 정책적 시사점을 제시하였다.

Ⅱ. 韓國 地域經濟의 經濟力 隔差

1. 地域經濟成長의 趨勢

1) 地域總生産 : 1970 ~ 1991년

(1) 資料

본 논문에서는 내무부와 통계청 자료를 활용하여 1970~1991년까지의 단일 GRP¹⁾ 시계열자료를 만들어 이용하였다. (Kim(1994)) 첫 단계로서 1970~1986년까지의 자료는 김성태外(1991)의 자료를 이용하였다. 둘째 단계는 최근 통계청에서 발표된 1985~1992년까지의 지역내 총생산 자료를 분석대상기간인 1970~1991년까지 일관성 있는 단일 시계열 자료로 만드는 단계로서, 통계청의 1985~1991년까지의 자료에서 중복되는 1985년과 1986년 자료를 가지고, 좀더 신뢰성 있는 자료를 얻기 위하여 기존의 내무부 자료를 통해 1987년의 예측치를 구하였으며, 따라서 중복되는 기간을 3개년으로 늘렸다. 그 이후에 1985~1987년 사이의 자료에서, 수준은 다르지만 흐름의 패턴은 같다는 전제 하에서 통계청과 내무부 자료간 비율(통계청/내무부)의 평균값을 구하였으며, 이를 1970~1984년의 기존 내무부 자료에 승수배해줌으로써 통합된 자료

1) GRP(Gross Regional Product)는 지역총생산으로 번역되고 있는데, 우리나라에서 공식적으로 발표되고 있는 GRP는 GDP(Gross Domestic Product : 국내총생산)에 對應되는 市道單位 개념으로서의 GRDP(Gross Regional Domestic Product : 지역내총생산)이다. 우리나라에서 추계되고 있는 GRDP는 각 市道에서 산업별로 얼마만큼의 부가가치(소득)가 발생되었는가를 나타내주는 生産側面의 소득으로서, 발생된 소득이 市道間 이전을 통해 최종적으로 어느 市道住民에게 歸着되었는가를 나타내 주는 分配側面의 所得과는 차이가 있어 해석에 주의를 요하고 있다. 이러한 문제점에도 불구하고 GRP라는 측면에서 최선의 자료는 이 외에 별다른 것이 없기 때문에 이 자료를 활용하는 것이 불가피하다.

를 구하였다.²⁾ 한편, GRP자료는 1985년도 불변가격으로 계산된 것이다.

(2) 지역별 GRP 변도추이의 특징

전반적인 지역경제성장의 추세는 다음과 같은 특징을 가지고 있다.

첫째, <附表 1>에서 보는 바와 같이 지역경제의 규모에 있어서는 지역별로 순위가 거의 불변이라는 점이다.

둘째, 지역경제의 성장이 특정 지역에 의해 선도되어 왔다는 점이다. 지역의 구분을 정태적 기준인 GRP규모와 동태적 기준인 GRP성장률에 대하여 각 지역의 값을 전국 평균치와 비교하여 분류한다면, 경기·경남·경북 지역은 고소득 고성장지역으로, 서울·부산은 고소득·저성장지역으로, 나머지 지역은 저소득·고성장지역으로 분류된다. 1970년 이후 1991년까지 경기·경남·경북 지역이 지역경제를 주도적으로 선도하여 이들 지역으로의 경제력이 집중되는 추세를 보여 왔다.

셋째, 지역별 경제성장률과 지역경제력간에 부분적으로 正의 상관관계가 존재한다는 것이다. 지역별 실질 경제성장률에 있어서는 경제력 규모에 있어서 상위권인 경기·경북·경남 지역이 전국 평균보다 높은 성장률을 시현하고 있어 이들 지역으로의 성장이 집중되는 추세를 발견할 수 있다. 그러나 전형적인 고소득지역인 서울과 부산은 1980년대 후반 이후 성장률이 둔화되고 있는 반면 충북 등 여타지역의 성장률이 두드러진 증가세를 보이고 있어 향후 지역간 경제력 격차가 감소될 것으로 예상된다.

2) 地域別 1人當 GRP : 1970 ~ 1991年

GRP는 절대적 지역경제력을 나타내는데는 유용하나, 각 지역의 生活水準이나 지역주민의 厚生水準을 나타내는 데는 1인당 GRP가 적절한 것으로 판단된다.

1인당 GRP를 기준으로 한 지역별 實質成長率에서 가장 두드러진 특징은,

2) 분석기간 시계열 전체의 GRP 자료 추계가 단일 기관에서 이루어지지 않았기 때문에 통계적 기법으로 일관되게 재구성하였으나 내무부와 통계청에서의 GRP 추계방법이 약간 상이하기 때문에 본 논문에서 이용된 GRP 자료는 한계가 있을 수 있다.

1970~1991년까지의 연평균 증가율 면에서 서울과 부산을 포함하는 高所得・低成長地域이 전국평균을 크게 밑돌고 있는 반면, 低所得・高成長地域은 1980년대 중반 이후 그 성장률이 더욱 뚜렷하다는 점이다.

이러한 결과를 권역별로 살펴본 GRP의 실질성장률에 대한 결과와 비교해보면 상이하게 나타나고 있는데, 그것은 지역경제 성장지역으로 유입되는 인구이동에 기인한다고 해석할 수 있다. 지역경제가 빠르게 성장하는 지역에는 경제력이 집중되면서 그로 인해 인구의 집중이 유발되는 현상이 발생하여 지역의 경제적 비효율에 의한 1인당 GRP의 성장을 저하가 예상될 수 있다. 그 반대의 경우 인구유출이 심화되는 지역은 커다란 경제적 변동이 없어도 1인당 GRP의 성장률이 크게 신장될 수 있는 가능성을 내포하고 있다.

이러한 사실은 1인당 GRP를 기준으로 高所得・高成長地域에 대비한 低所得・高成長地域의 비중이 1980년 초를 최저점으로 하여 상승하고 있는 데 비해 高所得・低成長地域은 꾸준히 감소하고 있다는 데서 발견할 수 있다.

2. 地域 經濟力의 不平等度 指數

앞에서 살펴본 지역경제력 격차의 정도를 객관적으로 살펴보기 위해서 不平等度 指數(Inequality Index)를 사용하여 분석하기로 한다.³⁾

여기에서는 변수의 크기와 산포도를 동시에 고려한 상대적 불평등도 지수로 불평등도를 측정하였으며, 구체적으로는 다음과 같은 세 가지의 1인당 GRP에 대한 상대적 불평등도지수를 이용하였다.

첫째, 상대적 불평등도 지수1(R_1)은 매년 1인당 GRP의 표준편차(σ)를 그 해의 지역평균(μ)으로 나누어준 變異係數(coefficient of variation)이다.

둘째, 상대적 불평등도 지수2(R_2)는 식 (1)과 같이 계산되는데 이것은 相對平均偏差(relative mean deviation)의 숨이 된다.

3) 사용될 수 있는 불평등도 지수로서는 지니계수, 10분위계수, 변이계수, 타일계수, 앳킨슨 계수, 대수분산 등이 있으며, 이들 지수간에는 몇 가지의 다른 특성을 찾아볼 수 있다. 본 논문에서는 지역경제력 격차의 추이에 초점을 맞추고 있기 때문에 여러 가지 지수들이 특성에 맞게 사용되지는 않고 있다. 이것은 OECD국가들을 대상으로 각 지표들을 사용해 분석해 본 결과, 약간의 차이는 있으나 같은 결론에 도달하고 있다는 보고에 따른 것이다. (M. Sawyer, Income Distribution in OECD Countries, OECD, 1976.)

$$R_2 = \sum_{i=1}^N |X_i - \mu_t| / \mu_t \quad (1)$$

단, X_i : t년도 i지역의 PGRP, μ_t : t년도의 지역평균 PGRP

셋째, 상대적 불평등도 지수(R_3)은 각 년도, 각 지역 PGRP의 대수값의 표준편차로서 계산된다. 따라서 한국경제성장에 따른 지역간 격차의 심화 여부는 위의 세 지수를 통해 평가할 수 있을 것이다.

