

수도권 광역자치단체의 지역생산과 지방재정지출의 역외 유출입효과에 관한 연구*

오 병 기**

A Study on Spillover Effect of Regional Product and Local Government Expenditure in Korea Capital Region*

Beung-Ky Oh**

요약 : 고도로 개방된 지역경제에서는 지역생산과 지방세출의 경제적 효과가 그 지역 내부에만 머물지 않고 다른 지역으로 파급되며, 또한 다른 지역에서 경제적 효과가 유입되기도 한다. 이런 역외 유출입효과가 존재할 때 중앙정부와 지방자치단체의 각종 정책은 효율성을 잃을 수 있다. 특히 지방자치단체의 지역공공재는 지방세와 연계되어 있는데, 취약한 지방세입을 고려한다면 이러한 역외 유출입효과에 따라 필연적으로 지방자치단체 사이에 정책적 조정을 실시해야 한다. 그러기 위해서는 우선 지역생산과 지방세출의 역외 유출입효과가 어느 정도인지 파악할 필요가 있다. 그러나 우리나라에서 이에 대한 연구는 아직 걸음마 단계로 미미한 수준에 머물러 있다. 이에 본고는 1970년부터 2002년까지 거시자료를 바탕으로, 수도권 지역 3개 광역자치단체의 지역생산과 지방세출의 역외 유출입효과를 그랜저 인과관계로 검정해 보았다. 그랜저 인과관계 검정에 앞서 시계열의 안정성 검증을 위해 단위근 검정, 공적분 검정을 시행하였고, 분석에는 각 지역의 1인당 지역내총생산과 사회개발비, 경제개발비를 활용하였다. 분석 결과 서울의 1인당 GRDP 증가는 경기도의 사회개발비를 증가시키며 경기도의 사회개발비 증가는 서울의 1인당 GRDP를 증가시키는 상호 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이것은 수도권 지역에서도 서울 지역에 경제력이 집중되는 것을 의미하므로, 서울로 집중되는 경제력을 완화시킬 지속적인 관심과 정책적 재고가 필요할 것으로 판단된다.

주제어 : 그랜저 인과관계, 수도권, 지역생산, 지방재정지출, 역외 유출입효과, 인구집중, 이동성

ABSTRACT : In the regional economy, there is spillover effect(which is also known as external economy or externality) of the local product and the local government expenditure(such as Social Development Expenditure and Economic Development Expenditure). This paper analyzes the spillover effect of the regional product and the local government expenditure in Korea Capital region by using the local macro data of 1970~2002. The Data used in this paper are Seoul and Gyeonggi-Province's Gross Regional Domestic Product(G.R.D.P.) per capita as local product, Social Development Expenditure and Economic Development Expenditure as the local government expenditure used as the proxy variables of the local public services in many cases. As a result, Seoul's G.R.D.P. per capita is considered as Granger-cause of Gyeonggi-Province's Social Development Expenditure, and Gyeonggi-Province's Social Development Expenditure is

* 본고의 심사과정에서 유익하고 사려 깊은 심사평을 해주신 익명의 세 심사위원께 감사드립니다.

** 순천대학교 지역개발연구소 특별연구원(Special Researcher, Center for Regional Development, Suncheon National University)

also considered as Granger-cause of Seoul's G.R.D.P. per capita by Granger Causality test. This result means that there is concentration of economic and social power of Seoul, and there is externality of Seoul's local product. Therefore some policy to relieve economic and social concentration of Seoul is required.

Key Words : Granger causality test, regional product, local government expenditure, capital region, spillover effect, population concentration, mobility

I. 서론

최근 행정중심복합도시 이전을 포함하여 관공서 및 공기업의 지방이전이 화제가 되고 있다. 이들 정책은 상대적으로 열악한 비수도권 지역과 수도권 지역의 경제력 격차를 해소하고 지역균형발전을 추구하기 위한 중앙정부의 재정 행위라고 할 수 있다. 그런데 이런 정책이 효과를 발휘하려면 비수도권 지역으로 이전된 관공서나 공기업이 그 지역의 부가가치 창출을 증가시키고, 그 부가가치가 그 지역에 정착되어야 소기의 성과를 거둘 수 있게 된다. 만약 비수도권으로 이전된 정부청사나 공기업으로 인해 창출된 부가가치가 타지역으로 상당 부분 유출된다면 기대했던 효과를 거둘 수 없을 것이다. 다시 말해 비수도권지역으로 이전된 관공서나 공기업으로 인해 상당한 인력이 동반 이동할 것이 예상되지만 그 노동인력 상당수의 거주지가 여전히 수도권이라면, 직장 과 거주지의 불일치로 인해 지역생산의 부가가치가 그 지역에 머물지 않고 다시 수도권 지역으로 유출되는 결과를 가져오게 될 것이다.

고도로 개방되어 있는 지역경제 사이에서는

이런 문제가 항상 발생하게 되는데, 만약 지역생산의 부가가치가 지속적으로 유출되는 지역이 있다면, 이 지역의 명목상 소득수준(지역내 총생산)은 높지만 실질적으로는 경제력이 낮게 나타날 수 있다. 이렇게 지역소득, 혹은 지역생산의 부가가치가 유출·유입되는 효과가 클수록 명목상 지역소득과 실제 지역소득의 괴리가 커지게 되어, 명목상 지역소득을 바탕으로 입안되는 중앙정부나 지방자치단체의 정책은 유효성을 상실하게 된다. 따라서 이러한 지역생산의 역외 유출입효과를 정확하게 파악해야 할 필요성이 있다.

이와 더불어 개방된 지역경제에서는 생산요소나 인구의 이동성 때문에 지방재정의 운용도 효율성이 떨어지게 된다. 지역공공재는 그 지역 주민이 필요로 하는 수준의 공공재가 공급되면서, 그 재원을 지역주민의 지방세로 조달할 때 효율적인 자원배분이 가능해진다. 그러나 지역간 이동성이 클 경우에 지역주민의 지방세 부담과 지역공공재의 수요 사이에는 괴리가 발생하여 자원배분의 효율성이 훼손될 수 있게 된다. 이런 비효율을 없애기 위해서는 지방세출¹⁾(지역공공재)의 영향이 과연 얼마

1) 일반적으로 재정지출, 경비, 세출 등의 용어는 동일한 의미를 지니기 때문에 구별하지 않고 쓰는 경우가 많다. 본고에서도 지방재정지출, 지방세출 등을 같은 의미로 보고 구별하지 않고 있다.

만큼 타지역으로 유출되는지 알아야만 할 것이다. 따라서 지역간 소득 및 부가가치의 역외 유출입과 지방세출(지역공공재)의 역외 유출입이 어느 정도 존재하는지를 정확히 파악하고, 이에 따라 정책적인 대안을 세우는 작업은 반드시 필요할 것이다.

그래서 본고는 우리나라 지역경제에서 지역생산과 지방세출의 역외 유출입효과가 과연 존재하는지, 존재한다면 어떤 방향으로 작용하는지 알아보기 위해, 수도권 3개 광역자치단체의 시계열자료를 바탕으로 통계분석을 실시하였다. 이러한 분석 작업은 중앙정부와 지방자치단체의 정책에 시사점을 줄 수 있을 것이다. 또한 수도권에 대한 분석은 전국 수준에서 나타나는 지역경제의 역외 유출입효과 분석에 대한 시금석 역할을 할 것이다.

본고의 구성은 다음과 같다. II장에서는 지역경제와 지방재정의 순환과정에 대한 이론과, 지방세출과 지역경제의 관계 및 지역생산과 지역공공재의 유출입효과에 대한 기존문헌을 탐색한다. III장에서는 계량분석에 앞서 선행되어야 할 기초분석으로서 단위근 검정과 공적분 검정을 시행한다. IV장에서는 그랜저 인과관계 검정의 분석 결과를 바탕으로 지역생산과 지방세출의 역외 유출입효과를 알아본다. V장에서는 결론과 정책적 시사점을 제시하며 마무리한다.

II. 지역경제의 순환과정과 역외 유출입효과 및 선행연구

1. 지역경제와 지방재정의 순환과정

한 사회의 사회경제구조와 재정구조는 상호 제약관계에 있다.²⁾ 이 관계는 지방재정현상과 지역주민의 경제행위에도 적용된다. 그런데, 지방재정현상과 지역경제현상 사이의 상호관계를 다룰 때는 특정 지방정부가 서로 다른 단계의 다양한 정부(수직적 관계)와 동일한 단계의 서로 다른 정부(수평적 관계) 속에 존재하기 때문에, 중앙재정과 국민경제관계를 다루는 경우와 달리 특수한 문제가 발생한다. 즉, 지역경제와 지방재정은 한 지역의 관점에서 뿐만 아니라, 국가 경제 전체를 조망하여 다양한 지역의 관점에서도 관찰해야 할 것이다.

