

지방분권 전·후 시기의 공공자본의 생산성과 공간적 배분 효율성 비교*

Decentralization and Allocational Efficiency of Public Capital in Korea

최 병 호** · 이 근 재*** · 문 시 진****

Choe, Byeongho · Lee, Keunjae · Moon, Si-Jin

Ⅰ 목 차 Ⅰ

- I. 서 론
- II. 연구의 배경과 방법론
- III. 자료와 분석 모형
- IV. 지역생산함수 추정과 공공자본의 공간적 배분
- V. 요약 및 결론

이 논문에서는 지방분권 시행 이전과 이후 기간을 구분하여 공공자본의 생산성과 공간적 배분 효율성을 분석하여 비교함으로써 분권이 지역경제성장에 미친 영향에 관한 함의를 도출한다. 지방분권의 실시와 함께 균형발전에 대한 정치적, 사회적 요구가 높아지면서 공공자본의 배분 측면에서는 오히려 효율성의 손실이 나타나고 그 결과 경제성장에 부정적인 영향을 미쳤을 가능성을 검토한다. 지역생산함수 추정의 결과 지방분권 시행 이후에 공공자본은 민간자본에 비해 과잉 공급되는 가운데 공간적 배분 상의 효율성은 꾸준히 악화된 것으로 나타난다. 또한 지방분권의 시행 이후 정부의 공공투자 정책의 기준이 효율성에서 형평성으로 전환된 것으로 나타난다. 지방분권 시행 이후에 균형발전이 오히려 강조되어 공공자본 배분 상의 비효율이 높아졌다는 점은 경제성장에 부정적인 영향을 초래하였을 가능성을 시사한다.

* 이 논문은 한국조세연구원의 2010년 재정네트워크 사업에서 수행한 연구를 수정·보완한 것임을 밝힘

** 부산대학교 경제학과 교수(주저자)

*** 부산대학교 경제학과 교수(교신저자)

**** 부산대학교 경제학과 박사과정 수료(공동저자)

논문 접수일: 2012. 2. 8, 심사기간(1,2차): 2012. 2. 9 ~ 2012. 3. 15, 게재확정일: 2012. 3. 15

□ 주제어: 지방분권, 경제성장, 공공자본, 공간적 효율성

This paper studies the effect of decentralization on regional economic growth in Korea by analyzing the productivity and spatial allocational efficiency of public capital before and after the adoption of decentralized system. Based on the fact that both political and social requirements for the balanced development has been elevated since the beginning of decentralization system in the mid 1990s, one might suspect that there has been efficiency loss in the public capital allocation. Through the estimation of regional production function, we find the evidence that public capital has been over-provided after the mid 1990s while the distortion in the spatial allocation of public capital was aggravated comparing with the earlier period. We also find the evidence that the principle of the public investment policy turned from efficiency toward equity since the mid 1990s. These results show that with regard to the public investment policy, the adoption of decentralized system would affect negatively to the regional economic growth in Korea.

□ Keywords: decentralization, economic growth, public capital, spatial efficiency

I. 서론

경제적 측면에서 분권은 공공부문의 의사결정에 시장원리를 도입함으로써 효율성을 증진시키는 것으로 알려져 있는데, 그 경로는 다양하다. 우선 Oates(1972)는 널리 알려진 분권화 정리에서 분권적 의사결정에 의해 지역별로 서로 다른 주민들의 선호와 환경을 반영하여 차별적으로 공공서비스를 공급할 수 있다면 모든 지역에 동일적으로 공공서비스를 공급하는 경우에 비해 사회적 후생을 높일 수 있다고 주장하는데, 이는 분권의 효율성 제고 효과에 관한 대표적인 이론이다. 다른 측면에서 Brennan and Buchanan(1980)은 분권 하에서 이루어지는 지방정부간 경쟁은 주민들에 대한 과도한 조세부과를 제한하면서 효율적인 공공서비스를 공급하도록 유도한다고 주장한다. 나아가 Vazquez and McNab(2003)은 분권은 공공서비스의 생산과 공급에 있어서 혁신의 유인을 제공함으로써 배분 상의 효율성을 증진시킨다고 주장한다.

한편 분권의 효율성 제고 효과는 동태적으로도 작동하여 경제성장을 촉진시키는 것으로

주장되기도 한다(Oates, 1993). 이 주장을 검증하기 위해 이루어진 많은 실증적 연구에서는 일반적으로 분권지수와 경제성장 간의 관계에 대한 시계열 혹은 횡단면 분석을 실시하는데, 그 결과는 상당히 혼재된다.¹⁾ 다수의 연구들은 전체 정부지출 또는 수입에서 하위정부의 지출 또는 수입이 차지하는 비중으로 측정된 표준적인 분권지수를 사용하지만, 분권 수준의 측정은 그 자체로 매우 힘든 작업이며, 기존 연구들에서 상충적인 결과가 나타나는 이유는 잘못 정의된 분권지수를 사용한 탓으로 지적하기도 한다.

이 처럼 경제적 측면에서 분권의 대표적인 성과는 정태적 및 동태적 차원에서의 자원배분의 효율성 증진이라고 할 때, 분권이 경제성장에 미친 영향을 확인하는 작업은 매우 중요하다. 하지만 우리나라의 경우는 선행연구들과 같이 분권지수를 통해 이 문제를 검증하는 데에는 근본적인 제약이 있다. 예를 들어 하위정부가 과세자주권을 보유한 재정수입의 비중만으로 분권지수를 산정해야 한다는 Thornton(2007)의 지적에 따르면 우리나라의 지방자치단체는 제한적인 과세자주권만 보유하지만 거의 사용하지 않으므로 분권지수의 값은 거의 0에 가깝다. 또한 한국의 지방세는 세율이 사실 상 고정되어 있어서 정부 간 재정이전의 한 유형으로 볼 수 있다는 Kim(2004)의 주장에서도 이런 점을 확인할 수 있다.

이러한 제약에도 불구하고 한국에 있어서도 지방분권이 경제성장에 미친 영향을 살펴보는 작업은 여전히 필요하다. 그것은 분권이 경제성장에 미치는 영향에 관한 이론적 주장의 타당성을 검증할 필요가 있다는 점과 함께 그 결과를 통해 경제적 측면에서 분권 관련 정책의 유효성을 확인하고 평가할 수 있기 때문이다.

