

## 서울시 사회개발비 및 경제개발비와 지역소득 사이의 동태적 인과관계 검증\*

- 케인즈 모형과 바그너 가설을 중심으로 -

오 병 기\*

### An Analysis on Dynamic Causality between Social Development Expenditure or Economic Development Expenditure and Local Income in Seoul\*

- Using Keynesian Model and Wagner Hypothesis -

Beung-Ky Oh\*

요약 : 서울의 경제 성장과 더불어 지방세출도 증가하고 있다. 특히 2000년대 들어 사회개발비가 한층 빠르게 증가하고 있다. 이렇게 증가하는 사회개발비와 경제개발비 등 지방세출이 지역 소득과 어떠한 관계에 있는지 알아보기 위해 본고는 케인즈 모형과 바그너 가설을 바탕으로 패널자료와 시계열자료로 분석하였다. 분석 결과, 서울의 사회개발비와 지역 소득 사이에는 바그너적 관계가 주도적인 것으로 나타났다. 즉, 서울의 지역 소득이 증가하면 서울의 사회개발비가 장기적으로 더 크게 증가하여 온 것이다. 사회개발비의 증가에는 경상적 경비도 포함되어 있기에 이와 관련된 재정운용의 방만함이나 낭비적 요소가 없는지 살펴보아야 할 필요가 있는 것으로 드러났다. 한편, 서울의 경제개발비는 지역 소득과 별다른 관계를 갖지 않는 것으로 나타난 반면 사회개발비는 양방향의 동태적 인과관계를 갖는 것으로 나타났기에, 향후 서울 지역경제의 성장을 위해 사회개발비 집행을 효율화하고 장기적 관점의 계획적 지출이 필요할 것으로 보인다.

주제어 : 지역경제, 인과관계, 사회개발비, 경제개발비, 케인즈 모형, 바그너 가설

**ABSTRACT** : Local income of Seoul is growing in every year and so is its level of local public expenditure expanding. Especially Social Development Expenditure of Seoul has been increasing at a rapid rate during the 2000s than ever before. This thesis analyzes the relationships between local public expenditure(such as Social Development Expenditure and Economic Development Expenditure) and local income(G.R.D.P. per capita and local tax per capita i.e.) of Seoul. Keynesian model and Wagner hypothesis are estimated in order to analyze a dynamic causality of public expenditure and local income in Seoul. The results of estimation indicated that Wagner hypothesis could be more comprehensible to the relationship between local public expenditure and local income of Seoul. Therefore, in the long-run, the increase of Seoul's economic growth is leading the expansion of Seoul's local public expenditure(especially Social Development Expenditure).

\* 본고의 심사과정에서 유익한 심사평을 해 주신 익명의 심사위원들께 감사드리며, 본고의 내용에 대한 책임은 전적으로 저자에게 있음을 밝힙니다.

\*\* 순천대학교 지역개발연구소 학술연구교수(MOEHRD-KRF Research Professor, Center for Regional Development, Suncheon National University).

Thus, it is essential to look closely into local public expenditure, especially Social Development Expenditure of Seoul in order to prevent irresponsible financial policy. On the other hand, Economic Development Expenditure of Seoul had little to do with local income, but Social Development Expenditure of Seoul had a positive relationship with local economy. According to this analysis, it is necessary to spend local public expenditure which will be consistent with a long-run program.

**Key Words** : local economy, dynamic causality, social development expenditure, economic development expenditure, keynesian model, wagner hypothesis

## I. 서론

서울은 한국 경제에서 매우 독특한 위치를 차지하고 있다. 전국에서 가장 인구밀도가 높고, 많은 인구와 경제력이 집중되어 있으며, 지방정부 차원에서 보자면 높은 재정자립도를 유지하고 있어서 다른 자치단체와 다르게 재정 운용의 자율성이 높은 지역이다.

재정자립도가 높은 지방정부가 지역주민의 의사를 반영하여 지방재정을 운용할 때, 지방자치제의 본래 취지를 살리면서 경제의 효율성을 높이고 경제성장을 이룩할 수 있을 것이다. 그러나 지방정부가 지역주민의 필요나 지역 기업의 요구에 따라 움직이지 않는다면, 지방재정의 운용이 방만해지고 낭비가 발생할 수 있다. 특히 재정자립도가 높은 지역의 자치단체는 중앙정부의 견제가 상대적으로 약하기 때문에 이러한 가능성이 더욱 높아지게 된다. 즉, 재정자립도가 높은 지역일수록 지방재정의 운용에 대하여 분석하고 평가하는 과정을 통하여 지속적인 관심을 기울여야 할 것이다.

그런데 2000년대 들어 서울의 세출 증가세가 두드러지고 있다. 이러한 경향은 국가 재정과 비교해 보아도 나타나는 현상이다. 특히 서

울의 경제개발비 비중은 줄어들고 있으나 사회개발비가 국가 재정의 사회개발비보다 훨씬 빠른 속도로 증가하고 있다. 서울의 GRDP 대비 일반회계 세출의 2000년대 평균 증가율은 사회개발비가 14.14%, 경제개발비가 -7.02%이다. 한편 동 기간 동안 GDP 대비 국가 일반회계 세출의 증가율은 사회개발비가 4.49%, 경제개발비가 -1.94%로 나타나고 있다. 이렇게 본다면 서울의 사회개발비는 소득 대비 증가율이 국가 세출의 소득 대비 증가율을 훨씬 상회하고 있는 것을 알 수 있다. 이런 경향은 서울의 경제개발비 지출을 사회개발비로 돌리면서 사회개발비 증가가 두드러지고 있는 것을 나타내는 것이다. 그렇다면 서울의 세출 중에서도 사회개발비 지출 활동에 대하여 더욱 관심을 가질 필요가 있을 것이다.

이에 본고는 서울의 사회개발비를 포함한 세출 운용과 지역경제의 동태적 인과관계를 검증하고자 한다. 구체적으로는 케인즈 모형과 바그너 가설에 입각하여 서울시의 사회개발비와 경제개발비라는 양대 세출과 1인당 지역내 총생산과 1인당 지방세를 대리변수로 하는 지역소득 사이의 인과관계를 패널자료와 시계열자료로 검증하는 방법을 사용하였다. 이러한

시도는 선행연구를 통하여 몇 번 시도되었으나, 서울과 같은 특정 자치단체를 대상으로 하면서 세출 총액이 아닌 관별 세출자료를 활용한 연구는 거의 없었다. 따라서 본고는 다른 지역에 비해 재정자립도가 높아 재정 운용의 자율성이 상대적으로 더 큰 서울을 대상으로, 케인즈 모형과 바그너 가설 중 어느 모형이 더 설득력이 있는지 검증하자 한다. 이런 시도는 서울시의 세출 활동에 대한 정책적 시사점뿐만 아니라 여타 자치단체 및 중앙정부에게도 정책 수립과 집행에 시사점을 제공할 것이다.

본고의 구성은 다음과 같다. II장에서는 지역경제의 순환과정 속에서 나타나는 케인즈 모형과 바그너 가설의 이론적 구조 및 선행연구를 검토한다. III장과 IV장에서는 특별시·광역시를 아우르는 패널자료와 특별시만을 대상으로 하는 시계열자료를 대상으로 회귀분석과 시차분석을 시도하여 지방세출과 지역소득 사이의 동태적 인과관계를 검증한다. 마지막으로 V장에서는 요약과 함께 결론을 도출한다.