지역경제의 순환과정을 보면 지역경제력의 증가가 지방재정활동의 증가로 이어지고, 이것이 다시 지역경제력 증가, 혹은 지역주민의 소득 증가로 이어지는 연쇄적 과정을 보이게 된다. 그런데 개방된 경제에서 지역의 경제활동이 전적으로 그 지역주민의 소득만을 증가시키는 것은 아니다. 가령 연고지가 다른 주민이 타지역에서 고용될 경우, 생산활동을 통하여 증가하는 부가가치가 그 지역의 주민소득으로 이어지지 않는 것이기 때문이다. 지역경제활동의 성과는 주로 지역내총생산으로 파악하는데, 이런 이유로 인해 지역내 주민들의 소득수준을 대표하기에는 한계가 있기 마련이다.

따라서 이러한 순환과정은 한 지역에서만 머무르지 않을 것이다. 가령 서울의 지방세출이 증가하면 서울의 지역내총생산도 증가하겠지만, 서울과 경제적·지리적으로 연결되어 있는 인천이나 경기도 등 수도권 내 다른 지역의

2) 이하의 내용은 주로 우명동(2001: 37~48)을 참조.

지역내총생산도 증가할 것이다. 따라서 요즘과 같이 인적·물적 자원의 이동이 활발한 시기에는 한 지역의 지방재정지출이 증가하면 그 파급효과가 그 지역에만 머무르지 않고 다른 지역으로도 파급될 것이다. 이러한 누출효과가 존재할 때, 한 지역의 재정지출효과가 그 지역에 미치는 효과는 줄어들 것으로 예상할 수 있다.

그러나 다른 지역으로 파급된 재정지출의 효과가 반향(反響)되어 돌아오는 효과를 생각해 본다면, 반드시 재정지출의 효과가 줄어든다고 단언할 수 없다. 가령, 서울에서 투자적 지방세출이 증가하면 누출효과로 인하여 서울뿐만 아니라 인천이나 경기도 등 수도권 전반의 소득 수준이 향상되고 지역경제가 성장할 것이다. 이렇게 성장한 지역은 세수가 증가하여 다시 지방재정지출을 증가시킬 여력이 생기게 된다. 따라서 시간이 흐른 후, 서울뿐만 아니라 인천, 경기도 등 수도권 전반의 지방재정지출 수준이 증가할 것이다. 그렇게 될 경우, 경기도나 인천 등 수도권의 지방재정지출 효과가 서울로 역유입되는 현상이 발생할 것이다. 이러한 반향효과를 고려한다면, 서울 지역 지방재정지출효과의 누출보다도 타지역 지방재정지출효과의 역유입이 더욱 클 수도 있다. 따라서 한 지역의 지방재정지출효과가 얼마만큼 누출되며, 이것이 각 지역경제의 성장에 미치는 영향은 어떠한가 하는 것은 선형적으로 알 수 없고 실증분석을 통해야만 알 수 있을 것이다.

이와 같은 유출·유입효과를 단순화하면 ① A지역에서 B지역으로 유출되는 효과, ② B지역에서 A지역으로 유입되는 효과가 존재하며,

A, B지역의 지방세출과 지역경제의 상호작용에 따라 다양한 유출입효과가 발생하게 된다. 이 중 한 지역의 지방자치단체가 지출하는 지방세출이 다른 지역에 미치는 영향에 대해서는, 지역공공재의 외부효과로 명명되어 자원배분의 효율성 측면에서 연구가 이루어지고 있다(우명동, 2001: 187~191). 또한 지역경제의 성과인 부가가치나 소득이 다른 지역으로 유출되는 효과에 대해서는 중심지이론(central place theory)에서 파급효과(spread effect)와 역류효과(backwash effect)의 총합인 일출효과(spillover effect)로 명명되어 연구되고 있다(전도일, 2000: 163~167).

2. 선행연구

본고는 지역생산과 지방세출의 역외 유출입효과를 알아보고자 하는데, 이들에 대한 선행연구는 크게 지방세출을 지역공공재의 대리변수로 보고 지방세출이 지역생산에 미치는 영향이나, 지역공공재의 외부효과에 대하여 분석한 연구와 지역생산의 유출효과에 대한 연구로 나눌 수 있다. 이하에서는 주로 지역공공재가 지역경제에 미치는 영향(직접적 효과 및 외부효과)에 대한 선행연구를 위주로 살펴보도록 하자.

지역공공재의 외부효과를 다룬 연구는 티부(Tiebout, 1956)의 '이동투표모형(voting by feet)'이 그 효시로서, 지역간 이동성과 분권적 지역공공재 공급에 관한 논의에서 시작되어 현재까지 후속 연구가 이루어지고 있다. 티부의 '이동투표모형'은 지역간 완전한 이동가능

성과 완전정보가 존재할 때, 그리고 지역공공재의 외부효과가 존재하지 않을 때 지역주민들은 자신이 가장 선호하는 지역으로 이동함으로써 파레토효율적인 균형을 이루게 되며, 이로 인해 분권적 지역공공재 공급이 지지받을 수 있다는 것을 보여주고 있다. 이러한 티부의 이동투표모형은 가정의 비현실성 때문에 종종 비판받고 있는데, 특히 본고에서 분석하고 있는 것처럼 지역공공재의 외부효과가 존재한다면 티부의 가설은 설득력을 잃게 될 수 있다. 왜냐하면 지역공공재의 외부효과가 존재할 때, 지역주민은 굳이 타지역으로 이주하지 않아도 해당 지역 인근에서 지역공공재의 편익을 누릴 수 있을 것이기 때문이다.

Musgrave and Musgrave(1980: 527~528)에 따르면 첫째, 편익의 과급지역이 복잡할수록, 둘째, 지역경제의 개방성이 더욱 커져 인구와 생산요소의 지역간 이동이 활발할수록, 셋째, 편익의 이론적인 과급지역과 실제 행정구역의 괴리가 클수록, 과세지역과 편익지역이 일치하지 못하는 경향이 많아지며 외부효과와 크기가 커진다고 보았다.

지역공공재(지방세출)의 역외 유출효과에 대하여 좀 더 집중적으로 조명한 연구들은 분권화의 잠재적 이득과 집권적 조정의 이득에 대하여 어느 쪽을 우선시할 것인가에 따라 상반된 견해를 표명하고 있다. Rusk(1993), Bollens and Caves(1994) 등은 외부효과가 분권적 정치구조로 인해 발생할 수 있으며, 이로

인해 지방정부의 비능률적 서비스 공급과 재정적 불평등을 야기할 수 있다고 주장하였다. 한편 Ostrom(1972), Parks(1991) 등은 분권화가 진행됨에 따라 다수의 상호 독립적 의사결정체가 형성되고 갈등을 해소하는 합의가 가능하게 되며(이 과정에서 지역공공재의 외부효과는 내부화될 수도 있음), 지방정부 사이의 경쟁관계가 존재하기 때문에 좀 더 효율적인 공공재의 공급이 가능하게 된다는 점에서 분권화를 옹호하고 있다.

Oates(1972)에 의하면 전체적으로 공공재를 공급하는 데 소요되는 비용이 중앙정부 공급이나 지방정부 공급에서 동일하다면, 지방정부가 완전한 대응이 가능한 수준, 즉 외부효과가 없는 수준에서 공급하는 것이 효율적이라는 분권화 정리(decentralization theorem)를 보여 주었다.³⁾ 이러한 지방정부의 우위성은 또한 지역에 대한 사회경제적 특징을 좀 더 잘 알고 있는 지방정부가 더 많은 정보를 보유하고 있다는 면에서 더욱 지지받기도 한다(Oates 1999). 이러한 견해는 Besley and Coate(1999)에서도 등장하는데 중앙집권과 지방분권의 우월성은 외부효과와 크기에 따라 달라질 수 있으며, 외부효과와 크기가 클수록 지방분권의 잠재적 이득이 줄어드는 것을 지적하였다. 한편 Lockwood(2002)는 외부효과와 크기가 작아지거나 지역간 이질성이 더 커진다고 하여 분권화가 반드시 더 유리하지는 않다는 연구 결과도 보여주었다. 이 밖에 집권화와 분권화에

3) 이를 달리 해석한다면 외부효과가 존재할 때는 지방정보보다 상위 수준의 정부에서 지역공공재를 공급하는 것이 효율적이라고 할 수 있다.

관련된 연구로서, 지방정부의 공공재 공급에 대한 이론 연구로는 Besley and Coate(2003), Redoano and Scharf(2004), Alesina and Spolaore(2003), Lorz and Willmann(2005) 등이 존재한다. 이런 이론적 연구들은 외부효과를 실제로 측정하기 보다는, 외부효과를 가정하고 이론을 이끌어내는 데 초점을 맞추는 편이다.