이 논문에서는 선행연구와는 차별적인 접근방식으로서 지방분권 시행 전후 시기를 구분하여 공공자본의 생산성과 공간적 배분 효율성을 비교 분석하는 방법을 통해 분권이 경제성장에 미친 영향에 관한 함의를 모색하고자 한다. 이러한 방법을 사용하는 것은 이미 언급한 분권지수 선정에 관한 제약과 함께 우리나라에서는 정책적 측면에서 분권은 균형발전과 밀접한 관계를 지닌 개념으로 인식되어왔다는 사실을 고려한 것이다. 잘 알려진 바와 같이 지방분권 시행 이후 재정자원의 배분에서 지역 간 형평성은 그 이전 시기에 비해 보다 강조되어 왔다(최병호·정종필, 2007; 최병호 외, 2008; 주만수, 2009 등). 재정자원은 공공투자의 원천임을 감안하면, 이러한 결과는 공공투자의 공간적 재분배가 광범위하게 이루어졌음을 의미한다. 만약 분권이 진행됨에 따라 공공투자가 형평성을 보다 강조하여 배분되었음을 확인할 수

1) 몇몇 연구에서는 재정분권과 경제성장 간에 정의 관계를 확인한(Akai and Sakada, 2002; Zhang and Zou, 2001; Thiessen, 2003; Iimi, 2004 등) 반면 다른 연구에서는 이러한 관계를 확인하지 못한다(Xie, Zou and Davoodi, 1999; Thornton, 2007; Baskaran and Feld, 2009 등). 또 다른 연구에서는 양자 간에 부의 관계가 있음을 보이기도 한다(Davoodi and Zou, 1998; Zhang and Zou, 1998 등).

있다면 분권으로 공공투자의 공간적 배분 효율성은 저해되었으며, 그 결과 경제성장에는 부정적인 영향을 미쳤다고 볼 수 있다.

이 논문에서는 1980년 중반부터 최근까지 지역별 공공자본과 민간자본의 추계치를 통해 구축된 패널자료를 이용하여 지역생산함수를 추정함으로써 공공투자가 민간부문 산출에 미치는 영향을 추정하며, 지역별 공공자본의 한계생산성을 도출한다. 특히 지방자치제도 시행 전후 시기의 비교를 통해 공공투자의 배분 측면에서 효율성 변화를 검토하며, 이를 통해 공공투자의 배분이 경제성장에 미친 영향을 모색해본다.

이 논문은 다음과 같이 구성된다. 서론에 이어서 제2절은 배경과 방법론에 대한 설명으로서 재정분권과 경제성장 간의 관계에 대한 선행연구 검토를 통해 문제점을 파악하고 본 연구의 방법론을 제시한다. 제3절은 실증분석 모형과 함께 사용된 자료에 대해 설명한다. 제4절에서는 실증분석의 주요 결과를 제시하며, 그러한 결과가 나타난 원인에 대해 검토한다. 제5절에서는 결과를 요약하고 함의를 제시한다.

II. 연구의 배경과 방법론

재정분권이 경제의 동태적 효율성에 미치는 긍정적인 영향을 주장한 Oates(1993) 이후 1990년대 중반 이후 이 문제에 관하여 많은 연구가 이루어졌다. 대부분의 연구에서는 경제 성장에 대한 분권지수의 영향을 실증적으로 파악하는데, 분석 대상과 분권지수의 선정 등 측면에서 다양하게 분류할 수 있다. 특히 분권지수에 있어서는 많은 연구들이 전체 재정수입(또는 재정지출)에서 하위정부의 재정수입(또는 재정지출)이 차지하는 비중으로 정의된 표준적인 분권지수를 사용하지만(Davoodi and Zou, 1998; Zhang and Zou, 1998; Xie et al., 1999; Thissen, 2003; Iimi, 2005), 다음과 같이 다양한 문제점이 지적된다.

우선 Iimi(2005)는 이 분야 연구에서 상충적인 결과들이 나타나는 이유는 분권지수의 정의와 밀접한 관련이 있다고 본다. Ebel and Yilmaz(2002)는 다양한 분권지수를 사용하여 분권이 경제의 안정성, 경제성장 및 공공부문의 규모에 미치는 영향을 검증한 결과 사용한 지수에 따라 결과가 매우 다르게 나타남을 확인한다. 따라서 그들은 측정된 분권수준을 신뢰할 수 없다면 분권이 어떤 부문의 성과에 미치는 영향을 확정적으로 주장할 수 없다고 지적한다. Akai and Sakata(2002)는 표준적인 재정분권지수는 지방의 재정적 권한을 정확하게 측정하지 못함을 지적하면서 전체 재정수입에서 지방정부의 자체수입이 차지하는 비중으로 정의된 자치권지수와 표준적인 재정분권지수를 각각 사용한다. Thornton(2007)은 지

방정부의 수입과 지출 비중이 높다는 것이 항상 높은 재정분권을 의미하지는 않는다고 강조한다. 그는 지방정부가 완전한 자주권을 보유한 조세수입이 전체 재정수입에서 차지하는 비중으로 재정분권 수준을 측정하여 19개 OECD 국가들에 대해 실증적으로 분석한 결과 재정분권이 경제발전에 통계적으로 유의적인 영향을 미치지 못함을 확인한다. 또한 Rodriguez-Pose and Ezcurra(2010)도 재정분권지수와 함께 행정분권과 정치분권 변수를 통제변수로 사용하는데, 26개 OECD 국가의 자료를 사용한 분석에서 재정분권은 경제성장에 대해 부정적 영향을 미침을 확인한다.

우리나라에 있어서 최근 들어 재정분권과 경제성장 간의 관계에 관한 몇몇 연구들이 발표된 바 있다. 김현아(2007)는 지방세출 변수와 지역소득 변수간의 관계를 실증적으로 분석하는데, 일반적으로 사용하는 전체 재정지출에서 자치단체의 재정지출이 차지하는 비중을 통해 재정분권수준을 측정한다. 분석 결과 이전재원의 증가를 통한 지방정부의 세출 비중 변화와 해당 지역의 소득 간에 정의 상관관계가 나타남을 보이면서 세출증가를 통한 재정지출이 기초자치단체의 경제성장을 유인할 가능성을 지적한다. 한편 김종구(2008)는 1995년부터 2005년까지 광역자치단체의 패널자료를 이용하여 지방재정지출 변수가 지역경제성장 및 수렴속도에 긍정적인 효과를 미쳤음을 확인한다. 또한 김정훈(2010)은 김종구(2008)와 같은 맥락에서 경제성장의 수렴모형을 이용하여 재정분권이 경제성장에 미치는 영향을 분석한다. 이 연구에서는 지방자치가 시작된 1995년 이전과 이후에는 특히 1인당 GRDP와 1인당 지방세의 수렴 추이가 상당히 다름을 확인하는데, 즉 지방자치제도 시행 이전에는 이러한 변수들의 수렴추이가 뚜렷하였으나 이후에는 수렴추이가 약해지거나 오히려 확산되는 경향이 나타남을 보인다.