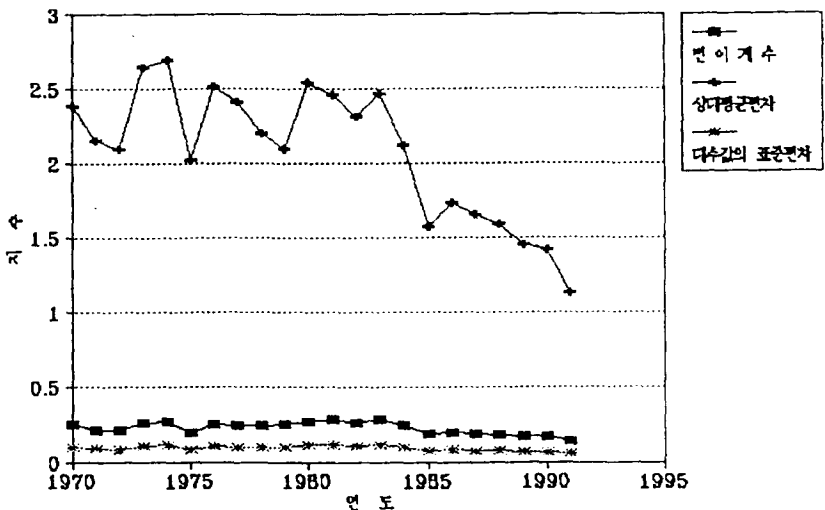
<그림 1>에는 세 가지 상대적 불평등도 지수의 변동추이가 나타나 있는데 그 특징을 보면 다음과 같다.

첫째, 변이계수를 통해 살펴본 상대적 불평등도 지수 R_1 은 1981년과 1983년의 0.28을 정점으로 지속적으로 감소하고 있다.

둘째, 상대평균편차에 의한 R_2 의 분석결과, 1974년 2.69로 전체적인 추세의 정점을 이루고 있으며 1980년대 초반 다시 상대적 불평등도가 심화되었다가 그 이후 지속적인 감소세를 나타내고 있다.

셋째, 상대적 불평등도 지수 R_3 은 R_1 과 마찬가지로 1981년과 1983년의 0.11을 정점으로 감소하고 있음을 보여주고 있다.

<그림 1> 1인당 GRP의 相對的 不平等度 指數



결론적으로, 상대적 불평등도는 1970년과 1980년대 초반처럼 한국의 경제가 전반적인 불황국면에 처해 있을 때 더욱 크게 나타나고 있으며, 전체적으로는

1980년대 중반 이후 1990년대 초반까지 지속적인 감소세를 나타내고 있다는 점이 지적될 수 있다. (< 附表 3 > 참조)

상대적 불평등도가 불황국면일 때 더욱 크게 나타난다는 사실에 대해서 여러 가지의 추론이 가능할 것이나, 직관적으로 경기가 불황국면에 있을 때 가장 민감하게 반응할 수 있는 부문이 대기업보다는 중소기업이며, 성장산업보다는 사양산업일 가능성이 크다고 할 수 있다. 1973년과 1974년 그리고 1980년과 1981년에 다른 권역보다 현재의 低所得·高成長地域들이 전반적으로 낮은 성장률을 기록하였거나 아니면 더 큰 負의 成長率을 기록하였다는 사실은 중소기업과 경쟁력이 낮은 산업의 비중이 높을수록 불황국면에서 크게 영향을 받을 수 있음을 암시한다고 할 수 있다. 따라서 이들 지역과 他地域과의 경기침체에 대한 상대적 차이가 커짐에 따라 나타난 결과로 해석된다.

한편, 1980년대 중반 이후 1990년대 초반까지 상대적 불평등도가 감소세를 보인 이유는 첫째, 그동안 불균형 성장정책에 의한 성장거점지역의 경제성장이 여타지역으로 확산되는 추세에 있음을 보여주고 있으며, 둘째, 정부의 지역간 균형성장정책이 어느 정도 효과를 나타내고 있기 때문으로 풀이된다.

3. Kuznets 假說檢定

쿠즈네츠는 특정 경제의 불평등도는 경제가 초기개발단계에서 증가하다가 후기개발단계에서는 감소하게 되어 산출고를 X축에, 불평등도를 Y축에 놓을 경우 소위 Kuznets곡선이라고 불리는 역U자 곡선(inverted-U curve)을 나타내게 된다는 가설을 제안하였다. (Kuznets(1955))

그 이후 스워미(Swamy(1967)), 로빈슨(Robinson(1976)) 등에 의해 이론적인 검증이 이루어졌으며, 아델만과 모리스(Adelman and Morris(1973)), 클라인(Cline(1975)) 등에 의해 회귀분석을 이용한 실증검증으로 가설이 채택되었다.

본 논문에서는 1970~1991년까지의 시계열자료를 이용하여 1인당 GRP에 의한 상대적 불평등도 지수에 대해 쿠즈네츠가설을 검정하기로 한다. 구체적으로는 지역경제력 격차를 설명하는 데 사용되었던 불평등도지수들을 종속변수로 선택하고, 1인당 GRP(PGRP)의 평균치를 설명변수로 선택한 후, 상수항을 포함한 PGRP의 1차, 2차함수와 PGRP 대수값의 1차, 2차함수에 대해

회귀분석을 시도한다. 또한 위에서 제시된 여러 함수형태 중 최적함수를 선택하기 위해 AIC통계량을 사용할 것이다.

상대적 불평등도 지수에 대한 AIC 통계량을 추정한 결과 R_1 과 R_3 는 2차 함수가 최적모형인 반면, R_2 는 선형함수가 최적모형인 것으로 추정되었다.

〈表 1〉에 제시되어 있는 상대적 불평등도의 최적모형에 대한 추정결과를 살펴보면, 2차함수식으로 추정한 R_1 과 R_3 의 $\hat{\beta}$ 값이 負의 값을 가지면서 통계적으로 유의하며, 선형함수식으로 추정한 R_2 의 $\hat{\beta}$ 값도 負의 값을 가지면서 통계적으로 매우 유의한 것에서 입증되고 있다. 이것은 R_1 과 R_3 의 경우 분석대상기간 중 약간의 기복은 있으나 1981년과 1983년에 최고치를 기록하면서 그 이후 지속적인 감소추세를 반영하고 있으며, R_2 도 1974년에 정점에 도달한 후 꾸준한 감소추세를 반영하고 있다.

〈表 1〉 相對의 不平等度의 最適模型에 對한 推定結果

설명변수	종속변수 R_1 (σ/μ)	R_2 ($\sum_i X_i - \mu_t /\mu_t$)	R_3
상 수	0.22(6.60)***	2.88(25.27)***	0.096(8.10)***
PGRP	0.000061(1.24)	-0.00053(-7.83)***	0.000013(0.96)
(PGRP) ²	-2.489E-8(-2.27)**		-8.206E-9(-2.09)**
\bar{R}^2	0.61	0.74	0.69
D.W	1.42	1.63	1.46
F	17.30	61.28	23.84

주: 1. ()은 t 값

2. **, ***은 각각 유의수준 5%, 1%임.

결론적으로, 한국의 상대적 불평등도는 1980년 중반 이후 감소추세를 보여주고 있어, 경제성장과정에서 쿠즈네츠의 역U자 곡선의 가설을 입증하고 있다.

Ⅲ. 地方財政의 地域的 隔差

1. 地方財政의 役割 增大

지방재정지출 자료로는 총지방재정지출(G), 지방투자지출(GI), 지방소비

지출(GC) 자료가 활용되었다. 총지방재정지출은 지방재정지출의 총액규모로서, 지방투자지출(산업경제비+지역개발비)과 지방소비지출(일반행정비+사회복지비+기타 경비)로 분류하여 정리한 것이다. 모든 지방재정지출 자료는 내무부에서 발간한 「지방재정연감」에서 구하였다.