한편 지역공공재의 외부효과가 실제로 존재하는지를 탐구한 실증적 연구로 Brainard and Dolbear(1967), Pauly(1970), Arnott and Grieson(1981), Gordon(1983) 등이 있는데, 이들 연구는 실제로 지역공공재의 외부효과가 존재함을 보여주었지만, Bramley(1990)는 그런 외부효과 크기가 미미할 수 있다는 회의론을 제시하기도 하였다. 최근에 지역공공재의 외부효과를 측정한 실증연구로는 Murdoch et al.(1993), Case et al.(1993) 등을 들 수 있는데, 이들 연구의 분석 결과를 보면 외부효과가 존재할 가능성은 나타나지만, 그럼에도 불구하고 해석 상에서 외부효과 방향이나 크기의 유효성에 의문의 여지는 남아있는 실정이다.

지역경제와 지역공공재(지방세출)의 관계에 대한 국내 선행연구를 꼽는다면 노근호(1995), 노근호 외(1995), 이병기(1995), 모성은(1998), 김성태(2000) 등을 들 수 있다. 이중 노근호(1995)와 노근호 외(1995)는 지방재정지출의 동태적 인과관계를 중점적으로 살폈고, 이병기(1995)는 집적경제효과가 지역경제 성장에 미치는 효과를 중점적으로 살폈다. 모성은(1998)은 다양한 지역경제성장모형을 횡단면으로 분석하여 지역경제의 성장을 이끈 요인을 추출

하였다. 김성태(2000)는 신고전파 생산함수를 이용하여 지방공공자본이 지역경제 성장에 미치는 영향을 살펴보았다.

오병기(2001)는 더 나아가 세분화된 지방재정지출 자료를 토대로 지역경제성장과 지방재정지출의 관계를 경험적으로 분석하였다. 이에 따르면 한국의 지역경제는 투자적지출(경제개발비)에 해당하는 지출항목이 지역경제 성장에 장기적인 시차로 상당한 영향을 주며, 일반적으로 단기적 시차만을 줄 것으로 기대하는 사회개발비가 경제개발비 못지않게 지역경제 성장에 장기적 시차로 영향을 주는 것으로 나타났다. 이런 결과는 한국에서 지역경제의 성장을 위한 지방재정지출 정책을 실시할 때 장기적 계획 하에 한정된 재원을 적절히 활용해야 한다는 시사점을 준다고 하겠다.

그런데 이들 연구는 한 지역의 지방세출과 지역경제의 상호 관계를 대상으로 하고 있을 뿐, 한 지역에서 다른 지역으로 유출되거나 유입되는 외부효과는 제외하고 있다. 지역경제의 생산과 지방세출의 상호 연관성을 정확하게 짚어내려면 한 지역 내부에서 발생하는 상호 연관성뿐만 아니라, 타지역과의 상호 연관성까지 고려해야 할 것이다. 그러나 지역경제의 성과나 지방재정지출이 타지역으로 유출·유입되는 효과에 대한 국내 연구는 그다지 많지 않은 실정이다. 효율적인 지방세 부과를 위해 지역경제와 지방세간의 관계를 통계적으로 분석한 연구로서 신창호(1995), 박병희(2002), 김정완(2003, 2004) 등이 있는데, 이들 연구는 지역경제의 성과나 지방재정지출의 유출입효과를 정확히 측정하기 보다는 지역내총생산 등

지역경제의 수준을 대변하는 변수와 지방재정 사이에 괴리가 존재함을 보이면서, 이러한 괴리를 줄이기 위한 다양한 정책 수단에 초점을 맞추고 있다. 신창호(1995)는 지역경제 수준에서 발생하는 지방공공서비스의 역외 유출입효과를 이론적으로 분석하고 이를 조정하기 위한 자치단체의 정책 사례를 제시하고 있다. 박병희(2002)는 지방세 수입과 지역내총생산 사이의 상관관계 분석과 회귀분석을 바탕으로 지역내총생산이 실제로 그 지역의 경제수준을 정확히 반영하지 못한다는 점을 보였다. 김정완(2003, 2004)은 16개 광역자치단체의 2000년, 2001년도 자료를 바탕으로 지역생산의 역외 유출입규모를 측정하였는데, 그 방법은 상관관계 분석, 추계된 지역소득과 지역내총생산을 비교하는 것 등이었다. 분석 결과 주로 저소득지역에서 고소득지역으로 지역생산이 유출되는 효과가 큰 것으로 나타났는데, 이런 분석 결과에 따르면 첫째, (이론상) 지방세의 효율적인 과세가 쉽지 않으며, 둘째, 지역간 균형개발이라는 형평성 차원에서 문제가 발생하고 있는 것을 확인할 수 있다.

Ⅲ. 기초분석

본고는 서울과 경기도, 인천의 시계열 자료를 바탕으로 지역생산(지역내총생산:GRDP)과 지방세출(사회개발비, 경제개발비)의 역외 유출입효과를 알아보고자 한다. 그런데 시계열

자료를 이용할 때는 <표 1>과 같이 기초분석을 먼저 시행하고 분석에 들어가야 가성적 회귀의 문제를 피할 수 있다. 이하에서는 단위근 검정, 공적분 검정에 대한 이론적 논의와 실제 분석 결과를 제시한다.

<표 1> 기초분석 및 실증분석 흐름도

-
- ① 단위근 검정(시계열의 안정성 검정): Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정
 - ⇒ ② 공적분 검정(변수간 장기균형관계의 존재여부 확인): Johansen's Cointegration Test
 - ⇒ ③ VAR 모형 식별(VAR모형의 시차 결정): AIC 기준
 - ⇒ ④ VAR 모형에 기초한 그랜저 인과관계 (Granger Causality) 검증
-

1. 단위근 검정

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.

본고에서 계량분석을 위해 선정한 변수들의 단위근 검정 결과는 부록에 요약하였다. 단위근 검정의 시차는 Akaike Information Criterion (AIC)⁴⁾ 기준에 따라 선택하였다. 각 자치단체의 사회개발비, 경제개발비, 1인당 GRDP에 대한 수준변수의 단위근 검정 결과, 1% 유의수

4) Akaike Information Criterion(AIC)은 $2\ell/n + 2k/n$ 으로 정의할 수 있다. 여기서 k 는 추정된 모수의 수, n 은 관측치의 수, ℓ 은 k 개의 추정모수를 이용해 계산된 로그 최우추정함수값을 나타낸다.

준에서 단위근의 존재를 부인할 수 없었다. 이에 따라 1차 차분 변수에 대하여 재차 단위근 검정을 실시한 결과, 모든 1차 차분 변수에서 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.

2. 공적분 검정

시계열분석의 기본가정은 시계열이 유한한 분산을 가지며 시계열의 평균치 및 상관함수가 시간의 흐름에 따라 불변인 경우로 정의되는 안정적 시계열이라는 것이다. 그러나 대부분의 경제 시계열은 가성회귀현상(spurious regression)을 갖는 불안정 시계열로 알려져 있으며 이러한 시계열은 단위근을 갖는다.

회귀분석시 단위근을 갖는 시계열들로 분석함으로써 발생하는 가성회귀의 문제점을 전통적인 계량이론으로 해결하기는 어렵다. 그러나 근래에 개발된 이론에 따르면 단위근을 갖는 시계열들 사이에 공적분벡터(cointegration vector)가 존재한다면 일치성을 갖는 회귀계수들의 추정치를 구할 수 있으며, 따라서 단위근을 갖는 시계열로도 계량이론이 뒷받침된 예측모형을 만들 수 있다.

개별적인 변수들이 비록 불안정적이라도 변수들의 선형결합이 안정적인 특징을 가질 때, 즉 개별적인 시계열이 누적적이어서 단위근을 갖지만 이 시계열들 사이에 안정적인 시계열

을 생성하는 선형결합이 존재할 때, 이 시계열들 사이에는 공적분 관계가 존재한다고 한다. 공적분 분석은 개별 시계열이 단위근을 가지고 있더라도 이들 시계열 사이에 가성적 관계가 성립하지 않을 조건을 찾게 함으로써 회귀분석의 결과가 의미를 가지게 할 수 있다는 데 의의가 있다.

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. 이 검정방법은 공적분관계의 수와 모형의 모수들을 최우추정법(MLE)으로 추정하고 검정하는 방법으로, 모든 변수를 내생변수로 간주한다는 점에서 종속변수를 선택할 필요가 없으며, 여러 개의 공적분 관계를 식별해 낼 수 있다. 즉, 최우추정법을 이용하여 VAR 모형으로 공적분 관계를 추정하는 한편, 우도비 검정을 바탕으로 공적분계수를 결정할 수 있도록 한다. 따라서 요한슨 공적분검정은 단순히 공적분만을 검정하는 것이 아니라 공적분이 존재할 때 공적분 모수의 추정과 기타 모형의 설정에 관련된 여러 가지 가설검정까지도 수행하는 장점을 지니고 있는 것이다(송일호·정우수, 2002: 339~342).