이와 같이 분권지수의 선정은 경제성장과 지방분권 간의 관계에 관한 연구에서 필수적으로 선행되어야 할 작업이지만 적절하면서도 타당한 분권지표에 관한 합의는 아직까지 이루어지지 않고 있다. 한국에 있어서 경제성장에 대한 지방분권 시행의 영향을 검토한 연구들이 서로 다른 방법을 사용한 것은 이러한 문제와 무관하지 않은 것으로 보인다.

특히 한국의 경우에는 적절한 분권 지표를 선정하는 데에는 근본적인 제약이 있음을 간과할 수 없다. 전체 조세수입에서 지방세수입의 비중은 매년 20%를 넘지만 지방정부는 지방세에 관해 거의 자율권을 보유하지 못한다. 이런 점에서 Kim(2004)은 한국의 지방세는 세율이 실제적으로 고정되어 있으므로 정부 간 재정이전의 한 유형으로 볼 수 있다고 주장한다. 또한 이런 주장을 Thronton(2007)의 견해와 결합시키면 한국은 재정적으로 집권화된 국가로 볼 수 있다.

나아가 정치적 및 정책적 측면에서 분권의 개념에 대해 상당한 혼란이 있어왔다는 사실도 고려할 필요가 있다. 지역격차의 해소라는 오래된 정책과제 탓에 분권의 개념은 지역 간 재

분배정책 또는 공간적 형평화정책과 분리되지 않은 채 사용된 경향이 나타난다. 이는 지난 정부에서 지방분권과 국가균형발전을 동시에 국가적 정책 어젠더로 설정하고 관련 정책을 시행했다는 점에서 잘 확인할 수 있다. 또한 상대적으로 부유한 자치단체는 재정분권을 위해서는 일부 국세를 지방세로 이전해야 한다고 주장하는 반면 재정여건이 좋지 않은 자치단체들은 자신들에게 보다 많은 재정자원이 주어져야 한다고 주장하는 등(Kim, 2004) 자치단체들이 재정여건에 따라 상반된 주장을 펼친다는 점에서도 분권과 균형발전의 개념이 혼재되어 사용됨을 확인할 수 있다.

이러한 이유로 이 논문에서는 대안적 방법을 통해 우리나라에서 분권이 경제성장이 미친 영향에 관한 함의를 찾고자 하는데, 지방분권 전후 시기의 공공자본의 생산성과 공간적 배분 효율성을 비교, 검토하는 방법이 그것이다. 즉 지역생산함수 추정을 통해 공공자본과 민간자본의 산출탄력성을 도출하며, 그 값을 이용하여 자본 별 지역별 한계생산성을 구한다. 만약 공공자본의 지역 간 한계생산성의 격차가 지방분권 이후에 감소한 것으로 나타난다면 이는 한계생산성이 높은 지역으로 보다 많은 공공투자가 이루어짐에 따라 공공자본의 공간적 배분에서 왜곡이 줄어들었으며, 따라서 공공투자의 배분 측면에서 지방분권은 경제성장에 긍정적인 영향을 미쳤음을 함의한다. 반면 지역 간 공공자본 한계생산성의 격차가 지방분권 이후에 오히려 확대된 것으로 나타난다면 분권 시행 이후에 공공투자의 공간적 배분에 있어서 왜곡이 심화되었으며, 이런 점에서 지방분권은 경제성장에 부정적인 영향을 미친 것으로 볼 수 있다.²⁾

Ⅲ. 자료와 분석 모형

1. 지역별 자본스톡의 추계

이 논문에서는 기본적으로 지역생산함수의 추정함으로써 생산요소 별 산출탄력성을 도출

2) 이 논문은 방법론 측면에서 우리나라 공공자본이 지역경제성장에 미치는 효과를 확인함으로써 공공자본이 경제성장에 미치는 영향을 파악한 이근재·최병호(2010)의 연구와 유사하다. 그러나 이 논문은 전혀 다른 문제의식에서 출발하고 있으며, 연구의 구체적인 내용도 다르다. 이근재·최병호(2010)는 1998년부터 2006년 사이 공공자본의 생산성과 공간적 배분방식을 분석하면서 공간적 배분 비효율성으로 인해 발생하는 GDP 손실을 추정하고 있다. 반면 이 연구는 지방분권이 경제성장에 미친 영향을 파악하기 위한 동기 하에 지방자치제도로 인해 공공자본의 생산성은 어떤 영향을 받았으며, 공간적 배분방식은 어떻게 변화되었는가를 살펴본다는 점에서 차별적이다.

하며, 그 결과를 이용하여 지역별 공공자본의 한계생산성을 계산하고 지역간 편차를 파악하여 지방분권 전후 시기에 대해 비교하는 방법을 이용한다. 여기서 사용하는 변수는 1985년에서 2006년까지 22년간의 시·도별 패널 자료이다.

우선 산출변수는 민간부문의 산출로서 통계청의 지역내총생산에서 정부부문의 산출을 차감하여 실질변수로 변환한 값을 사용한다. 투입요소 가운데 민간 노동의 경우는 노동부의 '사업체노동실태조사보고서'의 지역별·산업별 종사자수 자료 가운데 정부 관련 종사자수를 차감한 값을 이용한다. 자본스톡의 경우는 지역별 자료가 공식적으로 발표되지 않기 때문에 이근재·최병호·문시진(2010)이 추계한 1977~2006년의 민간자본과 공공자본 추계 자료에서 해당 기간 자료를 발췌하여 사용하는데, 추계 방식은 다음과 같이 요약된다.