중앙 및 지방재정규모를 상대적으로 비교하고 있는 <表 2>에서 보는 바와 같이 지방재정의 비중은 1980년대 이후 꾸준히 증가하고, 동기간 중 증가율도 중앙재정을 능가하고 있다. 이러한 추세에 따라 1990년대 들어 지방재정의 규모가 중앙재정규모를 앞서고 있다.

이와 같이 지방재정의 규모가 급속히 증가하는 것은 지역균형개발전략이 추진되면서 그동안 확충된 지방세원과 국세에서 지방세로 이전되는 세목이 늘고 있기 때문으로 해석된다.

<表 2> 中央 및 地方財政規模 相對的 比較

(단위: 10억원, %)

연도 구분	1982	1989	1993	'82~'93 연평균증가율	'82~'89 연평균증가율	'89~'93 연평균증가율
중 앙(A)	8,793	19,215	36,597	14	12	17
지 방(B)	5,431	15,512	41,612	20	16	28
B/A	0.6	0.8	1.1	—	—	—

註 : 재정규모=(일반회계+특별회계)-회계간거래-중앙 지방간거래, 지방교육재정포함

資料 : 韓國開發研究院, 1993년 한국경제의 주요현안과 정책대응, 1994. 2. p. 226의 자료를 추가·보완

이를 다시 지역별로 살펴보면, 총지방재정지출의 증가율은 전체의 연평균 증가율이 14%정도라 할 때, 경기, 충남, 경북, 경남은 전체 평균을 웃돌고 있으며, 서울, 부산, 전북 등은 전국 평균을 크게 밑돌고 있다.

이것을 권역별로 분류하여 보면 권역별 총 지방재정 격차는 고소득·고성장 지역에 대비한 고소득·저성장 지역 및 저소득·고성장 지역의 비중이 점차 하락하고 있다. 이러한 추세는 고소득·고성장지역의 재정지출과 이 지역의 GRP 성장간에 正의 상관관계가 있음을 시사해 주는 것이다.

2. 總地方財政支出의 地域的 隔差

지방재정지출의 지역배분구조를 좀더 상세히 파악하기 위하여 財政集中指

數(fiscal concentration index)와 케탄-포다 지수(Khetan-Podder index, KP 지수)를 사용하기로 한다. (Khetan-Podder(1986))

재정 집중지수는 지방재정지출이 저소득지역과 고소득지역에 어떻게 집중되고 있는지를 보여주는 재정변수로서⁴⁾ 이때 재정 집중지수의 크기에 대해 재정 수익(fiscal benefit) 측면에서 해석한다면,⁵⁾ 1인당 GRP가 낮은 지역에 집중될수록(f가 작을수록) 바람직하므로 재정 집중지수가 작으면 저소득층의 재정 수익이 강화되는 것으로 볼 수 있다.

한편, KP지수는 재정 집중지수와 1인당 GRP에 대한 지니계수의 상대적 비율에 따라 산출되는 재정지수로서 지방재정지출의 逆進度를 측정한다. 이 지수는 지방재정지출의 지역적 분포와 지역간 경제성장(혹은 소득분배)과의 관계를 파악해 볼 수 있는 지표이다.⁶⁾ KP지수에 대한 해석도 마찬가지로 재정수익에서 측정할 때는 1보다 작을수록 역진도가 커지므로 바람직하다.

재정 집중지수와 KP지수를 이용하여, 한국 지방재정지출의 집중도 및 역진도를 분석한 비교적 최근의 연구로는 이계식외(1990), 박종구(1992), 이재기(1993) 등을 들 수 있다. 그러나 이들 논문은 시계열이 짧은 점과 지역별 소득(또는 경제성장)자료를 1인당 所得割 자료로 사용하고 있는 문제점을 가지고 있는 것으로 평가하여, 본 논문에서는 1인당 GRP자료를 기준으로 1970~1991년까지 분석하고, 지방재정지출은 총지방재정지출에 대해 살펴보기로 한다.

<그림 2>에 나타나 있는 것처럼, 전반적으로 재정수익을 나타내는 총지방재정지출의 재정 집중지수는 추세상에 약간의 기복은 있으나 대체로 감소세를 나

4) 재정 집중지수는 로렌즈곡선(Lorenz curve)과 밀접한 연관을 가지고 있는데, 이는 로렌즈 곡선과 관련된 면적의 비율을 통해 구할 수 있다.

$$f(\text{재정 집중지수}) = \frac{A}{A+B}, f \leq 1$$

여기서, $f = 0$ 이면 완전均等(perfect equality), $f = 1$ 이면 완전不均等(perfect inequality)이 된다.

5) 여기에서 재정수익은 지방교부금, 국고보조금, 양여금 등의 의존수입과 지방재정지출을 의미한다.

6) KP지수는 다음과 같이 결정된다.

$$KP = \frac{1-g}{1-f}, KP \geq 0$$

단, f 는 재정 집중지수, g 는 1인당 GRP의 지니계수

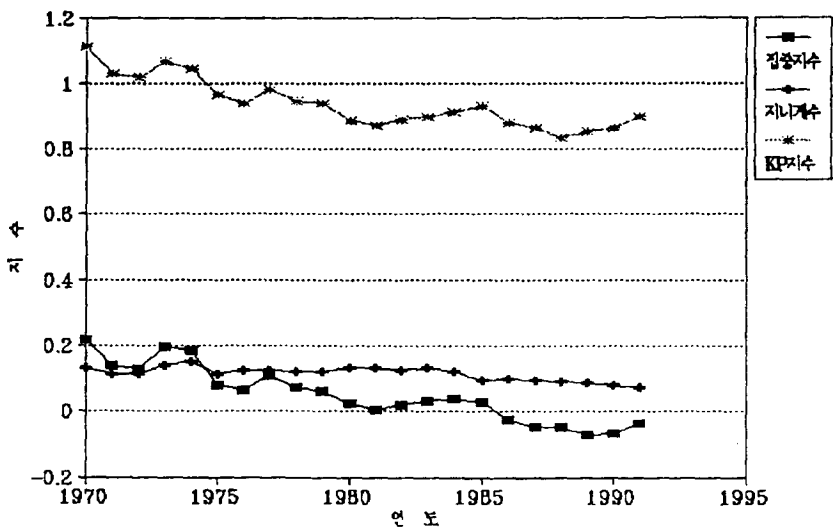
여기서, $KP > 1$ 이면 지역적 재정구조는 누진적이고, $KP = 1$ 이면 재정구조는 비례적이며, $0 < KP < 1$ 이면 재정구조는 역진적이다.

타내고 있어, 1인당 GRP가 낮은 지역에 총지방재정지출이 집중되는 긍정적인 양상을 보이고 있다.

또한 KP지수도 재정 집중지수의 경우와 마찬가지로 다소 불규칙한 변동을 보여주고는 있지만, 대체로 감소추세를 나타내고 있어 총지방재정지출의 지역적 배분이 역진적인 바람직한 양상을 보여주고 있다.

그러나 주목할 것은 최근에 이르러, 1990년과 1991년에 재정 집중지수가 다시 상승하고 있어 KP지수의 역진도가 약화되고 있다는 점이다. 이것은 지역경제력 격차의 相對的 不平等度는 지속적으로 감소하고 있는 데 비해, 총지방재정지출이 최근 들어 경기·경남·경북 등 高所得·高成長地域에 집중지출됨으로써 재정 집중지수가 다시 상승하는데 기인하는 것으로 판단된다.