## II. 지역경제의 순환과정과 선행연구

지방세출과 지역경제의 성장은 순환과정 속에서 서로 영향을 주고받는 관계를 가진다. 이런 순환과정을 이산적(離散的)으로 나누어 본다면 케인즈 모형(Keynesian Model)과 바그너(Wagner) 가설의 이론적 구조가 등장한다.

케인즈 모형의 이론적 구조가 설명력을 가지는 부분(이하 케인즈 구간)은 지방세출 증가가 지역경제 성장을 가져오는 부분이다. 지방정부가 경상적·소비적 경비를 줄이고 투자

적 경비를 증가시키며, 지역주민의 의사를 수렴하여 지역에 필요한 지방세출을 더 많이 지출한다면, 지역경제의 생산기반이 튼튼해지고 생산성이 향상되어 시간이 흐른 후 지역경제의 소득 수준이 증가하게 된다. 한편 지방세출의 대부분이 경상적 경비이거나 지역주민이 원하지 않는 경비라면 이러한 경제성장은 둔화되거나 오히려 지역경제가 쇠퇴하게 될 것이다.

... → 지역소득 증가 → 지방세 징수 증가
→ 지방세출 증가(투자적 지출 및 경상적 지출 증가)
(바그너적 관계가 나타나는 구간)
→ 투자적 지출 증가 → 지역경제의 생산기반 향상
→ 지역경제 활성화 → 지역소득 증가 → ...
(케인즈적 관계가 나타나는 구간)

<그림 1> 지역경제의 순환과정과 바그너 가설 및 케인즈 모형

바그너 가설이 설득력을 가지는 부분(이하 바그너 구간)은 지역경제의 성장으로 인해 새로운 정부활동이 끊임없이 추가되고 기존의 정부활동이 확충됨에 따라 재정지출이 증대하는 부분이다. 그런데 경제성장에 따라 지방세출이 증가하는 부분은 다시 두 부분으로 나뉜다. 즉, 지방정부의 일상적 재정활동에 필요한 인건비, 물건비 및 민간경제에 대한 단순한 이전경비를 포함하여 경상적 경비가 증가하는 부분과, 지역경제의 생산기반 확충을 위한 투자적 경비가 증가하는 부분으로 나눌 수 있는 것이다. 일반적으로 경상적 경비가 증가할수록 지방재정의 경직성이 커지고 재정운용이 비탄력적이 되어 여러 부작용을 낳는 것으로 알려

져 있다. 바그너 구간에서 지방세출이 큰 폭으로 증가한다면, 투자적 경비뿐만 아니라 경상적 경비도 증가할 것이므로, 바그너 구간의 지방세출 증가는 어떤 경비가 더 크게 증가하였는지를 통하여 가치판단을 내려야 할 것이다.

한국에서 각 지역경제를 대상으로 이루어진 선행연구를 보면, 대부분 케인즈 모형과 바그너 가설이 모두 받아들여지고 있다. 그렇다면 서울의 경우에도 세출 증가가 소득 증가를 가져오는 케인즈적 관계와, 소득 증가로 인해 세출이 증가하는 바그너적 관계가 모두 성립할 것으로 예측할 수 있다. 그러나 선행연구에서는 모형과 분석대상 지역 및 분석방법에 따라 바그너적 관계가 주도적으로 나타나거나 케인즈적 관계가 주도적으로 나타나는 등 엇갈린 결과를 제시하고 있다.

지방세출과 지역경제 사이의 인과관계에 관한 해외문헌은 주만수(2001)에 잘 정리되어 있다. 대표적으로 시계열 자료를 사용하여 특정국가에서의 재정지출과 국민소득사이의 인과관계를 분석한 연구로는 Sahni and Singh (1984), Afxentiou and Serletis(1991), Holmes and Hutton(1990) 등을 들 수 있고, 횡단면 자료, 혹은 패널자료로 분석한 연구로는 Ram (1986), Hsieh and Lai(1994) 등을 들 수 있다.

지역경제 차원에서 지방세출과 지역경제 성장을 연구한 국내문헌으로는 노근호 외(1995), 주만수(2001), 오병기(2001), 오병기(2005a), 오병기·김대영(2005) 등이 있다. 노근호 외(1995)의 인과관계 분석을 보면 한국의 지역경제에서 케인즈 모형과 바그너 가설이 모두 성립하나, 그 중에서도 케인즈 모형이 좀 더

주도적인 것으로 나타났다. 주만수(2001)는 1972년부터 1996년까지의 연간자료를 이용하여 정부를 형태별로 분류하고 한국 중앙정부 및 지방정부의 재정지출과 국민소득간의 인과관계를 검정하였다. 분석 결과, 중앙정부의 경우 부분적으로 국민소득과 정부지출 간에 양방향의 인과관계(케인즈 모형과 바그너 가설)가 존재하며 지방정부의 경우 대체적으로 바그너 가설이 더욱 설득력 있는 것으로 나타났다. 오병기(2001) 및 오병기(2005a)의 교육 및 문화비 패널 시차분석, 오병기·김대영(2005)의 사회개발비 패널 시차분석 등은 주로 케인즈 모형에 입각하여 지방세출이 지역경제의 소득 증가에 기여하는 정도를 경험적으로 분석하였다.

지방세출과 지역경제에 관한 선행연구는 분석방법과 분석기간에 따라 상이한 결과를 보여주고 있다. 일반적으로 90년대 이전 자료를 활용한 연구들의 경우, 지방세출이 지역경제 성장에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나 케인즈 모형의 설득력이 낮게 나타나, 90년대 이후 자료를 이용한 연구에서는 반대로 지방세출, 특히 투자적 경비(자본적 지출)가 지역경제 성장에 상당한 영향력을 미치는 것으로 드러났다. 본고는 이러한 상이한 분석 결과를 감안하여 1970년부터 2002년까지의 자료, 즉 지방자치제 실시 전후를 모두 포함한 패널 자료와 시계열 자료를 바탕으로 케인즈 모형과 바그너 모형을 검증할 것이다.

### III. 패널자료 분석

#### 1. 자료 선정과 가공 방법

본고는 분석대상 지역으로 패널분석에서는 서울특별시를 비롯한 6개 특별시·광역시<sup>1)</sup>를 선택하였으며, 시계열 분석에서는 서울시 자료만을 선택하였다. 패널분석은 시계열분석만으로 얻을 수 없는 추가적 정보를 얻기 위해 시행하였다. 즉, 현재 얻을 수 있는 서울시의 세입, 세출 및 소득 등의 시계열자료가 매우 제한적이기 때문에 추정결과와 신뢰성을 얻기 힘들다는 문제를 극복하기 위해 횡단면 자료를 추가한 패널분석을 병행하였는데, 이 때 추가한 횡단면 단위는 서울과 도시적 특성이 유사한 광역시로만 한정하고 도 지역은 배제하였다.

분석 기간은 패널분석의 경우 1996년부터 2004년까지, 시계열 분석의 경우 1970년부터 2002년까지이다. 패널분석의 변수 당 관측치는 54개이며 시계열 분석의 변수 당 관측치는 33개이다. 패널분석에서 시발점을 1996년으로 잡은 이유는 지방세출 변수의 일관성을 확보하기 위한 것이며, 현재와 같은 지방세출 추계방

식이 적용된 첫 해가 1996년이기에 이 해를 시발점으로 선택하게 되었다. 한편 시계열분석의 경우, 지방세출 자료의 일관성을 확보하기에는 시계열의 길이가 지나치게 짧기에, 추계방식의 변화와 상관없이 시발점을 1970년으로 잡았다.