첫째, 지역별 공공자본스톡의 추계에는 다항식 기준연도접속법을 사용한다. 이 방법은 기준 연도에 실제 조사된 자본스톡자료에 연도별 투자 자료를 접속하여 두 기준연도 사이의 연도별 자본스톡을 추계하는 방식으로서 기준연도의 실사된 자본스톡자료를 중심으로 간접적으로 감가상각률을 추정하여 추계에 이용한다. 정률법을 따른다는 가정 하에 δ 를 감가상각률로 두면 t 기의 i 지역의 순자본스톡 NK_t^i 는 식 (1)과 같이 추계된다.

$$NK_t^i = I_t^i + (1 - \delta_{t-1})I_{t-1}^i + (1 - \delta_{t-2})^2 I_{t-2}^i + \dots \\ + (1 - \delta_{t-s+1})^{s-1} I_{t-s+1}^i + (1 - \delta_{t-s})^s NK_{t-s}^i \quad (1)$$

여기서 기준연도인 t 기와 $t-s$ 기의 i 지역의 순자본스톡을 의미하는 NK_t^i 와 NK_{t-s}^i 의 값은 1977년, 1987년 및 1997년 등 3개 연도의 '국부통계조사(통계청)'에서 실사된 경제주체별 및 시·도별 유형고정자산 자료 가운데 정부부문 자료를 사용한다. 또한 t 기의 i 지역의 투자 I_t^i 는 지방재정연감에 나타난 시·도별 일반회계부문 자본지출 자료를 사용한다.³⁾

연도별 감가상각률 δ 를 추정하기 위해서는 연도별 투자액과 자본스톡을 파악해야하는데, 국부통계조사는 3개 연도에만 이루어졌으므로 이를 이용해서는 연도별 감가상각률의 추계가 불가능하다. 따라서 표학길(2003)의 '한국의 산업별·자산별 자본스톡추계(1953~2000)'와 통계청(2008)의 '2007년 말 기준 국가자산통계 추계결과(1997~2007)' 자료를 사용하는데,⁴⁾ 이 자료들을 이용하여 전국 단위의 연도별 감가상각률을 추정한다. 또한 추정된 전국

3) 시·도 별로 분청과 소속 기초자치단체의 자본지출액을 합한 값이다.

4) 표학길(2003)과 통계청(2008)의 추계치 사이에는 약 1.3% 정도의 차이가 나타나는데, 최근 발행된 통계를 사용한다는 원칙에 따라 국가자산통계의 1997년 자료를 기준으로 표학길의 추계치를 조정된 결과 감가상각률은 -10.4~10.3%의 값으로 나타난다. 다항식 기준연도접속법 하에서 부(-)의

단위의 감가상각률은 지역 단위의 감가상각률에도 동일하게 적용된다고 가정하여 지역별 공공자본스톡을 추계한다. 나아가 국가자산통계의 전국 단위 자본스톡과 국부통계조사 기준연도의 지역별 자본스톡의 전국합의 크기를 비교하는데, 두 통계치 간에 약 1.4% 정도의 차이가 존재하므로 국가자산통계를 기준으로 그 차이를 조정한다. 이러한 과정을 통해 기준연도 지역별 자본스톡에 감가상각률과 지역별·연도별 투자액을 적용하여 16개 시도별·연도별 공공자본스톡을 추계한다. 공공자본스톡 추계의 전 단계에 사용된 통계 및 추계 자료는 총고정자본형성 디플레이터를 이용하여 모두 실질가치로 환산한 값들이다.

둘째, 지역별 민간자본스톡의 추계에 있어서도 공공자본스톡의 추계와 동일한 방식을 적용할 수 있다. 그런데 민간투자액으로 이용할 수 있는 자료는 한국은행 국민계정의 총고정자본형성 통계인데, 이 통계에서는 전국 단위에서는 민간과 정부를 구분하고 있지만 지역 단위의 통계는 민간과 정부의 투자액이 구분 없이 제공되고 있다는 문제가 있다. 이러한 한계로 인해 지역별 민간자본스톡의 추계는 다항식 기준연도접속법을 적용하는 대신 전국 단위의 민간자본스톡을 적절한 기준⁵⁾에 따라 지역별로 할당하는 방식을 사용한다.

민간자본스톡을 추계에 있어서도 전국 단위의 연도별 민간자본스톡을 산업별로 추계한 표학길(2003)의 '한국의 산업별·자산별 자본스톡추계(1953~2000)' 자료 중 산업별 순자본스톡 추계치를 사용한다. 또한 2000년 이후의 자료는 통계청(2008)의 국가자산통계 생산자산의 경제활동별 자산액 자료 이용하여 연장한다. 그런데 표학길(2003)은 9개의 산업으로 구분하여 순자본스톡을 추계한 반면 통계청(2008)의 국가자산통계의 경제활동별 자료는 경제활동별로 16개의 항목으로 나누고 있으므로 국가자산통계의 항목들을 표학길(2003)의 기준에 맞게 통합하고, 정부부문의 3개 항목은 제외시킨다. 한편 이러한 방식으로 분류된 전국 단위의 연도별·산업별 민간자본스톡은 일정한 기준을 적용하여 지역별로 할당한다. 또한 할당된 지역별·산업별 민간자본스톡은 총고정자본형성 디플레이터를 사용하여 실질가치로 변환한다.

2. 지역총생산함수 추정모형

실증분석은 공공자본과 민간자본을 함께 포함한 지역생산함수의 추정으로부터 시작하는데, 기본적인 생산함수는 다음과 같다.

감가상각률이 추계된 예는 Nishimizu(1974)와 Kuroda et al.(1996) 등을 들 수 있다. 한국의 경우에도 현진권·권호영(2002)과 표학길(2003) 등의 추계에서 부의 감가상각률이 나타나는데, 이는 국민계정 상의 고정자산형성 자료는 일반적으로 저평가되는 반면 국부통계조사의 실사자료는 고평가되어 발생하는 문제로 판단된다(표학길 2003).

5) 기준은 부록의 <부표 1>참조.

$$Y_{i,t} = f(PL_{i,t}, GK_{i,t}, PK_{i,t}) \quad (2)$$

위 식에서 Y 는 지역내총생산(GRDP), PL 은 민간부문의 노동자수, 그리고 PK 와 GK 는 각각 민간부문과 공공부문의 자본스톡을 나타낸다. 또한 i 는 16개 시·도를, t 는 연도를 각각 나타낸다.

추정에서는 Cobb-Douglas형 생산함수를 가정한다. 공공자본이 민간부문의 산출에 미치는 효과를 지방분권 전·후 시기로 구분하여 살펴보기 위하여 노동, 공공자본 및 민간자본에 각각 더미변수를 곱한 상호작용변수를 설명변수로 두는데, 더미변수는 지방분권 이전 시기인 1985-1995년은 0, 1996년 이후는 1로 둔다. 또한 거시경제적 여건을 고려하기 위하여 지역별 실업률(u)과 국제유가(OP) 등 거시경제 변수를 설명변수로 추가하며, 1990년대 말의 특수 상황을 반영하기 위하여 외환위기기는 1로, 나머지 년도는 0으로 두는 더미변수(EC)를 추가한다. 실업률은 경제활동인구조사(통계청) 자료를 이용하는데, 시·도별 자료는 1989년부터 존재하므로 그 이전 기간은 시계열자료로 대체한다. 또한 원유가격은 <http://www.inflationdata.com>의 자료를 원화로 환산하여 실질금액으로 변환한다⁶⁾.