본고에서는 서울의 1인당 지역내총생산(SGRDP)과 사회개발비(SSOC), 경제개발비(SECO), 경기도의 1인당 지역내총생산(GGRDP)과 사회개발비(GSOC), 경제개발비(GECO)에 대하여 공적분 검정을 시행하였는데 그 결과는 부록에 제시하였다.

공적분 검정을 시행하기 앞서서 각 변수의

자기상관함수(ACF)와 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. 그 결과 모든 VAR(1)모형에서 각 변수 사이에 공적분벡터가 존재하지 않는다는 귀무가설을 5% 유의수준에서도 기각할 수 없었다.⁵⁾

단위근 검정 결과 본고에서 분석하려는 변수가 모두 $I(1)$ 과정이고, 변수 사이에 공적분 관계가 존재하지 않기 때문에 IV장에서는 오차수정모형이 아닌 1차 차분 VAR을 이용하여 그랜저 인과관계 검정을 시도할 것이다. 이 때 시차는 Akaike Information Criterion(AIC)에 따라 결정한다.

IV. 그랜저 인과관계 검증(Granger Causality Test)

1. 이론적 논의 및 귀무가설

어떤 거시 변수 사이의 동태적 인과관계를 검증하는 방법은 공적분 검정의 결과에 따라 달라진다. 모든 변수를 포함한 공적분 검정에

서 변수 사이에 공적분 벡터가 기준 이상⁶⁾으로 존재한다면 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model: VECM)으로 변수 사이의 동태적 인과관계를 검증할 수 있다. 만약 변수 사이에 기준 이상의 공적분벡터가 존재하지 않는다면 1차 차분 변수로 VAR모형에 기반하여 그랜저 인과관계 검증을 시행할 수 있다. 본고의 경우, 시계열의 길이가 충분치 않아 모든 변수를 포괄한 공적분 검정을 시행하지는 못하였고, 각각 서울의 지역생산과 각 지역의 지방세출, 경기도(인천 포함)의 지역생산과 각 지역의 지방세출 등으로 두 개의 그룹을 구성하여 공적분 검정을 시행하였으나 모두 충분한 공적분벡터를 갖지 못하는 것으로 나타났다. 이에 따라 벡터오차수정모형(VECM)이 아니라 1차 차분 변수를 대상으로 그랜저 인과관계 검증을 시행하였다.

그랜저 인과관계의 개념은 '과거만이 현재나 미래에 영향을 줄 수 있다'는 개념에서 출발한다. 또한, 확률변수가 아닌 변수 사이의 인과관계는 의미가 없으므로 오직 확률적 성질을 가진 시계열자료나 패널자료에서만 인과관계를 논하게 된다.

그랜저 인과관계를 요약하면 다음과 같다. 관련된 $t-1$ 기 이후의 모든 정보(인과관계가 있을지도 모르는 어떤 변수 X_t 와 그 과거치를 포함한)로 얻은 안정적 확률 변수 Y_t 의 불편

5) 지면상 생략하였으나 VAR(3)모형에서는 SGRDP & SECO, SGRDP & GSOC, SGRDP & GECO의 경우 공적분벡터가 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각되고 있는 것으로 나타났다. 이것은 일부 변수들이 시차가 커질수록 안정적인 시계열이 되어가는 것을 의미하는데, 본고에서 고려한 시계열의 길이가 33년이기 때문에 좀 더 긴 기간을 고려한다면 각 변수 사이에 공적분 벡터가 더 많아지리라 추측할 수 있다.

6) 단위근 검정 결과 $I(0)$ 인 변수는 제외하고, $I(1)$ 인 변수의 개수에 따라 기준을 설정한다. 만약 $I(1)$ 인 변수의 개수가 2개라면 적어도 하나 이상의 공적분벡터가 존재하여야 VECM으로 동태적 인과관계를 추정할 수 있다. 본고의 경우 공적분 검정을 시행한 그룹 하나 당 $I(1)$ 인 변수의 개수가 5개인데, 모든 그룹에서 공적분벡터가 하나 이상 존재하지 않는 것으로 나타났다.

최소자승추정 예측치의 오차분산이 X_t 의 과거치를 제외한 $t-1$ 기 이후 모든 정보로 얻은 Y_t 의 예측오차분산보다 작다면 “ X 는 Y 의 그랜저원인”이라고 말할 수 있다(Granger, 1969).

그랜저 인과관계의 정의를 통한 분석은 일반적으로 선형예측만을 가정하고 있으나, 경우에 따라서 비선형이나 혹은 그와 유사한 선형 변형을 통해서도 인과관계가 변질되지는 않는다. 가령 X 와 Y 라는 두 변수의 그랜저 모형은 다음과 같은 두 식으로 구성된다.

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1t-i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2t-i} X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$X_t = b_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{3t-i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{4t-i} Y_{t-i} + v_t \quad (2)$$

ε_t 와 v_t 는 각각 white noise error

이들 식에서 $\beta_{2t-1} = \beta_{2t-2} = \dots = \beta_{2t-n} = 0$ 의 결합가설이 기각되지 않고 채택된다면 X 는 Y 의 그랜저원인이 될 수 없다. 그러나 만약 동가설이 기각된다면 X 는 Y 의 그랜저원인이라 할 수 있다. 또한 $\beta_{4t-i} = 0$ ($i=1, \dots, n$)의 결합가설이 기각되지 않는다면 Y 는 X 의 그랜저원인이라 할 수 없다.

따라서 그랜저 인과관계를 통한 시차 분석에서는 ① $\beta_{2t-i} = 0$, $\beta_{4t-i} = 0$ ($i=1, 2, \dots, n$)의 가설이 모두 기각되지 않고 채택되는 경우, ② $\beta_{2t-i} = 0$ 의 가설만 기각되는 경우, ③ $\beta_{4t-i} = 0$ 의 가설만 기각되는 경우, ④ $\beta_{2t-i} = 0$, $\beta_{4t-i} = 0$ 의 가설이 모두 기각되

는 경우가 나타날 수 있다. ①은 양변수 사이에 인과관계가 존재하지 않는 경우이고, ②는 X 가 Y 의 그랜저원인인 경우, ③은 Y 가 X 의 그랜저원인인 경우, ④는 양변수가 서로 영향을 주고받는 상호 그랜저원인 관계(feedback)인 경우라 할 수 있다.

이런 이론적 바탕 하에서 본고에서는 서울과 경기도의 지역생산과 지방세출의 상호 인과관계를 분석하였다. 이를 본고의 분석틀에서 다시 정리하면 ①특정 지역의 1인당 지역내총생산이 각 지역 지방세출의 그랜저원인인 경우, ②특정 지역의 지방세출이 각 지역 1인당 지역내총생산의 그랜저원인인 경우, ③특정 지역의 1인당 지역내총생산과 각 지역 지방세출이 상호 그랜저원인인 경우, ④특정 지역의 1인당 지역내총생산과 각 지역 지방세출의 인과관계가 없는 경우를 검증하는 것으로 볼 수 있다.

각각의 경우를 세분하여 볼 때 그 경제적 의미는 <표 2>와 같다. 이 중에서 i), iii), v)의 경우는 이미 선행연구에서 다뤄진 부분이며, 본고에서는 이들보다 ii), iv), vi)의 경우에 초점을 맞추고 있다.

2. 자료 선정과 가공 방법

본고는 분석 대상 지역으로 서울특별시와 인천광역시, 경기도를 선택하였다. 이들 지역은 서로 인접해 있고 고도로 개방되어 있어 인구와 생산요소의 이동이 활발하고, 전국 경제에서 차지하는 비중이 대단히 높을 뿐만 아니라, 대도시의 특성을 지니고 있어서 본고의 분

〈표 2〉 수도권 지역 광역자치단체의 그랜저 인과관계에 관한 경우의 수

① 특정 지역의 1인당 GRDP → 각 지역 지방세출	② 특정 지역의 지방세출 → 각 지역 1인당 GRDP	③ 특정 지역의 1인당 GRDP ↔ 각 지역 지방세출
i) 서울(경기도) 지역의 1인당 GRDP가 당해 지역의 지방세출에 직접적 영향	iii) 서울(경기도) 지역의 지방세출이 당해 지역의 1인당 GRDP에 직접적 영향	v) 서울(경기도) 지역의 지방세출이 당해 지역의 1인당 GRDP와 상호 환류관계
ii) 서울(경기도) 지역의 1인당 GRDP가 인접 지역의 지방세출에 직접적 영향	iv) 서울(경기도) 지역의 지방세출이 인접 지역의 1인당 GRDP에 직접적 영향	vi) 서울(경기도) 지역의 지방세출이 인접 지역의 1인당 GRDP와 상호 환류관계

석에 알맞은 유형의 지역이기 때문에 이 세 지역을 선택하게 되었다. 분석 기간은 1970년부터 2002년까지 33개년인데, 이 기간은 본고의 집필 시점에서 지방세출 자료를 입수할 수 있는 최장기간이기 때문에 1970년부터 분석 대상 기간으로 선정하게 되었다. 시계열 분석을 위해서는 좀 더 장기의 자료가 필요하리라 판단되나, 현 시점에서는 자료의 신뢰성과 입수 가능한 자료의 제한 때문에 33개년을 대상으로 분석하게 되었다.