분석을 위해 선정한 변수는 소득을 나타내는 변수로서 1인당 지역내총생산과 1인당 지방세,<sup>2)</sup> 지방세출(지역공공재)을 나타내는 변수로서 사회개발비와 경제개발비를 선택하였다. 패널분석에서 이용한 지역내총생산 자료는 통계청 자료이며, 시계열분석에서 이용한 지역내총생산 자료는 허문구 외(2004)의 자료이다. 그리고 지방세는 일반회계 결산 자료이며 광역자치단체 본청 자료이다.

사회개발비와 경제개발비는 전체 세출의 70%를 넘게 점유하고 있고 오병기(2001), 오병기·김대영(2005)에 따르면 투자적지출로서 지역공공재의 성격을 대표하고 있다.<sup>3)</sup> 이들 지방세출 자료는 광역자치단체 본청 자료만을 대상으로 분석하였으며 일반회계 결산 자료이다.<sup>4)</sup> 지방세출 자료는 지역공공재라는 관점에서 총량 자료를 사용하였으나 GRDP 및 지방세는 소득의 대리변수라는 관점에서 통계청의 추계인구를 이용하여 1인당 자료로 환산한 후

- 
- 1) 울산광역시도 관찰 기간이 충분하지 않아 제외하였다. 따라서 패널분석에서 투입한 지역은 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전 등이다.
  - 2) 우리나라의 지방세는 특히 경기에 민감하게 반응하기에 많은 선행연구에서 지역소득의 대리변수로 사용하고 있다. 따라서 본고에서도 GRDP와 함께 지방세 역시 지역소득의 대리변수로서 추가하여 분석하였다.
  - 3) 케인즈 모형의 경우, 투자적 경비의 증가가 지역소득을 증가시키는 과정을 나타내는 것이라고 볼 수 있다. 따라서 본고에서는 세출 총액이 아니라 사회개발비와 경제개발비만을 대상으로 하는 것이 바람직하다 판단하여, 이 두 세출만을 분석 대상으로 삼았다. 덧붙여 통계 분석과 관련하여 세출 총액의 시차는 개별적인 투자적 경비의 시차보다 낮게 나타나기에, 분석 대상의 적합성을 보더라도 개별 세출을 대상으로 분리하여 분석하는 것이 통계적 유의성을 높일 수 있다.
  - 4) 그런데 우리나라의 지방세출 추계는 시기별로 다른데, 가령 사회개발비의 경우 1983년까지는 사회복지비, 1995년까지는 사회복지비와 문화및체육비, 1996년 이후에는 사회개발비로 추계되었다. 경제개발비 역시 1985년까지는 공익사업비와 산업경제비, 1995년까지는 산업경제비와 지역개발비, 1996년 이후에는 경제개발비로 추계되어 왔다. 따라서 본고에서는 시계열의 일관성을 위해 과거자료는 성격상 최근 자료와 가장 유사한 자료를 선택하여 분석에 활용하였다.

분석에 투입하였다.<sup>5)</sup> 각 지방세출 자료는 GRDP 디플레이터를 이용하여 불변가치로 재조정하여 분석하였다. 따라서 분석에 활용한 모든 화폐금액 자료는 2000년 기준 불변가격 자료이다. 분석에 앞서 모든 자료는 로그 변환하였으며, 분석에는 EViews 5.1을 이용하였다.

## 2. 이론 및 패널분석 모형

이 장에서는 패널자료를 이용하여 특별시·광역시를 대상으로 케인즈 모형과 바그너 모형을 추정한다. 그런데 패널자료의 시계열 길이가 충분하지 않기에 패널 시차분석을 시행하기는 힘들다. 마찬가지로 이유로 패널 단위근 검정이나 공적분 검정도 의미가 없기에 시행하지 않는다.

케인즈 모형은 전통적으로 다음과 같이 공공지출 증가가 소득을 성장시킨다는 식으로 정의된다.<sup>6)</sup>

$$Y = f(G)$$

여기서  $Y$ =지역 소득,  $G$ =지방세출

반면 바그너 모형은 경제가 발전하면서 소득이 증가하고, 이에 따라 지방세출이 증가한

다는 관계를 가정하고 있다.

$$G = f(Y)$$

이 장의 패널분석에서는 이러한 단순한 함수를 바탕으로 사회개발비나 경제개발비 등의 지방세출이 1인당 지역내총생산 및 1인당 지방세를 유의하게 증가시키는지(케인즈 모형), 혹은 1인당 지역내총생산 혹은 1인당 지방세 증가가 지방세출을 유의하게 증가시키는지(바그너 모형) 검증한다.

패널분석의 경우 계량적으로 고정효과모형과 확률효과모형이 많이 활용되고 있다. 본고의 경우 두 모형을 모두 분석하되, Hausman 검정 결과를 바탕으로 두 모형 중 한 모형의 추정결과만을 제시한다. 이에 따라 각각의  $\chi^2$  통계량을 바탕으로 어떠한 모형의 추정결과인지를 표시하였다.

## 3. 케인즈 모형

<표 1>은 케인즈 모형을 바탕으로 패널자료를 이용하여 회귀분석을 시행한 결과이다. 분석 결과 공통적인 특징은 사회개발비 증가가 경제개발비 증가보다 지역소득에 더 큰 영향

5) 전통적인 케인즈 모형의 경우 총량자료를 이용하여야 하나, 첫째, 우리나라 광역자치단체의 GRDP는 지역간 절대적 격차가 크기에 소득의 대리변수로 활용하기에 부적합한 반면 1인당 GRDP는 상대적으로 그러한 격차가 작고 지역주민의 소득수준이나 후생수준을 나타내는 데 더 적합하다는 이유와, 둘째, GRDP 자료는 기초분석에서 1인당 GRDP보다 안정성이 떨어진다는 이유 때문에 본고에서는 GRDP와 지방세의 절대 금액이 아니라 1인당 GRDP와 1인당 지방세를 사용하였다. 한편 바그너 가설의 경우 총량 변수이나 1인당 변수이냐에 대하여 명확히 구분하지 않았기에(우명동, 2002: 256) 연구자에 따라 GRDP 총량 변수를 사용하거나 혹은 1인당 GRDP 변수를 사용할 수 있다. 이에 따라 본고에서는 케인즈 모형과 바그너 모형 모두에서 지역소득은 1인당 변수를 사용하기로 한다.

6) 이하의 내용은 노근호 외(1995)를 따른 것이다. 노근호 외(1995)는 그랜저 인과관계 분석을 통하여 두 모형을 검증하였다. 반면 본고는 패널 회귀분석 및 시차분석으로 두 모형을 검증하고자 한다(노근호 외, 1995: 49).

을 주었다는 것이다. 즉 종속변수로 1인당 GRDP를 선택한 모형에서 사회개발비의 계수는 0.207인 반면 경제개발비의 계수는 0.161이며, 종속변수로 1인당 지방세를 선택한 모형에서도 사회개발비의 계수(0.514)가 경제개발비의 계수(0.214)보다 크게 나타났고 통계적으로도 유의하게 나타났다.

<표 1> 케인즈 모형의 패널분석 결과

종속변수 설명변수	1인당 GRDP		1인당 지방세	
	계수	t통계량	계수	t통계량
상수	10.521***	15.950	-1.059	-0.884
사회개발비	0.207***	8.534	0.514***	11.660
조정된 $R^2$	0.578		0.849	
Hausman 검정 ( $\chi^2$ 통계량)	0.466 (확률효과모형)		18.827 (고정효과모형)	
상수	11.801***	8.862	7.139***	4.410
경제개발비	0.161***	3.255	0.214***	3.558
조정된 $R^2$	0.156		0.183	
Hausman 검정 ( $\chi^2$ 통계량)	0.001 (확률효과모형)		0.013 (확률효과모형)	

주 : \*\*\*는 유의수준 1%에서 계수가 유의함을 뜻함.