〈그림 2〉 總地方財政支出의 集中度 및 逆進度 指數



3. 地域經濟力 隔差와 地方財政支出 隔差의 關係

地域經濟는 꾸준히 成長하면서 절대적 불평등도는 심화되고 있다 하더라도 상대적 불평등도는 감소추세를 보이고 있으며, 총지방재정지출도 재정수익 측면에서 추계된 재정 집중지수가 추세상에 약간의 기복은 있으나 대체로 감소세를 나타내고 있다. 따라서 지방재정지출의 지역배분구조가 지역간 경제력 격차를 해소하는 데 어느 정도 기여하는가를 살펴볼 필요가 있다.

이를 위해 여기에서는 지역 경제력 격차를 분석하기 위해 사용되었던 상대적 불평등도 지수 R_3 를 종속변수로 하고, 총지방재정지출의 재정집중지수를 독립변수로 하는 回歸分析을 하기로 한다. 먼저 OLS에 의하여 추정하였으나, 自己相關이 존재하는 것으로 드러나 코크란-오컷(Cochrane-Orcutt) 방법을 이용하여 이를 수정, 추정하였다.

추정결과는 다음과 같다.

$$R_3 = 0.08^{***} + 0.14^{**} f, R^2 = 0.61, D.W = 1.96 \quad (2)$$

(11.39) (2.29)

단, ()은 t값이며, **, ***는 각각 유의수준 5%, 1%임

R_3 : 각년도 각지역 1인당 GRP의 대수값의 표준편차로 표시된 상대적 불평등도 지수

f: 총지방재정지출의 재정집중지수

추정결과에 의하면 $\hat{\beta}$ 의 값이 正의 값을 가지면서 통계적으로 매우 유의하게 나타나고 있는데, 이것은 재정집중지수가 감소하면서 지역간 경제력 격차를 완화시켜 왔다는 것을 입증해 주고 있다. 결국, 1980년대 중반 이후 재정집중지수와 지역경제력의 상대적 격차가 감소하고 있었다는 추세를 반영하여 1인당 GRP가 낮은 지역에 총지방재정지출이 집중되면서 이것이 지역간 경제력 격차의 상대적 불평등도를 완화시키는 데 기여했다는 결론에 도달하게 된다. 단지 지방재정지출과 지역경제성장의 상호관계를 보다 구체적으로 분석하기 위해서는 GRP와 지방재정지출 사이의 동태적 인과관계를 분석하여야 하는데, 이는 제Ⅳ절에서 살펴보기로 한다.

IV. 韓國의 地域經濟成長과 地方財政 支出간의 因果關係 分析

1. 理論的 背景

지역경제성장에 관한 理論들은 다양하게 발전되어 왔는데, 대부분의 실증연구는 성장요소들 중에서 경제성장과정에 영향을 미치는 변수들의 식별에 집중되어 왔다고 할 수 있다. 그 중에서 가장 주목받아 왔던 정책변수 중의 하나는

政府의 役割에 관한 것이었다. (Carr(1989)) 미국의 경우지만 근래 들어서 미국 국내정책의 가장 핵심적인 관심분야가 地方政府의 財政的 成果問題였다는 지적이 이를 뒷받침해 주고 있다. (Inman(1979))

정부의 역할에 대한 관심이 높아지는 것과 함께 경제성장과 재정지출간의 理論的 構造에 대한 논의도 흥미를 끌고 있다. 그것은 전통적인 케인지안 回歸方程式과 이와 相反되는 논리를 주장하는 와그너 가설(Wagnerian hypothesis)에 관한 것이다.

전통적인 케인지안 회귀방정식은 재정지출의 증가가 경제성장을 증가시킨다는 메커니즘을 상정하고 있다.

$$GRP = f(G) \quad (3)$$

이와는 달리 와그너流의 가설들은 경제가 발전함에 따라 소득이 증가하며, 이와 함께 財政支出의 增大가 수반된다는 메커니즘을 상정하고 있다. (Peacock and Wiseman(1961), Goffman(1968), Pryor(1968))

$$G = f(GRP) \quad (4)$$

이러한 와그너流의 시각은, 경제사회가 발전함에 따라 새로운 國家活動이 끊임없이 추가되고, 기존의 국가활동이 확충됨에 따라서 國家經費는 계속적으로 증가한다는 소위 와그너의 “경비팽창의 法則”(law of increasing public expenditure)에 기초를 두고 있다. 결국 社會福祉支出에 대한 수요는 所得彈力的이라고 보고 소득증대에 따른 공공지출의 증가는 필연적이라는 기본적인 논리를 상정하고 있는 것이다.

이러한 相反된 시각은 궁극적으로 경제성장과 재정지출간의 因果關係에 대한 실증적 연구의 필요성을 제기하는 것으로, 이를 확인하는 과정으로 1980년대 이후 경제성장(국민소득)과 재정지출간의 다각적인 인과관계 검정이 행해지게 되었던 기초를 제공해 주고 있다.

이러한 실증적 연구들은 傳統的 巨視計量經濟模型이 가지고 있는 模型識別(identification)의 문제⁷⁾를 극복하기 위하여, 가능한 모든 변수들에 대해 동일

7) 전통적인 거시계량경제모형들은 모형식별을 위하여 零의 制約(zero restriction)을 부과하고 있으며, 변수들을 內生變數와 外生變數로 事前的으로 제약하는 문제점을 가지고 있다.

한 중요성을 부여함으로써 事前的 制約이 가져올 수 있는 분석상의 오류를 줄이고자 하는 目的을 담고 있다.

本 論文에서는 實證的 分析方法을 도입하여, 지역경제성장과 지방재정지출에 관한 相反된 두 시각에 대해 동태적 인과관계 검정을 시도하는 것을 핵심과제로 삼고 있다. 그 이유로는 첫째, 지방자치제도의 始發(1995)을 앞두고 지역경제성장과 지방재정지출간의 관계에 대해 보다 명확히 하고자 함이며, 둘째, 지금까지 경제성장과 재정지출간의 인과관계에 대한 연구가 주로 국가단위의 자료를 이용하여 이루어졌으며 지역경제성장과 지방재정지출에 대한 동태적 인과관계 분석은 거의 전무한 실정이기 때문이다.

1980년대 이후 경제성장(국민소득)과 정부지출간의 인과관계 검정에 대한 연구가 다수 이루어졌다. 홀메스와 휴튼(Holmes and Hutton(1990))은 1950~1981년동안 인도를 대상으로 한 실증 연구에서 케인지안 모형($G \rightarrow Y$)을 지지하고 있는 반면, 싱과 샴니(Singh and Sahni(1986))는 와그너가설($Y \rightarrow G$)을 지지하고 있다.

그러나 이들이 사용한 자료는 國別 中央資料에 치중하고 있어, 현재까지는 지역경제성장과 지방재정지출의 인과관계검증에 대한 연구결과는 전무한 실정이다.⁸⁾ 본 논문에서는 이러한 사실에 입각하여 한국의 경우를 인과관계 분석에 의해 실증적으로 분석하고자 한다.

2. 因果關係 檢定模型

그랜저(Granger(1969))는 과거만이 현재 및 미래에 영향을 줄 수 있다는 점에 착안하여 경제변수 사이의 검증가능한 인과관계의 정의를 내리고 있다.

그랜저의 인과관계(이하 Gr-인과관계)의 개념을 간단히 요약하면 다음과 같다. 시계열 Y 를 예측하는 데 있어서 X 의 시차변수를 제외하고 Y 의 시차변수들만을 예측에 이용하였을 때보다 Y 및 X 의 시차변수를 이용하여 Y_t 를 더욱 정확하게 예측할 수 있다면 'X는 Y를 그랜저 基因한다 (X_t granger causes Y_t)'고 정의하며 ' $X - / \rightarrow Y$ '로 표기한다. 즉, Gr-인과관계 검증은 Y 의 과거치

8) 한국의 경우, 이경원은 정부지출과 국민소득간의 인과관계 검정을 시도하고 있다. 이경원, "정부팽창의 인과관계에 관한 시계열 분석: 외생성 검증을 위한 Granger인과관계", 「지방행정연구」 제 7권 제 4호, 한국지방행정연구원, 1992. 11. pp. 149~175.