그랜저 인과관계 분석을 위해 선정한 변수는 지역생산을 나타내는 변수로서 서울과 경기도(인천 포함)의 지역내총생산, 지방세출(지역공공재)을 나타내는 변수로서 각 지역의 사회개발비와 경제개발비를 선택하였다. 지역내총생산은 1985년 자료부터 통계청에서 발표하고 있으나, 본고에서 분석대상기간으로 선정한 기간이 1970년부터 2002년까지이기 때문에 통계청에서 수집한 지역내총생산 자료가 아니라 허문구 외(2004)가 추산한 지역내총생산 자료를 이용하였다. 허문구 외(2004)는 한국은행, 내무부(행정자치부), 통계청에서 추계한 지역소득 자료와 지역생산 자료를 통합하여 2000년 기준 불변가격 GRDP와 GRDP 디플레

이터를 발표하였는데, 본고에서는 이 자료 중 1970년부터 2002년까지 자료를 사용하였다. 이 지역내총생산을 통계청에서 발표하고 있는 광역자치단체의 추계인구로 나누어 1인당으로 환산한 다음 분석에 사용하였다.

지역공공재의 대리변수로는 지방세출 자료를 선택하였는데, 그 중에서도 서울과 경기도(인천 포함)의 사회개발비와 경제개발비를 사용하였다. 우리나라 지방세출은 2005년 현재 일반행정비, 사회개발비, 경제개발비, 민방위비, 지원및기타경비의 장으로 추계되고 있다. 이 중에서 전체 세출의 70%를 넘게 점유하고 있는 사회개발비와 경제개발비는 오병기(2001), 오병기·김대영(2005)에 따르면 투자적지출로서 지역공공재의 성격을 대표하고 있기에 선택하게 되었다. 그런데 우리나라의 지방세출 추계는 시기별로 다른데, 가령 사회개발비의 경우 1983년까지는 사회복지비, 1995년까지는 사회복지비와 문화 및 체육비, 1996년 이후에는 사회개발비로 추계되었다. 경제개발비 역시 1985년까지는 공익사업비와 산업경제비, 1995년까지는 산업경제비와 지역개발비, 1996년 이후에는 경제개발비로 추계되어 왔다. 따라서 본고에서는 시계열의 일관성을 위해 성격상

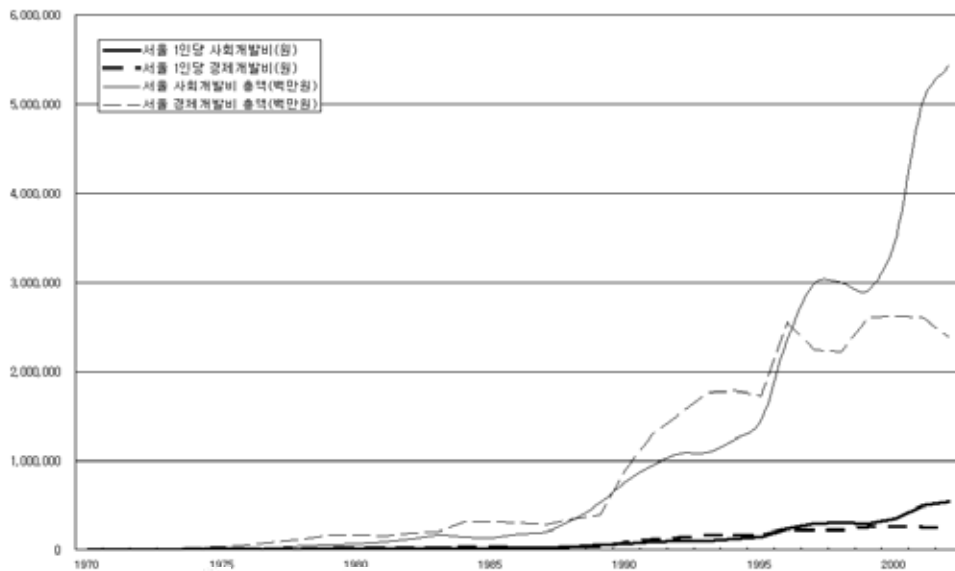
최근 자료와 가장 유사한 자료를 선택하여 분석에 활용하였다. 이들 지방세출 변수는 시·군·자치구 등의 기초자치단체 자료와 특별시·광역시·도 등의 광역자치단체 자료가 분리되어 있기에, 본고에서는 기초자치단체의 합계 자료와 광역자치단체 본청 자료를 최종적으로 통합하여 이용하였다. 또한 인천광역시가 1981년에 직할시로 승격되었으므로, 인천광역시 자료는 경기도에 통합하여 활용하였다. 이때, 허문구 외(2004)에서 추계한 GRDP 디플레이터를 이용하여 각 지방세출 금액을 불변가치로 재조정하여 분석하였다. 따라서 분석에 활용한 모든 화폐금액 자료는 2000년 기준 불변가격 자료이다.

본고에서는 지방세출을 하나의 지역공공재로 보고 있기 때문에 모든 지출 항목은 총량

자료를 이용하였고, 지역내총생산 자료는 1인당으로 환산하여 사용하였다. 모든 자료는 분석 이전에 로그 변환하였다.

〈그림 1〉과 〈그림 2〉는 각각 서울과 경기도(인천 포함)의 사회개발비와 경제개발비의 추이를 표시한 것이다. 지방세출을 지역공공재로 본다면 총량 자료를 활용하여야 하나, 순효과를 보기 위해서는 1인당 자료를 살펴보는 것도 필요하기에 계량 분석에 앞서 먼저 총량 자료와 1인당 자료를 비교하기로 한다.⁷⁾

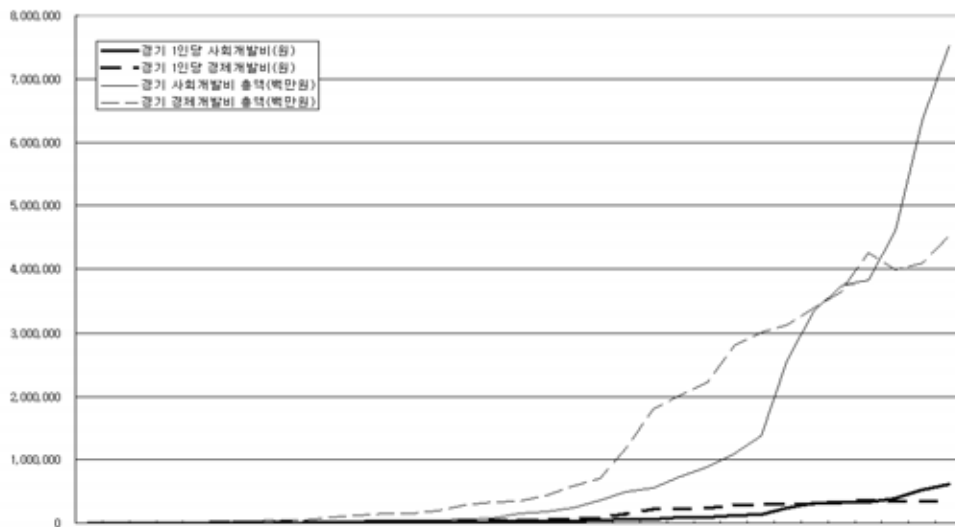
그림에서 알 수 있는 특징은 첫째, 두 지역의 사회개발비와 경제개발비의 추이는 총량과 1인당 자료가 거의 유사하게 움직인다는 점이다. 즉, 총량 자료로서 사회개발비가 경제개발비 금액을 능가한 90년대 후반 들어 각 지역의 1인당 사회개발비도 경제개발비를 능가하기



자료 : 행정자치부, 『재정재정연감』, 각 년도.

〈그림 1〉 서울의 각 지방세출 총액과 1인당 지방세출의 추이(경상가격)

7) 총량 자료를 이용한 계량분석 결과와 1인당 자료를 이용한 계량분석 결과는 대동소이하였으며, 오히려 1인당 자료의 계량분석에서 통계적 유의성이 낮게 나타났다.



자료 : 행정자치부, 『재방재정연감』, 각 년도.

〈그림 2〉 경기도의 각 지방세출 총액과 1인당 지방세출의 추이(경상가격)

시작했다. 둘째, 90년대 후반 들어 사회개발비가 경제개발비보다 더 큰 금액을 차지하면서 큰 폭으로 증가하였다. 이것은 오병기·김대영(2005)에서도 지적된 것처럼, 지역경제가 발전하고 지방자치체의 역사가 길어지면서 경제개발보다는 사회개발과 관련된 각종 복지서비스의 수요가 증가하였기 때문에 나타난 현상이다. 한편 서울의 경우 사회개발비가 경제개발비를 능가한 시점이 1997년으로 비교적 빠른 반면, 경기도는 2000년도에 들어서서야 비로소 사회개발비가 경제개발비를 본격적으로 추월하기 시작한 것으로 나타났다.