이와 같은 분석 결과는 우리나라 도시 자치단체인 특별시·광역시에서 1996년 이후 경제개발비보다 사회개발비가 지역소득에 더 크고 긍정적인 영향을 미쳤다는 것을 뜻한다. 90년대 후반부터 사회개발비가 꾸준히 증가하며, 문화 복지 수요가 증대하고 있기에 이런 추정 결과가 도출되었을 것이다. 따라서 향후 우리나라 도시 자치단체의 지속적인 성장을 위해서는 사회개발비의 양적·질적 향상을 도모해야 할 것이다.

또한 이 분석결과는 우리나라 도시 자치단체에서 케인즈 모형이 성립한다는 것을 뜻하

기도 한다. 설명변수인 사회개발비와 경제개발비의 계수가 모두 양이었으며 통계적으로도 유의하게 나타났기 때문이다.

#### 4. 바그너 모형

<표 2> 바그너 모형의 패널분석 결과

종속변수 설명변수	사회개발비		경제개발비	
	계수	t통계량	계수	t통계량
상수	-18.286***	-3.436	12.803***	2.670
1인당 GRDP	2.817***	8.550	0.876***	2.952
조정된 $R^2$	0.580		0.125	
Hausman 검정 ( $\chi^2$ 통계량)	0.196 (확률효과모형)		1.886 (확률효과모형)	
상수	8.509***	5.318	24.211***	12.777
1인당 지방세	1.446***	11.660	0.211	1.439
조정된 $R^2$	0.957		0.925	
Hausman 검정 ( $\chi^2$ 통계량)	5.725 (고정효과모형)		9.119 (고정효과모형)	

주 : \*\*\*는 유의수준 1%에서 계수가 유의함을 뜻함.

<표 2>는 바그너 모형의 분석 결과를 요약한 것이다. 종속변수로 사회개발비를 선택한 모형의 경우 1인당 GRDP의 계수는 2.817, 1인당 지방세의 계수는 1.446으로서, 우리나라 도시 자치단체에서는 소득의 증가가 사회개발비를 큰폭으로 증가시킨 것을 알 수 있다. 한편 종속변수가 경제개발비인 모형의 경우 1인당 GRDP의 계수는 0.876, 1인당 지방세의 계수는 0.211(유의하지 않음)로서, 양의 계수이기는 하나 도시 자치단체의 소득 증가는 사회개발비만큼 경제개발비를 증가시키지 않는 것으로 나타났다.

이상의 분석 결과는 우리나라 도시 자치단체에서 케인즈 모형뿐만 아니라 바그너 가설도

설득력을 가지는 것을 뜻한다. 종속변수로 경제개발비를, 설명변수로 1인당 지방세를 선택한 모형을 제외한다면, 설명변수인 1인당 GRDP와 1인당 지방세의 계수가 대부분 유의하게 양의 값을 가진 것으로 나타났기 때문이다.

이상의 패널분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 우리나라 도시 자치단체에서는 케인즈 모형과 바그너 모형이 모두 성립하는 것으로 나타났다. 이와 같은 분석 결과는 노근호 외(1995)나 주만수(2001) 등과 부분적으로 일치하는 것이다. 둘째, 주만수(2001)의 결론처럼 본고의 패널분석 결과, 케인즈 모형보다는 바그너 모형이 더 주도적인 것으로 나타났다. 이것은 각 설명변수의 계수를 비교해보면 알 수 있다. 즉, 사회개발비를 종속변수로 한 모형(바그너 모형)에서 설명변수의 계수는 2.817(1인당 GRDP), 1.446(1인당 지방세)인 반면 사회개발비가 설명변수인 모형(케인즈 모형)에서 그 계수는 각각 0.207(종속변수 : 1인당 GRDP)에서 0.514(종속변수 : 1인당 지방세)에 지나지 않는 것으로 나타났다. 이것은 경제개발비가 포함된 모형의 경우에도 성립한다.

따라서 우리나라 도시 자치단체에서는 지방 세출 증가가 소득 증가를 가져오는 케인즈적

관계가 존재하기는 하지만, 소득 증가가 지방 세출 증가를 가져오는 바그너적 관계가 상대적으로 더욱 주도적이라 할 수 있으며, 이것은 사회개발비를 포함한 모형에서 더욱 두드러지게 나타나고 있다. 이하에서는 서울시의 시계열 자료를 이용하여 추가적으로 시차분석을 시행하여 패널분석과 동일한 결과를 얻을 수 있는지 확인하도록 한다.

#### IV. 시계열자료 분석

##### 1. 기초 분석

이 장에서는 서울시의 시계열 자료만을 대상으로 케인즈 모형과 바그너 모형을 추정하고자 한다. 그런데, 시계열 자료는 대부분 단위근을 갖기 때문에 시계열 자료를 이용하기 위해서는 안정성 확보 차원에서 몇 단계의 차분을 해야 하는 경우가 많다. 따라서 시계열 자료가 안정적인지 여부가 중요하며, 만약 시계열 자료가 불안정하다면 몇 단계의 차분으로 안정성을 확보하는지 알아야 한다.

본고는 단위근 검정 방법으로 ADF(Augmented Dicky Fuller)검정과 PP(Phillips-Perron)검정

<표 3> 각 변수의 단위근 검정 결과

	사회개발비		경제개발비		1인당 GRDP		1인당 지방세	
	수준	1차차분	수준	1차차분	수준	1차차분	수준	1차차분
Augmented DF 검정	0.762	-6.106***	2.451	-6.303***	-1.560	-5.477***	0.016	-4.508***
Phillips-Perron 검정	-1.400	-4.542***	-0.863	-8.001***	-1.982	-5.475***	0.285	-4.690***
ADF 검정 임계값 1%	-3.738	-3.711	-3.753	-3.679	-3.670	-3.679	-3.670	-3.700
PP 검정 임계값 1%	-3.670	-3.679	-3.670	-3.679	-3.670	-3.679	-3.670	-3.679

주 : 각 수치는 t값 및 조정된 t값을 나타내며 \*\*\*는 유의수준 1%에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각됨을 뜻함.



을 동시에 시행하였다. 각 단위근 검정의 시차는 아카이케의 정보기준값(Akaike Information Criterion; AIC)에 따라 선택하였다. 사회개발비, 경제개발비, 1인당 GRDP, 1인당 지방세에 대한 수준변수의 단위근 검정 결과, 1% 유의수준에서 단위근의 존재를 부인할 수 없었다. 이에 따라 1차차분변수에 대하여 재차 단위근 검정을 실시한 결과, 모든 1차차분변수에서 단위근의 존재를 1% 유의수준에서 기각하는 것으로 나타났다. 따라서 수준변수를 분석에 활용하기 위해서는 공적분 검정을 필히 수행하여야 하는 것으로 나타났기에 공적분 검정을 통하여 추가적으로 시계열의 안정성을 검증하였다.

공적분 검정 방법으로는 최근에 다변량 시계열분석에 의한 요한슨 공적분검정(Johansen's Cointegration Test)이 다른 어떤 공적분 검정 방법보다 우월한 것으로 인정되어 널리 사용되고 있다. 본고에서도 요한슨의 공적분 검정법에 따라 공적분 검정을 시행하였다.