들만으로 예측된 Y 의 예측치가 X 의 과거 시차변수들을 추가하여 보다 정확하게 예측될 수 있다면 X 는 Y 의 원인이 된다고 보는 것이다.

그러나 時系列 模型이 아닌 패널자료의 경우에는 X_i 와 Y_i 사이의 인과관계를 검정하기 위해서 식 (5)와 같은 추정방정식이 필요하다.

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j Y_{it-j} + \sum_{j=0}^m \beta_j X_{it-j} + f_i + u_{it} \quad (5)$$

($i=1, \dots, N; t=1, \dots, T$)

단, f_i : 관측불가능한 개별효과, N : 횡단면 단위의 수

T : 시계열의 수

패널자료모형은 고정효과모형과 확률효과모형이 있는데, 여기에서는 고정효과모형을 가정한다. 고정효과 모형에서는 f_i 가 관측 불가능하므로 식 (5)를 추정하는 정형화된 방법은 1차 차분한 뒤 OLS를 적용하는 것이다. 따라서 식 (5)를 1차 차분하면,

$$\Delta Y_{it} = \sum_{j=1}^m \alpha_j^* \Delta Y_{it-j} + \sum_{j=0}^m \beta_j^* \Delta X_{it-j} + \Delta u_{it} \quad (6)$$

$$\text{단, } \alpha_j^* = \alpha_j - \alpha_{j-1}, \beta_j^* = \beta_j - \beta_{j-1}$$

그러나 식 (6)에서 OLS 를 이용하여 추정하는 방법은 오류가 있는 것을 알 수 있다. 왜냐하면, Y_{it-1} 이 u_{it-1} 에 의존하므로, 설명변수 ($Y_{it-1} - Y_{it-2}$)가 교란항 ($u_{it} - u_{it-1}$)과 相關關係를 갖고 그 결과 추정계수에 편의가 존재하기 때문이다.

이는 곧 전형적인 연립방정식의 偏倚(simultaneity bias) 문제가 패널자료에 나타난 것으로, 이에 대한 해결책으로는 니켈(Nickell(1981)) 및 샤오(Hsiao (1986))가 제시한 바와 같이 도구변수 추정방법(instrumental variable estimation)을 이용할 수 있다. 이에 대한 적절한 도구변수로는 $\{\Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-m-1}; \Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-m-1}\}$ 및 상수항이 될 것이다.

최적시차 m^* 가 설정되었다는 전제 하에서 Gr-인과관계 검정은 결국 식 (6)에서 ' $\Delta X_{t-j}(j=1, \dots, m)$ 의 계수, $\beta_1^*, \dots, \beta_m^*$ 이 모두 0이다' 라는 귀무가설에 대

한 F-검정이 될 것이다.

지역경제성장과 지방재정지출간의 인과관계를 분석하기 위해, 그랜저의 인과관계 검정모형을 이용하며, 인과관계 검정을 위한 변수로서는 지역경제성장(Y)과 지방재정지출 항목으로서 총지방재정지출(G), 지방투자지출(GI) 그리고 지방소비지출(GC)을 사용한다.

인과관계 검정을 위하여 설정된 귀무가설은 다음과 같다.

- $$X \quad - \quad / \quad \rightarrow \quad Y$$
- ① $H_0: Y \quad - \quad / \quad \rightarrow \quad G$
 - ② $H_0: G \quad - \quad / \quad \rightarrow \quad Y$
 - ③ $H_0: Y \quad - \quad / \quad \rightarrow \quad GI$
 - ④ $H_0: GI \quad - \quad / \quad \rightarrow \quad Y$
 - ⑤ $H_0: Y \quad - \quad / \quad \rightarrow \quad GC$
 - ⑥ $H_0: GC \quad - \quad / \quad \rightarrow \quad Y$

예를 들어, ①과 ②의 귀무가설을 검증하기 위해서는 다음의 두 회귀방정식을 대칭적으로 설정한다.

$$\Delta G_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta G_{t-1} + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta Y_t = r_0 + \sum_{j=1}^m r_j \Delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^m \delta_j \Delta G_{t-1} + \mu_t \quad (8)$$

단, ε_t 와 μ_t : 자기상관이 없는 백색잡음(white noise) 확률과정

식 (7)과 (8)의 분석결과 지역경제성장이 지방재정지출의 원인이 된다면, 귀무가설 $H_0: \beta=0$ 은 기각되어야 하며, 귀무가설 $H_0: \delta=0$ 은 기각되지 않아야 한다. 반대로 지방재정지출이 지역경제성장을 선도한다면, 귀무가설 $H_0: \beta=0$ 은 기각되지 않아야 하며, 반대로 귀무가설 $H_0: \delta=0$ 은 기각되어야 한다.

한편, 귀무가설 $H_0: \beta=0$ 와 $H_0: \delta=0$ 이 모두 기각된다면, 지역경제성장은 지방재정지출의 원인이 되고 또한 지방재정지출도 지역경제성장의 원인이 되는 상호 피드백(feedback) 관계가 성립한다. 만일 $H_0: \beta=0$ 과 $H_0: \delta=0$ 이 모두 기

각되지 않는다면 두 변수간에는 아무런 인과관계도 없는 독립적인 관계라 할 수 있다.

①과 ②의 귀무가설을 검증하는 방법으로 ③과 ④, ⑤와 ⑥의 귀무가설을 검증한다. 그리고 지역패널자료는 도구변수 추정방법을 사용하여 검증하기로 한다.

3. 推定 結果

지역패널자료를 이용한 지역경제성장과 지방재정지출간의 Gr-인과관계 검정결과가 <表 3>에 제시되어 있다.

지역경제성장과 지방재정지출의 경우, 최적시차 m^* 가 모든 귀무가설에서 $m^* = 4$ 또는 $m^* = 10$ 으로 나타나고 있어, 지역경제성장과 총지방재정지출간의 동태구조는 단기간이 아닌 4년 이상에서 10년까지의 누적효과를 가지고 있는 것으로 분석되었다.

<表 3>의 결과에서 나타나고 있는 것처럼 지역경제성장(Y)과 지방재정지출(G, GI, GC) 사이에는 단순 인과관계가 쌍방간 존재함으로 해서, 두 변수들 사이에는 시차를 두고, 변수간 상호영향을 주고받는 피드백 관계가 있음을 알 수 있다.

<表 3> 地域經濟成長과 地方財政支出間의 Gr-因果關係 檢定結果

귀무가설	최적 시차	F통계량 (자유도)
$Y - / \rightarrow G$	4	6.21 (4, 168)***
$G - / \rightarrow Y$	4	4.02 (4, 168)***
$Y - / \rightarrow GI$	10	1.94 (10, 90)**
$GI - / \rightarrow Y$	10	2.51 (10, 90)*
$Y - / \rightarrow GC$	4	10.83 (4, 168)***
$GC - / \rightarrow Y$	4	3.89 (4, 168)***

주: *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%임.

지방재정지출을 총지방재정지출과 이를 다시 투자지출(GI), 소비지출(GC)로 나누어 살펴보면, 지역경제성장과 총지방재정지출, 지역경제성장과 소비지출간의 歸無假設은 쌍방간 유의수준 1% 하에서 확실히 기각되고 있다. 반면에, 통상적으로 지역경제성장과 가장 밀접한 관계를 가질 것으로 판단되는 투

자지출은 상대적으로 유의수준이 낮게 나타나고 있다.