이상의 변수들을 고려하여 로그 선형화한 추정방정식은 다음의 식 (3)과 같다.

$$\begin{aligned} \ln Y_{i,t} = & \ln A + \alpha_1 \ln PL_{i,t} + \alpha_2 D \times \ln PL_{i,t} + \beta_1 \ln GK_{i,t} + \beta_2 D \times \ln GK \\ & + \gamma_1 \ln PK_{i,t} + \gamma_2 D \times \ln PK_{i,t} + \eta_1 u_{i,t} + \eta_2 OP_t + \eta_3 EC + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

위 식의 추정에서 도출된 투입요소 별 계수 추정치는 산출탄력성이 된다. 지방분권 전·후 시기의 산출탄력성 변화 가능성을 고려하기 위해 시간 더미를 고려한 상호작용변수가 포함되어 있는데, 추정 결과 투입요소 별로 상호작용변수의 계수 추정치가 통계적으로 유의하다면 분권 전·후의 산출탄력성은 차이가 있음을 의미한다.

지역 생산함수 추정에 사용된 변수들의 85년, 96년 2006년의 기초통계량이 <표 1>에 제시된다. 공공자본 대비 GRDP의 값은 1985년에 평균적으로 3.91인데 반하여, 2006년에는 1.95로 약 절반 정도로 하락하였다. 이는 지속적으로 공공자본의 생산성이 하락하였으며, 그 하락 폭이 상당히 클 가능성을 시사한다. 공공자본 대비 GRDP의 최소지역과 최대지역 간 비율을 보면, 1985년에는 최소지역이 최대지역의 약 21.49% 정도이고, 1996년에는 20.45%이며, 2006년에는 약 7.4% 포인트 하락한 13.07%로 나타난다. 이러한 결과는

6) 원유가격은 생산 측면에 큰 영향을 미치므로, 거시경제 상황을 대변하는 경제지표로 자주 사용된다. 선행연구 중 Karras(2007)도 생산함수 추정에서 원유가격을 통제변수로 추가한 바 있다.

1996년 이후 공공자본투자가 상대적으로 낙후 지역을 중심으로 이루어졌을 가능성이 있음을 보여준다.

<표 1> 변수들의 연도별 기초통계량(2000년 가격기준 실질값)

	1985년		1996년		2006년	
	평균	최소/최대 (%)	평균	최소/최대 (%)	평균	최소/최대 (%)
GRDP (십억원)	19,803 (16,102)	3.36	39,342 (37,194)	3.61	45,166 (47,141)	3.45
PL(명)	365,200 (370,367)	1.81	424,503 (477,875)	2.48	730,282 (849,025)	3.77
GK (십억원)	4,512 (1,985)	15.63	15,523 (8,613)	12.65	24,100 (15,821)	10.84
PK (십억원)	31,406 (27,788)	3.46	92,440 (95,688)	3.47	118,246 (122,779)	4.00
GRDP/GK	3.91	21.49	2.42	20.45	1.95	13.07

주: ()안의 값은 표준편차임.

IV. 지역생산함수 추정과 공공자본의 공간적 배분

1. 지역생산함수의 추정과 결과

지역생산함수의 추정에서는 1985~2006년의 22년 동안 16개 광역자치단체의 자료가 결합된 패널자료를 이용한다. 분석 기간 중 시계열 관측치 수는 모두 22년 동안이지만 대구, 인천, 광주는 1987년부터, 대전은 1997년부터, 그리고 울산은 1998년부터 각각 자료가 존재하므로 전체 자료는 불균형 패널이 된다.

추정에 사용되는 패널자료는 시계열적 특성을 가지므로 각 변수들의 안정성 검정 및 공적분 검정을 실시하는데, 검정 결과 모든 변수가 $I(1)$ process를 갖고 변수들간 공적분관계가 있는 것으로 나타난다⁷⁾. 따라서 산출변수(*GRDP*)와 투입요소들의 수준변수를 이용하여 지

7) 일반적으로 패널단위근 검정으로 LLC, IPS, ADF 및 PP 등의 방법이 이용되고, 패널단위근 검정

역생산함수를 추정할 수 있다.

생산함수 추정 결과는 <표 2>에 제시되는데, 각 투입요소 계수의 추정치는 부호와 값, 그리고 유의성 등에 있어서 모형에 관계없이 상당히 강건함을 알 수 있다.⁸⁾⁹⁾ 대부분 계수 추정치의 부호는 예상한 바와 같으며, 모든 모형에 있어서 F값은 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 민간자본의 계수 추정치는 0.3167~0.3801 사이임에 비해 공공자본의 계수 추정치는 그 보다 낮은 0.1437~0.1611 사이의 값을 가지는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 공공자본도 민간부문의 산출에 정의 기여를 하였으나 민간자본의 산출탄력성은 공공자본에 비해 두 배 이상 높았음을 보여준다.

한편 지방분권 시행 이후 투입요소 별 생산성의 변화 여부는 각 상호작용변수의 계수 추정치를 통하여 확인할 수 있다. 모든 모형에서 세 가지 상호작용변수의 계수 추정치는 유의적인 값으로 나타남으로써 지방분권 시행 이후에 각 투입요소의 산출탄력성이 변화되었음을 알 수 있다. 먼저 노동의 경우는 상호작용변수의 계수 추정치는 -0.09 내외의 유의적인 값으로 나타나지만 민간자본의 상호작용변수의 계수 추정치는 모든 모형에서 0.15~0.2 사이의 유의적인 값을 가진다. 이는 지방분권 시행 이후 노동의 산출탄력성은 그 전 시기에 비해 미세하게 감소한 반면 민간자본의 산출탄력성은 다소 증가했음을 보여주는 것이다. 그런데 공공자본의 상호작용계수 추정치는 -0.1115~-0.1514의 유의적인 값으로 나타남에 따라 지방분권 시행 이후에 산출탄력성이 상당히 줄어들었음을 알 수 있다. 모형 (1)을 예로 들면, 분권 이전에는 공공자본의 산출탄력성이 0.1611이었으나 분권 이후에는 그 값은 0.0496로 매우 적어진다. 나머지 모형에서도 이와 유사한 결과가 나타나는데, 특히 모형 (5)에서는 분권 이후 공공자본의 산출탄력성은 부의 값을 가지는 것으로 나타난다.¹⁰⁾

으로는 Pedroni 검정, Kao 검정, Fisher/Johansen 검정 등이 있다. 이러한 방법을 통한 단위근 검증결과와 공적분 검정결과는 부록의 <부표 2> 및 <부표 3>에 제시된다.