본고에서는 서울의 1인당 지역내총생산과 1인당 지방세, 사회개발비 및 경제개발비에 대하여 소득의 대리변수와 지방세출 변수를 각각 하나씩 포함한 그룹별 공적분 검정을 시행하였다. 공적분 검정을 시행하기 앞서서 각 변

수의 부분자기상관함수(PACF)를 확인해 본 결과, 모든 변수가 1차의 자기회귀함수 형태를 가지고 있는 것으로 나타나 본고의 공적분 검정도 1차의 시차를 대상으로 시행하였다. 또한 시차 길이의 강건함(robustness)을 확보하기 위해 최소 시차에서 2차까지 늘려 공적분 검정을 시행하였다. 이 때, 공적분벡터의 선형 추세는 제외하고 상수항만을 고려하여 공적분 검정을 시행하였다.

<표 4>는 요한슨 공적분검정법으로 실시한 각 변수 그룹의 공적분 검정 결과를 요약한 것이다. 검정 결과를 보면, 사회개발비가 포함된 그룹은 모두 1개 이상의 공적분벡터가 존재하는 것으로 나타났다. 반면에 경제개발비를 포함한 그룹은 5% 유의수준에서 공적분벡터가 단 하나도 존재하지 않는 것을 알 수 있다. 따라서 시차분포모형을 이용한 분석에서 사회개발비를 포함한 모형은 수준변수를 이용하여 분석할 수 있으나, 경제개발비를 포함한 모형은 1차차분변수를 이용하여 분석해야만 하는 것으로 나타났다.

## 2. 계량모형 및 이론

시계열 자료를 이용한 분석으로 널리 활용

<표 4> 2개 변수별 공적분 검정 결과

변 수 모 형	1인당 GRDP, 사회개발비		1인당 GRDP, 경제개발비		1인당 지방세, 사회개발비		1인당 지방세, 경제개발비	
	Trace	Max-Eigen	Trace	Max-Eigen	Trace	Max-Eigen	Trace	Max-Eigen
VAR(1)	1	1	0	0	1	1	0	0
VAR(2)	2	2	0	0	2	2	0	0
VAR(3)	1	1	0	0	1	1	0	0

주 : 각 수치는 유의수준 5%에서 존재하는 공적분벡터의 수를 뜻하며, 임계치는 Osterwald-Lenum(1992)을 참조.

되고 있는 방법으로는 VAR, VECM, 다항시차분포모형(PDLM) 등을 들 수 있다. 본고의 경우, VAR이나 VECM으로 충격반응함수 등을 도출하는 방법보다는 다항시차분포모형을 이용하려 한다. 그 이유는 본고의 분석에 활용할 시계열 자료가 비교적 짧은 기간의 자료이기에 VAR이나 VECM을 활용하기에 무리가 있기 때문이다. 반면 다항시차분포모형을 이용한다면 비록 시계열의 길이가 짧더라도 시계열 자료 사이의 동태적 변화를 알기 쉽다. 따라서 이하에서는 다항시차분포모형을 이용하여 서울시의 세출과 지역 소득 사이의 동태적 인과관계를 검증하도록 한다.

일반적인 자기회귀모형과 달리 다항시차분포모형은 설명변수에 후행 종속변수를 포함하지 않고 독립변수의 후행 항만을 포함한다. 본고의 시차분포모형 중에서 케인즈 모형은 식 (1), 바그너 모형은 식 (2)와 같은 형태를 띤다.

$$\ln Y_t = \alpha_1 + \beta_{10} \ln G_t + \beta_{11} \ln G_{t-1} + \dots + \beta_{1k} \ln G_{t-k} + \varepsilon_{1t} \quad \text{케인즈 모형} \quad (1)$$

$$\ln G_t = \alpha_2 + \beta_{20} \ln Y_t + \beta_{21} \ln Y_{t-1} + \dots + \beta_{2k} \ln Y_{t-k} + \varepsilon_{2t} \quad \text{바그너 모형} \quad (2)$$

여기서,  $Y$ : 지역 소득,  $G$ : 지방 세출

$$\beta_{1j} = \gamma_{11} + \gamma_{12}(j - \bar{c}) + \gamma_{13}(j - \bar{c})^2 + \dots + \gamma_{1p+1}(j - \bar{c})^p, \quad j=0,1,2,\dots,k \quad (3)$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{21} + \gamma_{22}(j - \bar{c}) + \gamma_{23}(j - \bar{c})^2 + \dots + \gamma_{2p+1}(j - \bar{c})^p, \quad j=0,1,2,\dots,k \quad (4)$$

여기서,  $\bar{c}$ 는 다음과 같이 미리 설정된 상수항

$\bar{c} = k/2$ :  $k$ 가 짝수일 때

$\bar{c} = (k-1)/2$ :  $k$ 가 홀수일 때

$\varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } (0, \sigma_\varepsilon^2)$

이때 계수  $\beta$ 는 지방세출이 지역 소득에 미치는 시차적 효과(케인즈 모형)와 지역 소득이 지방세출에 미치는 시차적 효과(바그너 모형)를 나타내는데, 충격승수로 알려져 있다. 그리고  $\sum \beta$ 는 장기승수 혹은 총승수라고 한다. 시차분포모형에서 후행계수는 시차가 무한대로 수렴할 때 0이 되어야 하지만, 그렇다고 장기 시차변수의 계수가 단기 시차변수의 계수보다 반드시 작은 것은 아니다. 오히려 어떤 경우에는 장기 시차변수의 계수가 단기보다 클 수도 있다.

충격승수의 경우 시차에 따라 다양한 양상을 보인다. 가령 거시경제모형의 통화창출과정에서 충격승수는 순차적으로 줄어들면서 궁극적으로는 0에 수렴하게 된다. 한편 투자기출이 국민소득에 미치는 영향을 충격승수로 표시한다면, 투자가 궁극적인 효과를 발휘하는 시점까지 국민경제에 미치는 동태적 영향이 미미하거나 부정적인 반면 투자의 효과가 발휘되는 시점부터는 충격승수가 점차 커지며 그 영향이 긍정적으로 바뀌게 된다. 예를 들어 특정 지역에서 문화예술회관을 건설하거나 의료보건시설, 체육관 시설 등을 건설하는 상황을 시

차분포모형으로 분석한다면, 이러한 시설이 완공될 때까지 투입되는 지출은 단기적으로 그 지역의 소득 증가나 생산 증가에 큰 영향을 미치지 못하지만, 시설이 완공된 후 지역주민이 이용하기 시작하면 그 지역의 후생 수준을 증가시키면서 양의 충격승수를 보일 것이다. 따라서 본고의 시차분포모형의 경우에도 케인즈 모형에서 사회개발비나 경제개발비와 같은 지역공공재에 투입되는 지방세출 금액은 단기에 지역 소득에 그다지 큰 영향을 주지 않아서 시차변수의 계수가 크지 않거나 음이지만 장기에는 양으로 반전되는 양상을 보일 것으로 예측할 수 있다.<sup>7)</sup>

시차분포모형의 경우 독립변수인 시차변수의 현재값과 과거값이 강한 상관성을 가질 수 있는데, 이 경우 명목다항시차변수(PDLs)를 모형 내에 삽입함으로써 다중공선성의 문제를 피할 수 있다. 즉,  $p$ 차 명목다항시차분포모형은 계수  $\beta$ 에 식 (3), 식 (4)와 같은 제약을 가하는 것이다. 여기서 설정된 상수항  $\bar{c}$ 는 공선성 문제를 피하기 위한 것일 뿐  $\beta$  추정치에 영향을 주지는 않는다.<sup>8)</sup>