투자지출의 경우, 유의수준이 떨어지는 것은 투자지출의 재정 집중지수와 KP지수의 매년 변동 폭이 총지방재정지출의 그것보다 크다는 점에서 추론해 볼 수 있는 것으로, 그것은 모델지정(model specification)과 관련하여 그랜저 인과관계 검정모형은 변수들간의 線形函數關係를 가정하고 있어 변수들의 변동폭을 적절히 반영하지 못하기 때문으로 해석할 수 있다.

다음으로 각 추정방정식의 분석결과를 추정계수를 통해 좀더 구체적으로 살펴보기로 한다. 우선 지역경제성장과 총지방재정지출간의 인과관계 추정결과가 <表 4>에 제시되어 있다.

<表 4>에서 보는 바와 같이, 地域經濟成長은 總地方財政支出에 대해, $\Delta Y_{t,j}$ ($j = 1, \dots, 4$)의 계수가 4년차까지 모두 正의 효과를 갖는 것을 알 수 있다. 지역경제성장의 총승수(total multiplier)의 값을 구하면⁹⁾ 0.07만큼의 승수효과가 있음을 알 수 있다.

<表 4> 地域經濟成長과 總地方財政支出間의 因果關係 推定結果

종속변수 독립변수	ΔG 추정계수	ΔY 추정계수
$\Delta Y_{t,j}$ 와 $\Delta G_{t,j}$	ΔG_{t-1} 0.064(0.221)	ΔY_{t-1} 0.192(0.166)
	ΔG_{t-2} 0.102(0.084)	ΔY_{t-2} 0.356(0.083)***
	ΔG_{t-3} -0.087(0.105)	ΔY_{t-3} 0.471(0.094)***
	ΔG_{t-4} -0.372(0.109)***	ΔY_{t-4} 0.168(0.105)
	ΔY_{t-1} 0.016(0.008)**	ΔG_{t-1} -0.801(0.746)
	ΔY_{t-2} 0.013(0.008)	ΔG_{t-2} -0.842(0.779)
	ΔY_{t-3} 0.026(0.008)***	ΔG_{t-3} -0.034(0.988)
	ΔY_{t-4} 0.015(0.010)	ΔG_{t-4} 3.835(1.023)***
R ²	0.41	0.69
D.W	2.28	1.87

주: 1. ()은 표준오차
2. *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%임.
3. R²는 R bar square를 나타냄.

9) 여기에서 총승수란 초기 시점에서 최종 시점까지의 평균증가효과를 나타내는 것으로 다음과 같이 정의된다.

$$\text{총승수} = \sum_{j=0}^{\infty} \delta_j \quad \text{단, } \delta_j \text{는 } j \text{시차의 추정계수}$$

A. C. Harvy, The Econometric Analysis of Time Series, Wiley & Sons, New York, 1981, pp. 234~235.

그에 반해 총지방재정지출은 지역경제성장에 대해, $\Delta G_{t,j}$ ($j = 1, \dots, 4$)의 계수가 3년 시차까지 -0.801, -0.842, -0.034의 음의 값을 보이다가 4년 시차에서 3.835의 상대적으로 매우 큰 양의 값을 가지면서 통계적으로 매우 유의하게 나타나고 있다. 한편 G의 총승수값은 2.158로서 상대적으로 큰 값을 보이고 있는데, 이는 총지방재정지출이 단기적으로는 지역경제성장에 負의 효과를 보이지만 누적효과로는 매우 큰 正의 영향력을 가지고 있어 장기적인 측면에서의 지방재정지출의 정책적 효과는 매우 큰 것으로 해석할 수 있다.

〈表 5〉 地域經濟成長과 地方投資支出間의 因果關係 推定結果

종속변수 독립변수	ΔGI추정계수		ΔY추정계수	
ΔY _{t,j}	ΔGI _{t-1}	0.177(0.286)	ΔY _{t-1}	0.227(0.213)
	ΔGI _{t-2}	0.167(0.161)	ΔY _{t-2}	0.406(0.069) ***
	ΔGI _{t-3}	0.171(0.158)	ΔY _{t-3}	0.125(0.112)
	ΔGI _{t-4}	-0.194(0.176)	ΔY _{t-4}	0.161(0.069) **
	ΔGI _{t-5}	-0.377(0.288)	ΔY _{t-5}	-0.087(0.065)
	ΔGI _{t-6}	0.795(0.286) ***	ΔY _{t-6}	0.047(0.064)
	ΔGI _{t-7}	0.626(0.373) *	ΔY _{t-7}	0.248(0.064) ***
	ΔGI _{t-8}	-0.097(0.368)	ΔY _{t-8}	0.085(0.090)
	ΔGI _{t-9}	-0.486(0.300) *	ΔY _{t-9}	0.275(0.070) ***
	ΔGI _{t-10}	-0.612(0.319)	ΔY _{t-10}	0.246(0.093) ***
ΔGI _{t,j}	ΔY _{t-1}	0.020(0.016)	ΔGI _{t-1}	-1.045(0.686)
	ΔY _{t-2}	0.008(0.010)	ΔGI _{t-2}	0.221(0.851)
	ΔY _{t-3}	-0.003(0.013)	ΔGI _{t-3}	0.171(0.943) *
	ΔY _{t-4}	0.008(0.010)	ΔGI _{t-4}	1.847(0.999) *
	ΔY _{t-5}	-0.006(0.011)	ΔGI _{t-5}	2.161(1.521)
	ΔY _{t-6}	0.015(0.011)	ΔGI _{t-6}	-0.106(1.638)
	ΔY _{t-7}	-0.007(0.011)	ΔGI _{t-7}	-0.053(1.915)
	ΔY _{t-8}	0.005(0.011)	ΔGI _{t-8}	-2.031(1.915)
	ΔY _{t-9}	-0.033(0.011) **	ΔGI _{t-9}	5.269(1.781) ***
	ΔY _{t-10}	0.002(0.014)	ΔGI _{t-10}	3.042(2.045)
R ²	0.38		0.90	
D.W	2.63		2.09	

주: 1. ()은 표준오차

2. *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%임.

3. R²는 R bar square를 나타냄.

다음으로 총지방재정지출을 지방투자지출과 지방소비지출로 나누어 각각 지역경제성장과의 인과관계 검정을 한 결과가 〈表 5〉와 〈表 6〉에 제시되어 있

다.

먼저, <表 5>의 지역경제성장과 지방투자지출(GI) 간 10년의 최적시차 검정 결과에서 보면, 지역경제성장은 GI에 正의 효과와 負의 효과가 반복적으로 나타나고 있다. 그러나 지역경제성장의 총승수값은 0.009의 값을 보이고 있어 미세하나마 正의 효과를 나타낸다. 한편, GI는 지역경제성장에 전반적으로 正의 효과가 負의 효과를 크게 능가하고 있는데, 시차가 커지면서 正의 누적적인 효과가 확대되고 있음을 알 수 있다. 이를 반영하여 GI의 10년 시차에 걸친 승수값은 14.135로서 매우 큰 값을 보이고 있어 지방투자지출이 가지고 있는 長期의이고 누적적인 파급효과를 살펴볼 수 있다.

또한, <表 6>의 지역경제성장과 지방소비지출간의 검정결과에서는 두 변수가 대부분 상호 正의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 지역경제성장이 지방소비지출에 미치는 효과는 지방소비지출에 대해 단기간에, 통계적으로 매우 유의한 正의 효과를 미치지만 이러한 효과는 시간이 지남에 따라 작아지고 있어 지역경제성장에 승수값은 0.031로서 미세하다. 한편 지방소비지출이 지역경제성장에 미치는 효과는 초기에는 아주 미미한 負의 효과를 미치지만 누적적으로 특히 4년 시차에서는 통계적으로도 유의하면서 상대적으로 매우 뚜렷한 正의 효과를 미치고 있어 GC의 승수값도 비교적 높은 8.351로 나타났다.