3. 추정 결과

추정에 앞서 본고의 분석을 위해 선택한 변

수 사이의 관계를 알아볼 필요가 있다. 일반적으로 시계열 자료들 사이에서는 상관관계나 인과관계가 존재하지 않음에도 불구하고 마치 관계가 있는 것처럼 보일 수 있는데 이를 의사 상관관계(spurious correlation, 허위관계)라고 부른다. 만약 본고에서 분석을 위해 선택한 변수 사이에 의사 상관관계만이 존재하고 진정한 상관관계, 혹은 인과관계가 존재하지 않는다면, 시계열 자료에 대한 기초분석의 결과와 상관없이 무의미한 계량분석이 될 수 있다. 이 경우 변수들 사이에 진정한 관계를 알아보기 위해 통제변수⁸⁾를 사용하는 방법과 회귀분석을 활용하는 방법이 있다. 본고에서는 이 중 회귀분석을 활용하여 변수 사이의 인과관계 유무를 선행 분석해 보았다.

8) 이처럼 아무 관계가 아닌 사실을 밝혀 주는 통제 변수를 외적 변수(extraneous variable)라고 한다. 가령 본고의 분석 기간 중 발생한 경제적 충격, 예를 들어 97년의 경제위기를 기점으로 한 가변수(dummy variables)를 추가한 회귀분석을 실시하여 그 결과를 살펴본다면 좀 더 명확하게 변수 사이의 인과관계를 살펴볼 수 있으며, 만약 의사 상관관계가 존재한다면 이를 구분할 수 있을 것이다. 또한, 본고의 그랜저 인과관계 검증 이후에 의미 있는 변수들만을 선별하여 추가적인 회귀분석을 시도할 수 있는데, 이 때도 통제 변수를 사용할 수 있을 것이다. 그러나 지면상의 제한으로 이는 향후 연구과제로 남긴다.

본고가 분석을 위해 선택한 두 변수인 지역 내총생산(경제성장)과 지방세출(공공지출) 사이에 상당한 인과관계가 존재한다는 점은 현실적으로도 나타나며, 대부분의 학자가 동의하고 있다. 즉, 경제성장과 재정지출 간 이론적 구조는 케인지안(Keynsian)을 따르는 견해와 와그너(Wagner) 가설을 따르는 견해로 나뉠 수 있다. 전자(케인지안)는 재정지출 증가가 경제성장을 촉진한다는 견해이다. 후자(와그너 가설)는 경제가 발전함에 따라 새로운 정부활동이 끊임없이 추가되고 기존의 정부활동이 확충됨에 따라 재정지출이 증대한다는 견해이다.

두 시각에 대하여 한국의 지방재정지출과 지역경제성장에 관한 인과관계를 실증적으로 분석한 연구로는 노근호 외(1995)가 시초인데, 노근호 외(1995)에서는 지방재정지출이 지역경제성장에 미치는 승수효과는 비교적 큰 반면, 지역경제성장이 지방총세출에 미치는 승수효과는 상대적으로 작은 편으로 나타났다. 즉, 케인지안과 와그너 가설을 모두 받아들일 수 있다고 하더라도, 그 효과의 크기로 볼 때 케인지안 모형이 더욱 지배적인 것으로 분석된 것이다. 이는 오병기(2001)에서도 확인된 바 있다.

이에 따라 본고에서는 노근호 외(1995)의 분석결과를 받아들여 케인지안적 인과관계를 설정하고, 변수들 사이에 진정한 인과관계가 존재하는지 알아보기 위해 OLS, GLS, 고정효과모형 등의 패널자료 회귀분석을 실시하였다. 즉, 종속변수로 1인당 GRDP를 두고 설명변수

로 사회개발비와 경제개발비의 패널 자료를 설정한 간이 분석을 실시하였으며, 그 결과는 <표 3>과 같다.

<표 3> 케인지안 모형의 패널자료 분석

설명변수	OLS	GLS	고정효과 모형
상수항	16.513***	16.540***	
SOC	0.165***	0.173***	0.053
ECO	-0.376***	-0.385***	-0.216**
Adjusted R-squared	0.340	0.666	0.407

주 : 1) 종속변수는 1인당 GRDP이고, SOC는 사회개발비, ECO는 경제개발비를 뜻함.

2) ***, **는 각각 1%, 5% 유의수준에서 계수가 유의함을 뜻함.

<표 3>을 보면, 서울과 경기도(인천 포함)의 횡단면·시계열 자료를 모두 고려할 때, 사회개발비는 모형에 따라 1인당 GRDP에 긍정적인 영향을 주기도 하나 고정효과모형에서는 계수가 유의하지 않게 나타났다. 이것은 오병기(2001)에서 수도권을 대상으로 실시한 분석 결과와도 일치한다(오병기, 2001: 135). 즉, 수도권 지역에서 사회개발비는 지역경제에 긍정적인 영향을 미치지 못하고 있는 것을 알 수 있는데, 그 이유는 인구의 과도한 집중 때문에 사회개발비의 증가가 제 효과를 발휘하지 못하는 것으로 추측된다.

한편 경제개발비는 세 모형 모두 지역경제에 부정적 영향을 주는 것으로 나타났다. 수도권 지역은 이미 각종 생산시설과 사회간접자본이 과밀화되어있는 지역이기 때문에 추가적인 경제개발비의 증가는 오히려 지역생산에

부정적인 외부불경제효과를 초래하였기에 이
런 결과가 도출되었을 것이다.⁹⁾

이상의 분석 결과, 수도권의 지방세출과 지
역내총생산이 일정한 인과관계를 가지고 있음
이 밝혀졌기에, 이하에서는 그랜저 인과관계
검증을 시도하도록 한다.

앞선 기초분석 결과 본고에서 분석할 변수
들이 모두 $I(1)$ 과정이며, 공적분 검정 결과에
서도 충분한 공적분 벡터가 존재하지 않는 것
으로 나타났기 때문에, 이하에서는 식 (3), (4)
와 같은 1차 차분 VAR을 이용하여 그랜저 인
과관계 검증을 시도한다. 이 때 VAR모형의
시차는 AIC기준에 따라 4로 결정하였고,¹⁰⁾ 추
정결과는 <표 4>에 요약하였다.

$$\Delta Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1t-i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2t-i} \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta X_t = b_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{3t-i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{4t-i} \Delta Y_{t-i} + v_t \quad (4)$$

ε_t 와 v_t 는 각각 white noise error

<표 4>를 보면 인과관계가 존재하지 않는다는
귀무가설이 기각된 경우는 ① DSGRDP \nrightarrow
DGSOC, ② DGSOC \nrightarrow DSGRDP, ③ DGGRDP
 \nrightarrow DSSOC로 나타났다. 각각 ①서울의 1인당
GRDP가 경기도의 사회개발비의 그랜저원인
이 아니라는 귀무가설, ②경기도의 사회개발비
가 서울의 1인당 GRDP의 그랜저원인이 아니
라는 귀무가설, ③경기도의 1인당 GRDP가 서

<표 4> 그랜저 인과관계 검증 결과

귀 무 가 설	F 통계량	확 률	귀 무 가 설	F 통계량	확 률
DSGRDP \nrightarrow DGEKO	1.504	0.241	DGGRDP \nrightarrow DSECO	0.447	0.773
DGEKO \nrightarrow DSGRDP	1.225	0.333	DSECO \nrightarrow DGGRDP	1.484	0.246
DSGRDP \nrightarrow DSSOC	1.797	0.171	DGGRDP \nrightarrow DSSOC	4.510***	0.010
DSSOC \nrightarrow DSGRDP	1.333	0.294	DSSOC \nrightarrow DGGRDP	0.521	0.721
DSGRDP \nrightarrow DSECO	0.342	0.846	DGGRDP \nrightarrow DGEKO	0.162	0.955
DSECO \nrightarrow DSGRDP	0.770	0.558	DGEKO \nrightarrow DGGRDP	0.311	0.867
DSGRDP \nrightarrow DGSOC	4.630***	0.009	DGGRDP \nrightarrow DGSOC	1.927	0.147
DGSOC \nrightarrow DSGRDP	3.488**	0.027	DGSOC \nrightarrow DGGRDP	1.469	0.251

주 : 1) 여기서 각각 DSGRDP, DGGRDP는 서울 및 경기도의 1인당 지역내총생산액, DSSOC, DGSOC는 서울
및 경기도의 사회개발비 지출액, DSECO, DGEKO는 서울 및 경기도의 경제개발비 지출액을 나타내며
1차 차분 변수임.