- 8) 하우스만 통계량의 χ^2 값이 103.50으로 나타나 '확률효과모형이 효율적이다'라는 귀무가설을 1%유의 수준에서 기각하는 것으로 나타남에 따라 고정효과모형 추정 결과만을 제시한다.
- 9) 추정에서는 내생성 문제를 고려하여 차분 2SLS, 차분 GMM 및 시스템 GMM 등의 방식을 사용한다. 차분 2SLS 모형 추정 후 과거 GRDP값과의 내생성 검정을 시도한 결과 내생성은 존재하지 않은 것으로 나타남에 따라 내생성을 고려한 모형을 추가로 추정하지 않는다.
- 10) 공공자본의 산출탄력성 추정에 관한 국내외 선행연구의 결과는 상당히 혼재된다. 이에 관한 선행연구에 대해서는 이근재·최병호(2010)에 구체적으로 정리되어 있다.

〈표 2〉 생산함수 추정결과(고정효과 모형)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln PL$	0.1484 (5.35)***	0.1510 (6.16)***	0.1167 (3.89)***	0.1391 (4.61)***	0.1466 (5.41)***
$\ln GK$	0.1611 (4.51)***	0.1522 (4.82)***	0.1437 (3.99)***	0.1606 (4.49)***	0.1499 (4.65)***
$\ln PK$	0.3479 (7.64)***	0.3167 (7.83)***	0.3801 (8.13)***	0.3516 (7.67)***	0.3215 (7.59)***
$D \times \ln PL$	-0.0823 (-2.87)***	-0.0917 (-3.61)***	-0.0992 (-3.41)***	-0.0917 (-2.96)***	-0.0939 (-3.61)***
$D \times GK$	-0.1115 (-4.03)***	-0.1514 (-6.09)***	-0.1237 (-4.45)***	-0.1157 (-4.10)***	-0.1526 (-6.08)***
$D \times PK$	0.1546 (3.73)***	0.2013 (5.44)***	0.1773 (4.23)***	0.1654 (3.79)***	0.2039 (5.42)***
u	-	-0.0316 (-9.16)***	-	-	-0.0312 (-8.68)***
OP	-	-	0.0494 (2.62)***	-	0.0069 (0.39)
EC	-	-	-	-0.018 (-0.79)	-
$constant$	6.3624 (21.49)***	7.0900 (25.91)***	5.9802 (18.26)***	6.4227 (21.00)***	7.0274 (22.18)***
F	627.58***	699.23***	549.44***	537.35***	610.11***
R^2	0.9458	0.9328	0.9416	0.9435	0.9322

주 1. ***, **, *는 각각 통계적으로 1%, 5%, 10%수준에서 유의함.

이러한 결과는 지방분권 시행 이후 공공자본은 민간부문의 산출에 아주 미세한 영향을 미쳤거나 혹은 오히려 민간부문 산출을 감소시키는 구축효과가 발생하였을 가능성을 보여주는 것인데, 몇 가지 이유를 생각할 수 있다. 공공투자가 민간투자에 비해 과다하게 이루어짐으로써 공공자본이 과잉 형성되고, 자본의 부문 간 배분에서의 비효율이 증가했을 수도 있다. 나아가 지방분권 이후 지역간 균형 또는 지역격차 해소에 대한 사회적인 관심이 오히려 증대되어 공공투자의 공간적 배분에 있어서 비효율이 심화되었을 가능성도 있다.

이와 같은 가능성을 염두에 두고 여기서는 자본의 부문 간 배분 및 공간적 배분에 있어서의 효율성을 지방분권 전·후 시기에 대해 비교함으로써 이러한 결과가 나타난 이유를 검토해본다.

2. 공공자본의 배분 효율성 검증

자본의 배분 효율성을 확인하기 위해서는 부문간 및 공간적 배분 효율성을 파악할 필요가 있는데, 자본의 지역별 한계생산성을 구하여 부문간 및 공간적으로 비교함으로써 파악할 수 있다. 미시경제이론에서 제시하는 바와 같이 공공자본과 민간자본의 한계생산성을 각각 MPG 와 MPK 로 두면, 부문 간 자본의 배분 효율성은 양 부문의 한계생산성이 같을 때, 즉 $MPG = MPK$ 의 조건이 만족될 때 달성된다. 또한 공간적 배분 효율성의 조건은 지역별 한계생산성이 같아지는 것인데, 다음과 같다.¹¹⁾

공공자본의 배분 효율성 조건: $MPG_i = MPG_j$ ($i \neq j; i, j = 1, 2, \dots, 16$)

민간자본의 배분 효율성 조건: $MPK_i = MPK_j$ ($i \neq j; i, j = 1, 2, \dots, 16$)

자본의 지역별 한계생산성을 구하기 위하여 <표 2>에 나타난 산출탄력성을 이용하는데, 여러 모형 가운데 지방분권 전후 시기에 공공자본 산출탄력성의 차이가 가장 적은 것으로 나타난 모형 (1)의 결과를 이용한다. 지역별 한계생산성을 계산한 결과를 <표 3>에서 제시하는데,¹²⁾ 연도별로 구한 지역별 민간자본과 공공자본의 한계생산성을 시기별로 평균한 값이다.

우선 지방분권 시행 전 시기부터 살펴보면, 공공자본의 한계생산성은 전국 평균이 0.6052이며, 지역 간 편차는 매우 크다. 대체로 대도시 지역의 한계생산성은 상당히 높은 반면 경기도를 제외한 도 지역의 한계생산성은 상대적으로 낮다. 또한 수도권 지역의 한계생산성은 가장 높은 반면 제주, 강원, 충북, 전북 등은 매우 낮다. 한편 민간자본의 한계생산성은 전국 평균적으로는 0.1976이며, 지역별 한계생산성은 0.2522~0.1665사이의 값으로 나타나서 공공자본에 비해 지역 간 편차는 상당히 적다. 또한 전국 평균적으로 공공자본의 한계생산성은 민간자본에 비해 약 3배 정도 높은 것으로 나타난다. 지역별로도 모든 지역에서 공공자본의 한계생산성이 민간자본에 비해 상당히 높는데, $MPP = MPG$ 의 귀무가설 검증 결과 모든 지역에서 귀무가설은 기각된다.¹³⁾ 이 결과는 분권 이전 시기에는 지역별로는 물론 경제

11) 미시경제이론에서 확인할 수 있듯이 자본의 자유로운 이동이 보장되는 경우 만약 자본의 한계생산성이 부문별로 또는 공간적으로 차이가 난다면 자본은 한계생산성이 낮은 부분(또는 지역)에서 높은 부분(또는 지역)으로 이동하며, 자본이 유입된 부분(또는 지역)의 한계생산성은 낮아짐으로써 결과적으로는 부문(또는 지역) 간 한계생산성은 일치하게 된다. 그러므로 만약 자본의 한계생산성이 부문간 또는 지역간에 차이가 난다면 그것은 한계생산성이 높은(낮은) 지역에는 자본이 과소(과잉) 공급됨을 의미하므로 배분 상의 왜곡이 있다는 것이다.