다항시차분포모형의 분석은 시차길이와 명목다항식의 차수에 따라 상이한 추정결과를 보여준다는 약점이 있다. 본고의 경우 이러한 다항시차분포모형의 약점을 극복하기 위해, 시차길이는 일반적으로 많이 활용되고 있는 방

법으로서 아카이케의 정보기준값(AIC)과 슈바르츠의 정보기준값(SC)을 최소화하는 모형을 선택하였다.<sup>9)</sup> 따라서 모형에 따라 시차분포모형의 최적 시차가 다르게 나타나고 있다. 두 번째로, 명목다항식의 차수는 일반적으로 가장 많이 이용되는 2차와 3차 모형을 모두 분석하였다.<sup>10)</sup> 또한 실증분석 결과의 계수를 살펴볼 때, 좀 더 엄밀한 기준을 적용하여 10%, 5% 유의수준은 배제하고 1% 유의수준에서 신뢰할만한 계수만을 대상으로 살펴보도록 한다. 본고의 실증분석 결과를 참조할 때, 계수의 절대적 크기나 절대적 시차보다는 모형간 상대적인 차이점에 주목한다면 시차분포모형의 약점을 극복하면서 일정한 시사점을 얻을 수 있을 것이라 판단된다.

### 3. 케인즈 모형

<표 5>는 케인즈 모형에 기초하여 종속변수로는 지역 소득을 나타내는 1인당 GRDP와 1인당 지방세를, 설명변수로는 사회개발비와 경제개발비의 시차변수를 투입하여 추정한 결과를 요약한 것이다. 기초분석 결과에 따라 사회개발비가 포함된 모형은 수준변수로, 경제개발비가 포함된 모형은 1차차분변수로 추정하였다.

7) 오병기(2001), 오병기(2005a), 오병기·김대영(2005) 등에서 이런 경향을 확인할 수 있다.

8) 이상의 내용은 이홍재 외(2005), 이병락(역)(2003) 등을 참조.

9) 즉, 명목다항식의 시차  $k$  값을 결정하기 위해서 본고에서는 설정할 수 있는 가장 긴 시차의 모형부터 가장 짧은 시차를 가지는 모형까지 회귀 분석하여 AIC와 SC가 가장 작은 모형을 선택하였다.

10) 이 중 3차 다항식 모형의 결과는 통계적 유의성이 2차 다항식 모형의 결과보다 떨어지고 있기에 본고에서는 제시하지 않고 생략하였다.

&lt;표 5&gt; 케인즈 모형의 시차분포모형 추정 결과

시차	설명 변수	종속변수			
		1인당 GRDP		1인당 지방세	
		사회개발비	경제개발비 <sup>1)</sup>	사회개발비	경제개발비 <sup>1)</sup>
0		0.102(0.973)	-0.041(-0.832)	0.699(4.509)	0.031(0.283)
1		0.102(1.240)	-0.051(-1.287)	0.577(4.941)	0.104(1.256)
2		0.102(1.641)	-0.058(-1.417)	0.465(5.661)	0.167(2.286)
3		0.101(2.306)	-0.064(-1.319)	0.363(7.063)	0.222(2.722)
4		0.099(3.573)	-0.067(-1.213)	0.272(10.450)	0.268(2.705)
5		0.097(6.069)	-0.069(-1.145)	0.191(11.962)	0.305(2.574)
6		0.093(6.456)	-0.069(-1.111)	0.120(4.074)	0.333(2.438)
7		0.089(4.000)	-0.067(-1.108)	0.059(1.302)	0.352(2.316)
8		0.085(2.673)	-0.062(-1.127)	0.009(0.152)	0.362(2.207)
9		0.079(1.969)	-0.056(-1.150)	-0.031(-0.443)	0.363(2.105)
10		0.073(1.536)	-0.048(-1.097)	-0.061(-0.784)	0.355(2.005)
11		0.065(1.237)	-0.038(-0.829)	-0.080(-0.981)	0.339(1.901)
12		0.057(1.008)		-0.090(-1.079)	0.313(1.786)
13		0.049(0.818)		-0.089(-1.090)	0.278(1.651)
14		0.039(0.648)		-0.078(-1.008)	0.235(1.482)
15		0.029(0.482)		-0.056(-0.798)	0.182(1.258)
16		0.018(0.309)		-0.025(-0.390)	0.121(0.938)
17		0.006(0.116)		0.017(0.308)	0.050(0.454)
18		-0.006(-0.115)		0.070(1.264)	-0.029(-0.304)
19		-0.019(-0.403)		0.132(2.105)	-0.117(-1.381)
20		-0.033(-0.760)			-0.214(-2.422)
21		-0.048(-1.162)			
22		-0.064(-1.509)			
23		-0.080(-1.684)			
총승수		1.037(2.448)	-0.691(-1.486)	2.465(6.149)	4.021(1.844)
AIC		-3.550	-3.217	-3.020	-2.223
SC		-3.429	-3.018	-2.838	-2.061
D.W.		2.368	2.268	1.925	2.837

주 : 1) 1차차분변수를 이용하여 추정한 결과임.

2) 괄호 안은 t값을 나타내며, 음영으로 표시한 부분은 유의수준 1%에서 계수가 유의함을 뜻함.

추정 결과 종속변수와 다항식의 차수에 따라 차이는 있지만, 공통적으로 사회개발비의 시차가 경제개발비보다 길게 나타났고, 통계적 유의성도 높은 것으로 나타났다. 사회개발비는 집행된 후 최장 7년째(종속변수가 1인당 GRDP인 모형)까지 지역 소득에 긍정적 영향을 주는 것으로 나타났으나 경제개발비는 집행된 후 최장 3년째(종속변수가 1인당 지방세인 모형)

까지만 지역 소득에 긍정적 영향을 주는 것으로 분석되었다. 시차의 차이는 있으나, 패널분석과 마찬가지로 서울시의 사회개발비와 경제개발비는 지역 소득에 긍정적 영향을 주며, 따라서 케인즈 모형이 성립함을 알 수 있다.

이들 모형의 추정 결과를 종합적으로 고려해 본다면, 서울에서는 경제개발비보다 사회개발비가 지역 소득에 더 긴 시차를 두고 긍정적

인 영향을 주는 것을 알 수 있다. 이런 추정결과는 앞선 패널분석의 결과와도 일치하는 것이며, 오병기(2001), 오병기·김대영(2005)의 분석과 맥락을 같이하는 것이기도 하다. 추정된 각 모형의 총승수를 비교해 보아도, 사회개발비의 총승수는 대부분 통계적 유의성이 경제개발비의 총승수보다 높게 나타나고 있다.

결국, 서울에서 지역 소득에 긍정적 영향을 주는 세출은 경제개발비가 아니라 사회개발비인 것을 확인할 수 있다.