<表 6> 地域經濟成長과 地方消費支出間의 因果關係 檢定結果

종속변수 독립변수	ΔGC추정계수	ΔY추정계수
	ΔGC _{t-1} -0.295(0.249)	ΔY _{t-1} 0.179(0.182)
	ΔGC _{t-2} -0.011(0.119)	ΔY _{t-2} 0.323(0.088) ***
ΔY _{t-j}	ΔGC _{t-3} -0.120(0.118)	ΔY _{t-3} 0.473(0.102) ***
와	ΔGC _{t-4} -0.330(0.120) ***	ΔY _{t-4} 0.121(0.108)
ΔGC _{t-j}	ΔY _{t-1} 0.015(0.005) ***	ΔGC _{t-1} -0.068(1.446)
	ΔY _{t-2} -0.003(0.006)	ΔGC _{t-2} 0.295(1.461)
	ΔY _{t-3} 0.013(0.005) ***	ΔGC _{t-3} 0.393(1.976)
	ΔY _{t-4} 0.006(0.006)	ΔGC _{t-4} 7.731(1.992) ***
R ²	0.27	0.69
D.W	2.12	1.90

주 : 1. ()은 표준오차
2. *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%임.
3. R2는 R bar square를 나타냄.

V. 結論 및 政策的 示唆點

지금까지의 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 김성태外 2人(1991)의 연구에서는 자료의 제약으로 인하여 쿠즈네츠의 “逆 U字 假說”의 가능성만을 발견하였으나, 본 논문에서는 상대적 불평등도지수를 통하여 쿠즈네츠 가설이 명확하게 입증되어 지역경제성장이 가속화됨에 따라 지역간 경제력 격차는 감소하는 것으로 분석되었다.

둘째, 지역간 경제력격차는 여러 가지 요인으로 설명할 수 있으나 본 논문에서는 지방재정지출과 지역경제력과의 동태적 인과관계로 설명하려고 시도하였다. 인과관계분석을 종합하면, GRP가 G, GI, GC에 미치는 효과는 대체로 미세하지만 모두 최적시차에 대하여 正의 효과를 가지고 있는 반면, GRP에 대한 G, GI, GC의 승수효과는 비교적 높은 正의 값을 가지는 것으로 분석되었다. 따라서 한국의 지역경제성장과정은 와그너가설($Y \rightarrow G$)과 케인지안모형($G \rightarrow Y$) 모두에 의하여 설명될 수 있다고 판단된다. 그러나 그 효과의 크기에서 볼 때는 케인지안모형이 더욱 지배적인 것으로 분석되었다.

셋째, 지역경제성장에 미치는 GI와 GC의 승수효과를 비교할 때, GI의 승수값은 매우 클 뿐 아니라 長期的이고 누적적인 효과를 보이는 반면, GC의 승수값은 GI보다는 작지만 빠른 기간 내에 뚜렷한 효과를 보여주고 있다. 이것은 경상비적 지출의 성격을 갖는 지방소비지출은 지역경제에 빠른 그리고 뚜렷한 효과를 발휘하지만, 지방투자지출은 지역경제의 취약성과 높은 대외의존성 등의 構造的 特性 때문에 투자지출효과가 지역 외로 유출되는 데 기인하여 나타나는 결과라고 해석할 수 있다. (이계식外 2人(1990), 이재기(1993))

이상의 결과에 대한 정책적 시사점은 다음과 같다.

첫째, 인과관계 분석에서 밝혀진 대로 GI, GC의 최적시차는 각각 10년, 4년이라는 점에서 볼 때, 지방자치에의 정착을 앞두고 단기적인 효과를 위하여 지방재정지출 계획을 수립하는 것은 현실적 의미가 없다. 따라서 중·장기의 재정지출계획을 수립하여 실천하는 것이 필요하다. 특히 현재 각 시도에서 시행되고 있는 중기 재정계획을 보다 효율적으로 이용하여야 할 것이다.

둘째, GI의 투자승수가 GC의 승수보다 월등히 크므로 지방자치 하에서 지역경제성장을 위해서는 지방소비지출을 줄이고 투자지출의 비중을 점차 증대시키는 것이 필요하다. 또한 투자지출의 효율적 관리를 위하여 경상적 재원과

투자재원의 회계를 분리하는 것을 적극적으로 검토할 필요성이 있다.

參 考 文 獻

統計資料

경제기획원 조사통계국, 주요경제지표, 1989.

—————, 한국통계연감, 1988.

내무부, 새마을 소득자료, 1980~1986년 각년도.

—————, 주민소득연보, 1970~1979년 각년도.

—————, 지방재정연감, 1970~1991년 각년도.

서울특별시, 서울통계연보, 1980~1986년 각년도.

통계청, 1992년 지역내 총생산, 1994. 5.

김성태, 정초시, 노근호, “한국 지역경제력 격차”, 『경제학연구』, 제39집 제2호, 한국경제학회, 1991. 12

박종구, “지방세출구조의 조정방향”, 송대회, 노기성 편, 『지방자치 실시에 따른 중앙·지방재정지출의 재정립』, 한국개발연구원, 1992.

이경원, “정부성장의 원인에 관한 시계열 분석”, 『한국행정학보』 제 26권 제 1호, 1992.

이계식, 박종구, 오연천, 지역발전과 지방재정, 韓國開發研究院, 1990. 10

이재기, “지방세출예산 운영과 지역균형발전”, '93 지방재정 발전 세미나, 1993. 6.

허재완, “지역격차의 동태적 패턴과 가설검정”, 『국토계획』 24권 2호, 국토개발연구원, 1989.

황명찬, “한국의 지역격차와 지역정책”, 『국토연구』 1권, 국토개발연구원, 1982.

Adelman, I. and C. T. Mirros, *Economic Growth and Social Equity Developing*, Stanford: Stanford University Press, 1973.

Carr, Jack L., “Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence From Cross-Section and Time-Series Data: Comment”, *American Economic Review* 79, March 1989.

- Cline, W., "Distribution and Development : A Survey of the Literature", *Journal of Development Economics*, Vol. 1, 1975.
- Goffman, I. J., "On the Empirical Testing of Wagner's Law : A Technical Note", *Public Finance*, Vol. 23, No. 3, 1968.
- Granger, C. W. J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica* 37, 1969.
- Harvey, A. C., *The Econometric Analysis of Time Series*, John Wiley & Sons, New York, 1981.
- Holmes, J. M. and Patricia A. Hutton, "On the Causal Relationship Between Government Expenditure and National Income", *The Review of Economics and Statistics*, 1990.
- Hsiao, Cheng, *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, Cambridge, England, 1986.
- Inman, Robert P., "The Fiscal Performance of Local Governments: An Interpretative Review," in Peter Mieszkowski and Mahlon Straszheim(eds.), *Current Issues in Urban Economics*, The Johns Hopkins University Press: Baltimore, 1979.
- Khetan, C. P. and S. N. Podder, "Measurement of Income Tax Progression in a Growing Economy: the Canadian Experience", *Canadian Journal of Economics* 9, 1976.
- Kim, Sung Tai, "The Role of Local Public Sector in Regional Economic Growth in Korea", Seoul, 1994.
- Kuznets, S., "Economic Growth and Income Inequality", *American Economic Review*, Vol. 45, March 1955.
- Nickell, Stephen, "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects", *Econometrica* 49, 1981.
- Peacock, A. T. and J. Wiseman, *The Growth of Public Expenditure in the U. K.*, London, 1961.
- Pryor, F. L., *Public Expenditures in Communist and Capitalist Nations*, London : George Allen & Unwin, 1968.
- Robinson, S., "A Note on the U Hypothesis Relating Income Inequality

and Economic Development”, *American Economic Review*, June 1976.

Sawyer, M., *Income Distribution in OECD Countries*, OECD, 1976

Swamy, S., “Structural changes in the Distribution of Income by Size: the Case of India”, *Review of Income and Wealth*, June 1967.