12) 다른 모형의 결과를 사용하여 한계생산성을 구하더라도 그 결과는 여기서 제시한 바와 다르지 않음을 밝힌다.

전체적으로도 공공자본의 한계생산성이 민간자본에 비해 높았다는 것으로서 공공자본이 과소 공급되었음을 보여준다. 한편 공공자본의 한계생산성이 지역 간 동일하다는 귀무가설은 1% 유의수준에서 기각되며, 민간자본에 대해서도 동일한 귀무가설은 기각된다.¹⁴⁾ 이는 지방분권 이전 시기에는 민간자본에 비해 공공자본은 과소 고용되었으며, 두 자본의 공간적 배분은 비효율적이었음을 의미한다.

분권 이후 시기의 결과를 보면, 우선 공공자본의 한계생산성은 상당히 하락하여 평균적으로 이전 시기의 17.27%에 불과하다. 지역별로는 공공자본의 한계생산성은 이전과 같이 대체로 수도권지역이 비수도권 지역에 비해, 그리고 대도시지역이 비대도시지역에 비해 각각 높다. 한편 민간자본의 한계생산성은 분권 이후에도 그 전 시기와 크게 다르지 않아서 평균적으로 이전 시기의 96.51%로 나타나는데, 지역별로는 울산과 수도권 지역들이 가장 높으며, 전북, 제주, 강원은 매우 낮다. 이 시기에도 공공자본 한계생산성의 지역간 격차는 상당히 크지만 민간자본의 경우는 상당히 적음을 알 수 있다. 또한 평균적으로 공공자본의 한계생산성은 민간자본의 약 55%수준이며, 모든 지역에서 민간자본의 한계생산성이 공공자본에 비해 높다. $MPK = MPG$ 의 귀무가설은 모든 지역에서 통계적 유의수준에서 기각되는데¹⁵⁾, 이러한 결과는 분권 이후에는 이전 시기와는 달리 지역별로는 물론 경제 전체적으로도 공공부문에 자본이 과잉 투자됨으로써 효율성이 저하되었음을 보여준다. 한편 공공자본의 한계생산성이 지역 간 동일하다는 귀무가설도 1% 유의수준에서 기각되는데, 이러한 결과는 과소 공급된 공공자본이 공간적으로도 비효율적으로 배분되었음을 보여준다. 또한 민간자본에 대해서도 전 지역의 한계생산성이 같다는 귀무가설을 검정하면 기각된다.¹⁶⁾

13) 분권 이전 시기 부문 간 효율성 검정방식은 다음과 같다. 공공자본과 민간자본의 한계생산성의 차이를 $\text{mean}(\text{diff})$ 라 정의하면, $\text{mean}(\text{diff}) = \text{mean}(\text{MPG}) - \text{mean}(\text{MPK})$ 가 된다. 이 때, $\text{mean}(\text{diff}) = 0$ 의 귀무가설에 대해 대립가설로 $\text{mean}(\text{diff}) < 0$ 로 설정하면 귀무가설을 기각하지 못하지만, 대립가설을 $\text{mean}(\text{diff}) \neq 0$ 과 $\text{mean}(\text{diff}) > 0$ 로 설정한 경우 귀무가설을 1%유의수준에서 기각한다. 이는 $\text{mean}(\text{diff}) > 0$ 라는 것을 의미하므로 공공자본의 한계생산성이 민간자본 한계생산성보다 평균적으로 크다는 것이다. 평균동일성(mean equality)검정에서 나타난 t-값은 15.1454이다.

14) Group equality 검정에서 분권이전에 민간자본의 한계생산성이 전 지역에 동일하다는 귀무가설에서는 F-값이 3.339로 나타나며, 공공자본의 경우, F-값이 24.395로 나타난다. 두 경우 모두 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각한다.

15) 지방분권 이후 공공자본과 민간자본 한계생산성의 평균동일성에 대한 검정 결과 $\text{mean}(\text{diff}) < 0$ 와 $\text{mean}(\text{diff}) \neq 0$ 인 대립가설의 경우, 각각에 대해 1% 유의수준에서 기각되는 것으로 나타난다. 이는 통계적으로 민간자본의 한계생산성이 높음을 의미한다. 검정통계량의 t-값은 -110.0이다.

16) Group equality 검정을 통해 분권이후에 민간자본의 한계생산성이 전 지역에 동일하다는 귀무가설에서는 F-값이 12.934로 나타나며, 공공자본의 경우는 F-값이 259.848로 나타난다. 두 경우 모두 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각한다.