#### 4. 바그너 모형

<표 6>은 바그너 가설에 기초하여 종속변수

<표 6> 바그너 모형의 시차분포모형 추정 결과

설명 변수 시차	종속변수			
	사회개발비		경제개발비 <sup>1)</sup>	
	1인당 GRDP	1인당 지방세	1인당 GRDP	1인당 지방세
0	-0.289(-3.312)	0.734(9.410)	-0.917(-1.463)	0.829(2.205)
1	-0.256(-3.500)	0.595(9.387)	-0.477(-1.271)	0.935(2.276)
2	-0.223(-3.618)	0.467(9.294)	-0.165(-0.587)	1.016(2.224)
3	-0.188(-3.608)	0.349(9.037)	0.019(0.061)	1.074(2.129)
4	-0.153(-3.406)	0.241(8.366)	0.073(0.226)	1.108(2.024)
5	-0.118(-2.966)	0.144(6.683)	-0.001(-0.003)	1.117(1.921)
6	-0.081(-2.279)	0.058(3.244)	-0.203(-0.788)	1.102(1.819)
7	-0.044(-1.357)	-0.018(-0.995)	-0.535(-1.801)	1.063(1.718)
8	-0.006(-0.204)	-0.083(-4.041)	-0.995(-1.953)	1.000(1.612)
9	0.032(1.184)	-0.138(-5.770)		0.913(1.498)
10	0.072(2.734)	-0.182(-6.753)		0.802(1.366)
11	0.112(4.125)	-0.216(-7.351)		0.666(1.207)
12	0.152(4.906)	-0.239(-7.739)		0.507(1.003)
13	0.193(5.024)	-0.252(-7.999)		0.323(0.721)
14	0.235(4.780)	-0.254(-8.163)		0.115(0.301)
15	0.278(4.423)	-0.245(-8.229)		-0.117(-0.371)
16	0.321(4.065)	-0.226(-8.154)		-0.373(-1.459)
17	0.365(3.741)	-0.197(-7.814)		-0.653(-2.803)
18		-0.157(-6.924)		
19		-0.106(-5.031)		
20		-0.045(-2.047)		
21		0.027(1.031)		
22		0.109(3.283)		
23		0.202(4.713)		
24		0.305(5.614)		
총승수	0.403(5.551)	0.874(19.579)	-3.201(-1.554)	11.429(1.421)
AIC	-2.353	-4.339	-0.628	-0.974
SC	-2.159	-4.252	-0.431	-0.785
D.W.	1.992	3.021	1.816	2.220

주 : 1) 1차차분변수를 이용하여 추정한 결과임.

2) 괄호 안은 t값을 나타내며, 음영으로 표시한 부분은 유의수준 1%에서 계수가 유의함을 뜻함.

로는 각 지방세출을, 설명변수로는 1인당 GRDP와 1인당 지방세의 시차변수를 투입하여 추정한 결과를 요약한 것이다. 역시 기초분석 결과에 따라 사회개발비가 포함된 모형은 수준변수로, 경제개발비가 포함된 모형은 1차차분변수로 추정하였다.

바그너 모형의 추정 결과 역시 경제개발비가 포함된 모형보다 사회개발비가 포함된 모형의 통계적 유의성이 더 높게 나타나고 있다. 사회개발비를 종속변수로 한 모형의 경우, 1인당 GRDP나 1인당 지방세가 증가한 후 단기, 중기에는 사회개발비가 감소하지만 장기에는 사회개발비가 증가하는 경향이 있음을 보여주고 있다.<sup>11)</sup> 반면에 경제개발비를 종속변수로 한 모형에서는 지역 소득 증가가 경제개발비에 거의 영향을 주지 못하거나 오히려 감소시키는 것으로 나타났다. 이렇게 두 세출 사이에 시차가 차이 나는 이유는 각 세출의 증가추세와 무관하지 않을 것이다. 서론에서 언급했다시피 서울의 경제개발비는 감소하고 있으나 사회개발비는 증가하고 있으며, 이런 경향은 다른 광역시에서도 나타나는 현상이다. 따라서 소득 증가는 경제개발비보다 사회개발비를 증가시켰을 것이다.

사회개발비가 종속변수인 모형에서 지역 소

득의 증가는 최장 17년에서 24년 후에도 사회개발비를 증가시키는 것으로 나타났다. 반면 경제개발비가 종속변수인 모형의 경우, 지역 소득 증가는 서울의 경제개발비에 거의 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 설명변수로서 지역 소득의 대리변수를 무엇으로 하느냐에 따라 차이가 있기는 하나, 결과적으로 서울의 지역 소득 증가는 경제개발비보다 사회개발비 증가를 가져왔으며, 그 영향은 꽤 긴 시차를 가지는 것으로 보인다. 결국 서울시의 세출 중 사회개발비를 포함한 모형에서만 바그너 가설이 성립함을 알 수 있다. 따라서 앞선 패널분석이나 케인즈 모형의 시계열분석 결과까지 동시에 감안할 때, 서울에서는 사회개발비를 포함한 모형에서 케인즈 모형과 바그너 가설이 모두 성립하지만, 상대적으로 바그너 가설이 더욱 설득력이 있다는 것을 알 수 있다.

그런데 소득 증가에 따라 사회개발비가 장기적으로 증가한다는 것은 지역주민들이 꼭 필요로 하는 교육, 문화, 복지적 지출이나 자본적 지출만 증가하는 것을 의미하지는 않는다. 그 중에는 대부분이 이전경비로 이루어진 사회보장비의 증가뿐만 아니라, 인건비·물건비 등 경상적 경비의 증가도 포함되어 있기 때문이다. 오병기(2005b), 오병기·김대영(2005)을

11) 지역 소득의 증가가 단기적으로는 오히려 사회개발비를 감소시키지만 장기에는 증가시키는 양상을 보이는 이유에 대하여 ① 심리적 이유 ② 정보적 이유 ③ 제도적 이유 등을 생각할 수 있다(이홍재 외, 2005: 122~123). 즉, 지역 소득 증가 이후 곧바로 사회개발비가 증가하지 않는 것은 단기에 지역주민이나 자치단체가 이에 대해 즉각적으로 반응하지 않는 심리적 이유(소득 증가나 가격 변화 등에 즉각적으로 완전히 반응하지 않고 서서히 반응하는 경향), 소득 증가가 일시적인지 연속적인지 알 수 없기에(불완전 정보) 사회개발비 증가를 망설이는 정보적 이유, 기타 행정·재정 제도적 이유 때문이라고 할 수 있다. 행정·재정적 이유로는 지방세출의 경직성을 들 수도 있다. 즉, 우리나라 지방세출은 경직성이 강하기에 단기에는 쉽사리 변동하지 않는다는 특성이 있다(유태현, 2003: 224). 따라서 소득이 증가하고도 단기에는 사회개발비가 그다지 증가하지 않고, 시간이 흐른 후에야 증가한 것으로 추측된다. 마지막으로 오병기(2005c)의 분석결과를 감안한다면 서울의 소득증가는 서울의 사회개발비를 증가시키기보다 경기도의 사회개발비를 증가시키는 것으로 나타났다. 즉, 단기적으로는 서울의 소득증가가 경기도로 유출되는 효과가 크다는 것을 본고의 분석에서 간접적으로 확인할 수 있다.

보더라도 사회개발비의 경상적 경비가 최근 증가추세로 돌아선 것을 볼 수 있는데, 서울 지역에서 바그너적 관계가 주도적으로 나타났다는 본고의 분석 결과까지 감안한다면 서울의 지방세출 운용을 다시 한 번 점검해봐야 할 것이다.

종합적으로 본다면 서울의 경제개발비는 케인즈 모형과 바그너 가설이 대부분 성립하지 않아 동태적으로 인과관계가 없는 것으로 나타났다으나 사회개발비는 양방향의 인과관계가 존재하였다. 또한 사회개발비의 경우, 케인즈 모형보다 바그너 모형의 시차가 더 길기에 상대적으로 바그너 가설의 설득력이 높게 나타났다.