2) 확률은 귀무가설이 기각되지 않을 확률이며, **, ***는 각각 유의수준 5%, 1%에서 귀무가설이 기각되는
것을 의미함.

9) 패널자료를 이용하여 살펴본 결과, 전반적으로 수도권 지역에서 지방세출이 지역생산에 미치는 영향은 미미하거나 부정적인
것으로 나타났다. 시계열 자료를 이용하여 각 지역의 개별 변수를 대상으로 살펴볼 때는 그 결과가 달라질 것이다. 특히 A
지역의 지역내총생산(지방세출)과 B지역의 지방세출(지역내총생산)의 관계는 본고의 간이 패널분석에서 잡아낼 수 없는 부분
이다.

10) 지면상 생략하였으나 시차의 강건함을 확보하기 위해 VAR(3)와 VAR(5) 모형도 같이 추정하였으며 그 결과는 대동소이하
거나 VAR(4) 모형보다 통계적 유의성이 떨어졌다.

울의 사회개발비의 그랜저원인이 아니라는 귀무가설이다. 따라서 본고의 분석에 따르면 서울의 1인당 GRDP와 경기도의 사회개발비는 양 방향의 상호 그랜저원인 관계에 있지만, 경기도의 1인당 GRDP 증가는 서울의 사회개발비를 증가시키는 한 방향의 그랜저원인 관계만이 존재하는 것으로 나타났다.

서울이나 경기도의 사회개발비가 지역생산과 일정한 인과관계를 나타내는 반면, 경제개발비는 그렇지 못한 것은 오병기(2001)에서도 지적되고 있는 사항이다. 특별시, 광역시 등의 대도시 지역에서는 경제개발비보다 사회개발비가 더욱 큰 비중을 차지하고 있는 반면 경제개발비는 그렇지 못하기 때문에, 그리고 이미 생산시설이나 사회간접자본이 과밀화되어 있기 때문에 수도권 지역의 경제개발비는 지역경제와 그다지 큰 인과관계를 맺지 못하는 것으로 볼 수 있다.

본고의 분석에 따르면 수도권 각 지역 내부에서 1인당 GRDP 증가와 사회개발비의 증가 사이에 긍정적 인과관계가 존재하지 않는 반면,¹¹⁾ 지역 밖으로 넘치는 외부효과는 존재하는 것으로 나타났다. 즉, 서울의 1인당 GRDP 증가는 서울의 경제개발비나 사회개발비를 증가시키지 않는 반면 경기도의 사회개발비를 증가시키고 있다. 또한 경기도의 1인당 GRDP는 서울의 사회개발비를 증가시키는 관계를 보이고 있다.

서울의 1인당 GRDP와 경기도의 사회개발비가 상호 인과관계를 보이는 이유는 아마도

경기도(인천 포함)에 거주하는 지역민들의 직장이 많은 경우 서울에 소재하고 있기 때문인 것으로 판단된다. 지역민 다수의 거주지가 경기도이지만 소득원은 서울인 경우, 경기도 지역 주민들의 소득은 서울의 1인당 GRDP로 잡히지만 실제로 이 소득은 경기도 지역의 경제력을 증가시킬 것이다. 따라서 서울의 1인당 GRDP 증가는 서울의 사회개발비 증가보다 경기도의 사회개발비 증가를 가져온 것으로 볼 수 있다. 이는 서울의 지역생산이 경기도로 유출되는 효과가 존재한다는 증거이며, 이와 같은 직주분리(職住分離) 현상이 존재할 때, 단순히 각 지역의 1인당 GRDP에 기초하여 정책을 실시한다면 현실적으로 실효성을 발휘할 수 없을 것이다.

한편 서울의 1인당 GRDP와 경기도의 사회개발비는 상호 상승적 순환과정(양 방향의 인과관계)을 보이는 반면, 경기도의 1인당 GRDP와 서울의 사회개발비는 한 방향의 인과관계만 보이고 있어 순환과정이 상승적이지 못한 것으로 나타났다. 즉, 거주지가 경기도이나 직장은 서울인 주민이 다수일 때, 서울의 1인당 GRDP 증가는 경기도 지역의 경제력 증가를 가져오게 되고, 이것이 경기도의 사회개발비를 증가시키게 되며, 이로 인해 경기도 지역 주민의 복지나 삶의 질이 향상되어 노동력의 생산성을 증가시킬 것이고, 이것이 다시 서울의 1인당 GRDP 증가로 이어지는 순환과정이 나타난 것이라 보인다.

경기도 지역의 1인당 GRDP 증가가 서울의

11) 이것은 앞선 간이 패널분석의 결과와 일치한다.

사회개발비를 증가시키기는 하지만 그 이후의 상승적 순환과정을 나타내는 상호 인과관계를 보이지 않는 것까지 감안한다면, 서울에서 경기도로 유출되는 지역생산의 크기가 경기도에서 서울로 유입되는 지역생산의 크기보다 크다는 사실을 간접적으로 알 수 있다. 이는 달리 말해, 경기도 지역은 서울의 위성도시적 역할에 머물러 있으면서 수도권 중에서도 서울 지역으로 생산시설이나 소득창출원이 집중되어 있는 것을 뜻한다. 따라서 서울로 집중되어 있는 경제력을 분산하는 것은 수도권 내부에서도 꼭 필요한 작업이라 할 것이다.

V. 결론

지역균형발전과 지역경제의 활성화를 위해 많은 정부 정책이 발표되고 있다. 또한 지역경제를 활성화시키기 위한 지방정부의 역할은 무엇인지에 대하여 많은 연구가 진행되고 있다. 그리고 지방자치단체의 재정행위가 어떤 경우에 효율적인지에 대하여 세입·세출 측면에서 다양한 연구가 진행되고 많은 문헌이 출판되고 있다. 그런데 이런 정책과 연구들은 대부분 특정 지역의 경제적 활동이 다른 지역으로 넘나드는 효과를 고정된 것으로 취급하거나 무시하는 가정을 채택하고 있기에, 이런 가정을 바탕으로 도출된 결론은 실제로 나타나는 경제적·재정적 활동과 괴리가 있게 마련이다. 이에 본고는 실제로 어느 정도까지 그러한 효과, 즉 지역경제와 지방세출의 역외 유출입효과가 존재하는지 알아보았다.

수도권의 3개 광역자치단체를 대상으로 실

시한 그랜저 인과관계 검증 결과, 서울의 지역생산이 증가하면 경기도의 사회개발비가 증가하는 지역생산의 유출효과가 존재하는 것을 확인할 수 있었다. 이런 현상은 서울의 지역생산 증가가 명목상 서울의 1인당 GRDP를 증가시키지만, 실제로는 경기도의 경제력을 증가시키는 것을 뜻하며, 역으로 볼 때 경기도보다 서울 지역에 생산 활동이나 소득창출원이 집중되어 있는 것을 뜻한다. 즉, 수도권이라는 권역 안에서도 특히 서울특별시에 생산 활동이 집중되어 있는 것을 알 수 있다. 이러한 경제력의 집중 현상은 도시화로 인해 발생하는 많은 이득을 상쇄하고도 남을 사회·경제적인 불경제효과를 초래할 수 있으며, 실제로 그러한 현상이 나타나고 있는 실정이다. 그러므로 이러한 비효율을 시정하기 위해서는 수도권, 그 중에서도 특히 서울로 집중되는 경제적 역량을 분산시켜야 할 것이다.

본고의 분석에 추가하여 각 지역 주민의 직주분리 비율을 모형 내에 삽입하여 분석한다면, 본고의 분석에 대하여 좀 더 명확한 설명이 가능할 것이다. 그러나 현 시점에서 30년이 넘는 시계열의 직주분리 비율을 구하기가 어렵기에, 이 작업은 향후 연구과제로 남긴다.

본고는 지역생산과 지방세출의 역외 유출입효과를 알아보기 위해 지역내총생산이라는 변수를 선택하였는데, 지역내총생산 자료가 그 지역의 실질적인 소득 수준을 나타내기에는 한계가 있다는 면에서 본고의 분석 결과는 어느 정도 취약점을 안고 있다. 특히 수도권 지역과 같이 고도로 개방된 지역에서는 명목상 지역내총생산과 실제 지역의 소득 사이에 상

당한 피리가 존재할 수 있다. 그러나 현 단계에서 구할 수 있는 변수 중에서 30년이 넘는 장기 시계열 자료가 극히 제한적이기 때문에 본고에서는 지역내총생산을 대상으로 분석하게 되었다. 지역 소득을 정확히 반영하며 좀 더 장기의 시계열 변수를 구하여 분석하는 것은 향후 연구과제로 남긴다.