〈附表 1〉 지역별 지역총생산(GRP)

(단위 : 백만원)

	서울	부산	경기	강원	충북	충남
1970	5212583	1902897	2664406	1024369	935300	1772611
1971	5333520	1963894	2918522	1043198	1004589	1947096
1972	6050674	1995994	3039915	1069226	1043901	2017381
1973	7336892	2517104	3867741	1141095	1146730	2183894
1974	8506116	2643411	4177531	1196176	1197564	2298300
1975	8141865	2694829	4929536	1337266	1375610	2409559
1976	9486217	3413781	5853601	1383366	1461911	2671326
1977	10822082	3609737	6629027	1608653	1507393	2910675
1978	10522984	4095100	7637312	1830700	1689451	3299085
1979	11108209	4554910	8741486	2084871	1823776	3681168
1980	12636617	4237157	8349626	1773995	1505869	3073902
1981	13325795	4443872	8795733	1886457	1547523	3381744
1982	14519482	4514243	9141787	1989559	1613623	3496083
1983	16682805	5086735	10387037	2091814	1735240	3688691
1984	18172954	5554679	12578744	2490670	2072094	4115084
1985	19424200	6317100	13940800	2959400	2478200	4845500
1986	22287976	7125708	16363147	3146529	2676344	5459824
1987	24376973	7841447	18823026	3419548	3019266	5767857
1988	27098935	8651197	21657231	3622715	3287045	6478260
1989	29876694	9362796	24436271	3829491	3699661	6967203
1990	33279179	10439938	27769969	4081733	4033195	7981965
1991	36089265	11131355	30924152	4351765	4608396	8815748

	전북	전남	경북	경남	제주	전국
1970	1315396	2095242	2656675	2459365	192212	22231061
1971	1477309	2365323	2962600	2962399	216763	24195218
1972	1590351	2453562	3053800	2987123	228343	25530275
1973	1545209	2635500	3425330	3438189	274362	29512050
1974	1664655	2658592	3664040	3894918	283140	32184447
1975	1831590	3042909	4372379	4189829	357978	34683353
1976	1937720	3438243	4700725	4724670	324413	39395978
1977	2069487	3546642	5112138	5082575	385034	43283448
1978	2348989	4214444	5884582	6454788	436304	48413744
1979	2589777	4757747	6770642	7725266	481657	54319513
1980	1967534	4017458	5610510	6423722	417261	50013657
1981	2041783	4278655	6463229	7336873	439826	53941495
1982	2101275	4383357	6687572	7443879	478331	56369195
1983	2274860	4778870	7352730	8391467	511167	62981421
1984	2660771	4914226	7947242	8342802	573205	69422477
1985	3172800	5777600	9213800	9369300	736200	78234900
1986	3533528	6386217	10365786	10730694	807526	88883284
1987	3846804	7162312	11707894	11617011	936654	98518796
1988	4237799	8241171	13194498	12679148	1043389	110191393
1989	4504067	8836440	14065847	13590593	1250677	120419745
1990	4838157	10200464	14976083	15040325	1287693	133977244
1991	5446751	11072951	16302542	16249081	1474717	146210098

〈附表 2〉 1인당 지역별 지역총생산(PGRP)

(단위 : 천원)

	서 울	부 산	경 기	강 원	충 북	충 남
1970	943	1033	793	548	643	619
1971	911	1010	846	563	674	681
1972	995	990	852	573	692	695
1973	1166	1215	1054	616	755	747
1974	1300	1146	1076	641	781	780
1975	1181	1098	1220	718	903	817
1976	1307	1326	1410	751	966	902
1977	1438	1338	1543	870	1004	974
1978	1345	1422	1715	988	1146	1101
1979	1369	1501	1850	1130	1260	1227
1980	1510	1341	1692	990	1057	1040
1981	1535	1367	1723	1045	1073	1125
1982	1628	1350	1710	1099	1119	1150
1983	1812	1498	1862	1146	1218	1214
1984	1912	1589	2153	1371	1460	1346
1985	2015	1797	2255	1714	1781	1614
1986	2274	1991	2511	1798	1917	1814
1987	2439	2145	2723	1952	2144	1903
1988	2634	2306	2991	2094	2363	2145
1989	2824	2427	3163	2249	2629	2280
1990	3274	2748	3483	2583	2886	2583
1991	3309	2859	3768	2784	3148	2973

	전 북	전 남	경 북	경 남	제 주	전 국
1970	540	523	582	788	526	686
1971	611	588	643	954	581	733
1972	650	602	651	947	600	750
1973	630	643	716	1073	703	847
1974	673	644	751	1174	693	878
1975	745	763	900	1277	868	954
1976	792	859	958	1442	772	1045
1977	850	882	1033	1527	893	1123
1978	979	1047	1186	1941	984	1260
1979	1096	1187	1359	2285	1056	1393
1980	860	1063	1132	1933	903	1230
1981	888	1119	1285	2145	941	1296
1982	907	1135	1316	2135	1011	1324
1983	988	1251	1445	2385	1071	1445
1984	1162	1285	1559	2334	1189	1579
1985	1440	1541	1828	2664	1508	1833
1986	1612	1690	2021	3051	1631	2029
1987	1762	1882	2248	3259	1865	2212
1988	1959	2159	2504	3519	2053	2430
1989	2088	2293	2656	3671	2423	2610
1990	2338	2781	2939	4088	2505	2929
1991	2671	3139	3192	4313	2973	3194

〈 附表 3 〉 1인당 GRP의 相對의 不平等度 指數

연도	지수	R ₁ (σ / μ)	R ₂ ($\sum_i X_i - \mu_t / \mu_t$)	R ₃
1970		0.25	2.38	0.101
1971		0.21	2.15	0.090
1972		0.21	2.09	0.087
1973		0.26	2.64	0.108
1974		0.27	2.69	0.110
1975		0.20	2.02	0.087
1976		0.25	2.51	0.105
1977		0.24	2.41	0.098
1978		0.24	2.20	0.096
1979		0.25	2.09	0.097
1980		0.27	2.54	0.109
1981		0.28	2.45	0.111
1982		0.26	2.31	0.105
1983		0.28	2.46	0.111
1984		0.24	2.12	0.097
1985		0.19	1.57	0.076
1986		0.20	1.73	0.081
1987		0.19	1.65	0.077
1988		0.18	1.59	0.074
1989		0.17	1.45	0.069
1990		0.17	1.42	0.067
1991		0.14	1.13	0.057

〈附表 4〉 地方財政支出의 集中度 및 逆進度 指數

연도	총지방재정지출		지방투자지출	
	재정 집중지수	KP 지수	재정 집중지수	KP 지수
1970	0.2187	1.1102	0.1436	1.0128
1971	0.1363	1.0279	0.0656	0.9501
1972	0.1284	1.0165	0.0273	0.9109
1973	0.1944	1.0672	0.0561	0.9108
1974	0.1843	1.0418	0.0855	0.9293
1975	0.0788	0.9635	0.0178	0.9037
1976	0.0642	0.9363	0.0107	0.8857
1977	0.1077	0.9811	0.0884	0.9603
1978	0.0709	0.9466	0.0457	0.9216
1979	0.0575	0.9362	0.0651	0.9438
1980	0.0227	0.8871	-0.0191	0.8508
1981	0.0032	0.8717	-0.0490	0.8283
1982	0.0196	0.8915	-0.0285	0.8498
1983	0.0313	0.8974	-0.0269	0.8465
1984	0.0356	0.9129	0.0159	0.8946
1985	0.0254	0.9304	-0.0018	0.9052
1986	-0.0256	0.8785	-0.0355	0.8701
1987	-0.0483	0.8635	-0.0776	0.8400
1988	-0.0510	0.8338	-0.0924	0.8339
1989	-0.0720	0.8530	-0.1474	0.7969
1990	-0.0666	0.8640	-0.1036	0.8350
1991	-0.0391	0.8951	-0.0467	0.8886