## V. 결론

서울과 같은 대도시 지역에서는 2000년대 들어 사회개발비가 크게 증가하고 있다. 반면 상대적으로 경제력이 뒤떨어지는 도 지역에서는 여전히 경제개발비가 높은 비중을 차지하고 있다. 이처럼 한국 광역자치단체 사이에서는 지방세출 집행 전략이 엇갈리고 있다.

서울의 경우 특히 다른 광역시·도보다 훨씬 빠르게 사회개발비가 증가하고 있다. 본고의 추정 결과, 사회개발비와 지역소득 사이에는 케인즈 모형이 성립하며, 따라서 서울의 사회개발비는 지역경제에 긍정적 영향을 주는 지방세출임을 알 수 있었다. 더불어 사회개발비와 지역소득 사이에는 바그너 가설도 설득력을 가지는 것으로 나타났는데, 패널분석의 계수나 시계열분석의 시차를 비교해보면 바그

너적 관계가 케인즈적 관계보다 더 주도적이었다.

지역경제의 순환과정을 고려해 본다면, 케인즈적 관계와 바그너적 관계가 동시에 성립하며 상호보완적으로 작용할 때 그 지역경제는 지속적인 성장을 하게 된다. 즉, 지역경제가 활성화되어 지역소득이 증가하고, 증가한 소득에 기초하여 지방세입이 증가하면 이로 인해 지방세출이 증가하게 될 것이다(바그너적 관계). 이렇게 증가한 세출은 다시 지역경제의 생산기반과 경제주체들의 후생을 제고하여 생산성을 높이게 되고 이것이 다시 지역경제의 활성화를 촉진하게 된다(케인즈적 관계).

그런데 바그너적 관계에서는 주의해야 할 부분이 있다. 소득 증가에 따라 지방세출이 증가할 때, 지역경제에 장기적·긍정적 영향을 주는 투자적 지출 뿐만 아니라 경상적 지출 또한 증가한다는 것이다. 특히 사회개발비에는 주로 이전경비가 대부분을 차지하는 사회보장비와 같은 항목이 포함되어 있다. 많은 문헌과 연구에서 지적하듯이 사회보장비 등에 포함된 이전경비는 지역 경제에 긍정적인 영향을 주기보다, 지역 경제의 기초적인 사회보장의 필요 때문에 집행되는 경비이다. 따라서 서울의 소득 증가가 사회개발비 증가를 가져오는 바그너적 관계가 주도적으로 나타났다면, 특히 사회개발비를 구성하는 성질별 지출 내역에 관심을 가지고, 투자적 지출이 증가하였는지, 아니면 경상적 지출이 증가하였는지 분석해야 할 것이다. 이런 분석은 본고의 범위를 넘어선 것으로 판단하여 후속 연구로 살펴보려 한다.

본고의 시계열 분석은 상대적으로 짧은 기

간을 분석했다는 약점을 안고 있다. 시계열분석의 경우 표본의 양이 많을수록 변수간 공적분 관계가 성립할 가능성이 높아지고 안정성을 확보할 수 있다. 그러나 본고의 경우 변수간 공적분 관계가 존재하지 않는 모형까지 포함하여 분석하고 있어 분석 결과의 통계적 유의성이 상대적으로 낮은 편이다. 이를 극복하기 위하여 패널분석을 병행하였으나, 여전히 시계열분석의 통계적 유의성을 확보하기는 힘든 실정이다. 더 많은 표본과 시계열자료를 확보하여 재차 분석한다면 통계적 유의성을 확보하면서 좀 더 확고한 증거를 얻을 수 있을 것이며, 이는 향후 연구과제로 남긴다.

#### 참고문헌

- 노근호 · 정초시 · 김성태, 1995, “한국의 지역경제성장  
과 지방재정: 동태적 인과관계 분석을 중심으로”, 『경제학연구』, 43(2): 37~64.
- 송일호 · 정우수, 2002, 『계량경제실증분석』, 삼영사.
- 오병기, 2001, “지방재정지출과 지역경제성장  
에 관한 연구”, 고려대 박사학위논문.
- \_\_\_\_\_, 2005a, “지방자치단체 교육및문화비가 지역  
경제에 미치는 영향에 관한 패널 시차분석”, 『경제  
교육연구』, 12(1): 145~172.
- \_\_\_\_\_, 2005b, “지방자치단체 사회개발비와 지방세입  
의 합리적 관계에 관한 소고”, 『재정정책논집』,  
7(2): 3~29.
- \_\_\_\_\_, 2005c, “수도권 광역자치단체의 지역생산과  
지방재정지출의 역외 유출입효과에 관한 연구”,  
『서울도시연구』, 6(4): 81~100.
- 오병기 · 김대영, 2005, “지방자치단체 사회개발비의  
성격에 관한 연구”, 『한국지방재정논집』, 10(2):  
53~84.
- 우명동, 2002, 『재정학방법론과 재정론』, 개정판, 도서  
출판 해남.
- \_\_\_\_\_, 2001, 『지방재정론』, 도서출판 해남.
- 유태현, 2003, 『한국지방재정론』, 상경사.
- 이병락(역), 2003, 『계량경제학』, 시그마프레스(Hill, R.  
Carter, Griffiths, William E. and Judge, George  
G., 2000, *Undergraduate Econometrics*, 2nd ed.,  
John Wiley & Sons, Inc.).
- 이홍재 · 박재석 · 송동진 · 임경원, 2005, 『Eviews를 이  
용한 금융경제 시계열 분석』, 경문사.
- 주만수, 2001, “중앙정부 및 지방정부 재정지출과 국민  
소득의 인과관계 분석”, 『한국지방재정논집』,  
6(1): 139~164.
- 행정자치부, 각 년도(1971~2003), 『지방재정연감』.
- 허문구 · 최윤기 · 장재홍, 2004, 『경제성장과 지역간  
격차』, 산업연구원.
- Afxentiou, P. C. and A. Serletis, 1991, “A Time-  
Series Analysis of the Relationship between  
Government Expenditure and GDP in Canada”,  
*Public Finance Quarterly*, 19(3): 316~333.
- Akaike, H., 1974, “A New Look at the Statistical  
Model Identification”, *IEEE Transactions on  
Automatic Control*, 19(6): 716~722.
- Holmes, J. M. and P. A. Hutton, 1990, “On the  
Causal Relationship between Government  
Expenditures and National Income”, *Review of  
Economics and Statistics*, 72(1): 87~95.
- Hsieh, E. and K. S. Lai, 1994, “Government  
Spending and Economic Growth: the G-7  
Experience”, *Applied Economics*, 26(6): 535~  
542.
- Osterwald-Lenum, Michael, 1992, “A Note with  
Quantiles of the Asymptotic Distribution of the  
Maximum Likelihood Cointegration Rank Test  
Statistics”, *Oxford Bulletin of Economics and  
Statistics*, 54: 461~472.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P., 1988, “Testing for a  
Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*,  
75: 335~346.
- Ram, R., 1986, “Causality between Income and  
Government Expenditure: A Broad International  
Perspective”, *Public Finance*, 41: 393~414.
- Sahni, B. S. and B. Singh, 1984, “On the Causal  
Directions between National Income and



Government Expenditure in Canada," *Public Finance*, 39(3): 359~393.

<http://nafis.mofe.go.kr/>(국가재정정보시스템)

<http://kosis.nso.go.kr/>(통계정보시스템)

<http://lofin.mogaha.go.kr:8100/>(행정자치부 재정고)

원 고 접 수 일 : 2006년 5월 15일

1차심사완료일 : 2006년 6월 23일

2차심사완료일 : 2006년 7월 31일

최종원고채택일 : 2006년 9월 1일