본고의 분석기간이 시계열 자료 분석에 활용하기에는 비교적 짧은 33개년이라는 것도 본고의 한계라고 할 수 있다. 또한 분석 기간 중에 행정구역의 개편이 있었기에 수도권 3개 광역자치단체 자료를 모두 사용하였으나, 분석에서는 경기도와 인천광역시의 자료를 통합하여 사용해야만 하였다. 그리고 분석 대상 변수 중 지역내총생산 자료는 다양한 기관에서 추계된 자료를 통합하였다는 면에서, 지방세출 자료는 세 번에 걸쳐 변경되었다는 점에서 시계열의 일관성 확보에 어려움이 있었다. 1996년 이후의 자료를 대상으로 할 경우에 행정자치부의 지방세출 추계 방식의 일관성과 통계청의 지역내총생산 자료의 일관성을 확보할 수 있으나, 분석하기에는 시계열의 길이가 너무 짧다는 문제점이 있다. 이러한 문제를 극복하기 위해서는 일관된 자료가 축적된 향후에 재차 검증을 해 보아야 할 것이며, 이는 향후 연구과제로 남긴다.

참고문헌

- 김성태, 2000, “한국 지방공공자본의 지역경제 성과분석”, 『재정논집』, 14(2):99~123.
 김정완, 2003, “지역생산의 역외 유출입에 관한 연구”, 『재정연구』, 9(2):53~73.

- _____, 2004, “지역생산의 역외 유출입에 따른 세원 조정 방안: 부가가치세의 공동세원화”, 『한국지방재정논집』, 9(2):51~76.
 노근호, 1995, “한국의 지역경제성장에 있어서 지방재정지출의 역할”, 청주대 박사학위 논문.
 노근호·정초시·김성태, 1995, “한국의 지역경제성장과 지방재정: 동태적 인과관계 분석을 중심으로”, 『경제학연구』, 43(2):37~64.
 모성은, 1998, “지역성장 및 지역격차에 관한 연구: 한국 11개 시도 및 4대 권역을 중심으로”, 단국대 박사학위논문.
 박병희, 2002, “지역경제력과 지방세수입 간의 관계에 대한 연구”, 『재정논집』, 16(2):119~137.
 송일호·정우수, 2002, 『계량경제실증분석』, 삼영사.
 신창호, 1995, “지방공공재 서비스의 지역간 유출효과와 지방정부간의 조정방안”, 『지방자치연구』, 7(1):115~134.
 오병기, 2001, “지방재정지출과 지역경제성장에 관한 연구”, 고려대 박사학위논문.
 오병기·김대영, 2005, “지방자치단체 사회개발비의 투자적 성격에 관한 연구”, 『2005년도 한국지방재정학회 학술세미나 발표논문집』, 123~153.
 우명동, 2001, 『지방재정론』, 도서출판 해남.
 이병기, 1995, “제조업 입지의 공간분포 패턴과 결정요인: 집적경제 효과 분석을 중심으로”, 중앙대 박사학위논문.
 전도일, 2000, 『지역경제학의 이해』, 교우사.
 행정자치부, 각 년도(1971~2003), 『지방재정연감』.
 허문구·최윤기·장재홍, 2004, 『경제성장과 지역간 격차』, 산업연구원.
 Alesina, A. and Spolaore, E., 2003, *The Size of Nations*, MIT Press, Cambridge Massachusetts.
 Arnott, R. and Grieson, R. E., 1981, “Optimal Fiscal Policy for a State or Local Government”, *Journal of Urban Economics*, 9: 23~48.
 Besley, Timothy and Coate, Stephen, 1999, “The Public Critique of Welfare Economics: An Exploration”, *NBER Working Papers* 7083, National Bureau of Economic Research.
 _____, 2003, “Centralized versus Decentralized Provision of Local Public

- Goods: A Political Economy Approach,” *Journal of Public Economics*, 87: 2611~2637.
- Bollens, S. A., and R. W. Caves, 1994, “Countries and Land Use Regionalism: Model of Growth Governance”, *International Journal of Public Administration*, 17(5): 851~880.
- Brainard, W. and Dolbear, F. T., 1967, “The Possibility of Oversupply of Local ‘Public’ Goods, a Critical Note”, *Journal of Political Economy*, 75: 86~90.
- Bramley, G., 1990, *Equalization Grants and Local Expenditure Needs*, Avebury, England.
- Case, A. C., Hines, J. R. and Rosen, H. S., 1993, “Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence, Evidence from the States”, *Journal of Public Economics*, 52: 285~307.
- Gordon, R. H., 1983, “An Optimal Taxation Approach to Fiscal Federalism”, *Quarterly Journal of Economics*, 98: 567~586.
- Granger, C. W. J., 1969, “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”, *Econometrica*, 37: 424~438.
- _____, 1988, “Some Recent Development in a Concept of Causality”, *Journal of Econometrics*, 39: 199~211.
- Lockwood, Ben, 2002, “Distributive Politics and the Costs of Centralization”, *Review of Economic Studies*, 69(2): 313~337.
- Lorz, O. and Willmann, G., 2005, “On the Endogenous Allocation of Decision Powers in Federal Structures”, *Journal of Urban Economics*, 57(2): 242~257.
- Murdoch, J., Rahmatian, M. and Thayer, M., 1993, “A Spatially Autoregressive Median Voter Model of Recreation Expenditures”, *Public Finance Quarterly*, 21: 334~350.
- Musgrave, R. A. and Musgrave, P. B., 1980, *Public Finance in Theory and Practice*, 3rd edition, McGraw-Hill Kogakusha Ltd.
- Oates, Wallace E., 1972, *Fiscal Federalism*, New York: Harcourt Brace Jovanovich.
- _____, 1999, “An Essay on Fiscal Federalism”, *Journal of Economic Literature*, 37(3): 1120~1149.
- 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.
- Ostrom, E., 1972, “Metropolitan Reform: Propositions Derived from Two Traditions”, *Social Science Quarterly*, 53: 474~493.
- Parks, R. B., 1991, “Countries in the Federal system: The Interlocal Connection”, *Intergovernmental Perspective*, 17(Winter): 45~53.
- Pauly, M., 1970, “Optimality, ‘Public’ Goods and Local Governments: a General Theoretical Analysis”, *Journal of Political Economy*, 78: 572~585.
- Redoano, M. and Scharf, K., 2004, “The Political Economy of Policy Centralization: Direct versus Representative Democracy”, *Journal of Public Economics*, 88: 799~817.
- Rusk, D., 1993, *Cities without Suburbs*, Washington, D. C.: Woodrow Wilson Center Press.
- Tiebout, C. M., 1956, “A Pure Theory of Local Expenditures”, *Journal of Political Economy*, 64(Oct): 416~424.
- [http://kosis.nso.go.kr/\(통계청 통계정보시스템\)](http://kosis.nso.go.kr/(통계청 통계정보시스템))
- 원 고 접 수 일 : 2005년 8월 29일
1차심사완료일 : 2005년 9월 21일
2차심사완료일 : 2005년 10월 17일
최종원고채택일 : 2005년 11월 2일

부록

〈부표 1〉 단위근 검정 결과

변 수		수 준		1차 차분	
		ADF t-통계량	임 계 치	ADF t-통계량	임 계 치
서울특별시	사회개발비	-0.185	-3.670	-6.157*	-3.670
	경제개발비	-1.133	-3.654	-4.430*	-3.662
	1인당 GRDP	-2.163	-3.700	-4.612*	-3.670
경기도 (인천 포함)	사회개발비	0.108	-3.654	-7.190*	-3.662
	경제개발비	-0.563	-3.654	-8.678*	-3.662
	1인당 GRDP	-1.773	-3.662	-4.105*	-3.662

주 : 임계치는 1% 유의수준이며, *는 1% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각한다는 의미임.

〈부표 2〉 공적분 검정 결과

	SGRDP & SSOC		SGRDP & SECO		SGRDP & GSOC		SGRDP & GECO	
	Trace 통계량	Max-Eigen 통계량	Trace 통계량	Max-Eigen 통계량	Trace 통계량	Max-Eigen 통계량	Trace 통계량	Max-Eigen 통계량
귀무가설								
공적분벡터 없음	4.299	4.014	6.059	3.976	4.054	3.436	4.663	4.208
최대 1개의 공적분벡터	0.285	0.285	2.083	2.083	0.618	0.618	0.455	0.455
	GGRDP & GSOC		GGRDP & GECO		GGRDP & SSOC		GGRDP & SECO	
	Trace 통계량	Max-Eigen 통계량	Trace 통계량	Max-Eigen 통계량	Trace 통계량	Max-Eigen 통계량	Trace 통계량	Max-Eigen 통계량
귀무가설								
공적분벡터 없음	3.820	3.712	4.235	3.510	3.408	3.292	6.742	3.916
최대 1개의 공적분벡터	0.108	0.108	0.725	0.725	0.116	0.116	2.826	2.826

주 : 1) 자료에 선형의 확정적 추세가 있는 것을 가정하나, 공적분벡터에는 상수항만을 고려하고 선형추세는 제외한 결과임.

2) 임계치는 Osterwald-Lenum(1992)을 참조.