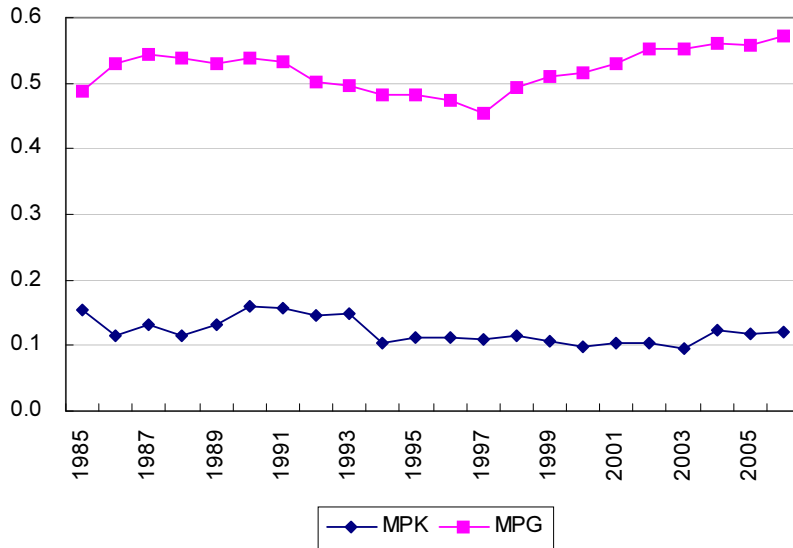
<표 3> 지방분권 전·후 시기의 지역별 자본의 한계생산성

지역	MPG			MPK		
	분권 이전 (A)	분권 이후 (B)	B/A (%)	분권 이전 (A)	분권 이후 (B)	B/A (%)
서울	1.1204	0.2044	18.24	0.1665	0.1976	118.68
부산	0.8295	0.1272	15.33	0.2075	0.1841	88.72
대구	0.7824	0.1096	14.01	0.2040	0.1903	93.28
인천	1.0559	0.1607	15.22	0.2084	0.2105	101.01
광주	0.7475	0.1286	17.20	0.1796	0.1784	99.33
대전	-	0.1133	-	-	0.1760	-
울산	-	0.2094	-	-	0.2265	-
경기	0.9278	0.1379	14.86	0.2522	0.2202	87.31
강원	0.2795	0.0344	12.31	0.2026	0.1746	86.18
충북	0.3209	0.0712	22.19	0.2058	0.1805	87.71
충남	0.4058	0.0695	17.13	0.2165	0.1802	83.23
전북	0.3335	0.0487	14.60	0.1822	0.1678	92.10
전남	0.3705	0.0584	15.76	0.1711	0.1900	111.05
경북	0.4830	0.0742	15.36	0.1994	0.1989	99.75
경남	0.5665	0.0785	13.86	0.1919	0.2066	107.66
제주	0.2501	0.0457	18.27	0.1792	0.1693	94.48
전국	0.6052	0.1045	17.27	0.1976	0.1907	96.51

이상의 분석을 통해 나타난 자본의 배분 효율성에 관한 결과는 다음과 같이 정리된다. 우선 부문 간 배분 효율성의 분석을 통하여 지방분권 이전에는 공공자본이 과소 투자된 반면 이후에는 오히려 과잉 투자되었음을 알 수 있다. 또한 공간적 배분 효율성의 분석을 통하여 공공자본과 민간자본은 지방분권 전·후 시기에 있어서 각각 공간적 배분 상의 비효율이 존재함을 알 수 있다.

연도별 공공자본과 민간자본의 한계생산성의 변이계수 추이를 살펴보면 두 자본의 공간적 배분 상의 비효율의 정도를 비교하고, 시기 별로 변화 과정을 확인할 수 있다. <그림 1>은 각 자본에 대해 지역별 한계생산성의 불평등도 추이를 보여주는데, 우선 MPK의 변이계수는 0.09에서 0.16사이인 반면 MPG의 경우는 0.46에서 0.57사이의 값으로 나타나서 전 기간에 걸쳐서 공공자본은 민간자본에 비해 상당히 비효율적으로 배분되었음을 알 수 있다. 이는 민간자본은 한계생산성의 차이에 따라 이동이 상대적으로 자유로운 반면 공공자본의 배분은 정치적 상황과 정책목표 등에 의해 영향을 받기 때문인 것으로 생각된다.

〈그림 1〉 한계생산성의 변이계수 추이



변이계수의 추이는 보다 흥미로운데, 1990년대 중반 이전에는 *MPG*의 변이계수는 약간의 등락세를 보이면서 전체적으로는 줄어드는 추세를 보이지만 지방분권 시행 이후인 1997년부터는 꾸준히 증가하는 추세가 나타난다. 이러한 결과를 통해 공공자본의 공간적 배분 효율성이 1997년까지는 매년 조금씩 개선되었으나 그 이후에는 지속적으로 악화되어왔음을 알 수 있다. 한편 *MPK*의 변이계수는 1990년대 중반 이후 낮은 수준에서 상당히 안정적으로 나타나며, 2003년 이후 다소 높아지나 분권 이전 시기에 비해서는 낮은 상태를 유지하여 공간적 배분 효율성이 개선되었음을 알 수 있다.

이상의 결과는 지방분권 시행 이후에 공공자본은 오히려 공간적 형평성에 보다 충실한 방식으로 배분되었음을 보여주는 것으로서 지방분권 하에서도 중앙정부가 재정자원에 대한 압도적인 통제권을 보유하면서 공공자본의 지역 간 배분에 중요한 영향을 미쳤음을 반영한다. 구체적으로 살펴보면, 1990년대 말의 경제위기 하에서 상대적으로 발전수준이 지체되었으며, 한계생산성이 낮았던 지역일수록 심한 충격을 입었던 탓이 그 극복과정에서 그런 지역들에 대해 공공투자를 집중시켰던 것이다. 또한 2003년 이후의 국가균형발전정책의 추진과정을 통하여 이러한 경향은 가속화되었던 것이다.

3. 공공자본의 공간적 배분 기준 검증

이제 공공자본의 공간적 배분에 있어서 나타나는 비효율의 정도가 지방분권 이후에 보다 심화된 결과가 나타나는 이유에 대해 검토함으로써 지방분권이 공공자본의 공간적 배분 측면에서 경제전체의 효율성과 성장에 미치는 효과를 파악한다.

지방의 높은 재정지출을 고려할 때, 중앙정부의 정책적 판단과 의지는 공공투자의 공간적 배분에 있어서 결정적인 역할을 함을 알 수 있다. 따라서 중앙정부가 이런 역할을 수행함에 있어서 어떤 기준을 적용하여왔으며, 특히 지방분권 시행 전·후에 그러한 기준에 차이가 있었는지를 살펴봄으로써 지방분권이 공공자본의 공간적 배분에 미친 영향을 파악할 수 있다. 이를 위해 공공자본의 증가율 결정에 관한 다음과 같은 방정식을 추정한다.

$$\begin{aligned} \Delta GK_{i,t}/GK_{i,t-1} = & \text{constant} + a_1MPG_{i,t-1} \\ & + a_2D \times MPG_{i,t-1} + \mu_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

식 (4)에서 종속변수는 공공자본스톡의 증가율이며, 설명변수는 전기의 공공자본의 한계생산성이다. 만약 계수 a_1 의 추정치가 정의 값을 가진다면 이는 전기의 공공자본 한계생산성이 높은 지역에 보다 많은 공공투자가 이루어졌다는 것으로서 공간적인 배분에 있어서 효율성을 추구했음을 보여준다. 반면 계수 a_1 의 추정치가 부의 값을 가진다면 전기의 공공자본 한계생산성이 낮은 지역에 보다 많은 공공투자가 이루어졌다는 것으로서 공간적 형평성을 고려한 배분이 이루어졌음을 보여준다. 한편 추정에서는 지방분권 시행으로 한계생산성과 공공자본 성장률 간의 관계가 변화되었을 가능성을 고려하여 상호작용변수 $D \times MPG$ 도 설명변수로 고려한다. 만약 상호작용변수의 계수 a_2 의 추정치가 통계적으로 유의적이라면 한계생산성과 공공자본 성장률 간의 관계는 이전에는 a_1 인 반면 분권 이후에는 $a_1 + a_2$ 가 된다.

식 (4)의 추정결과는 <표 4>에 정리된다. 하우스만 검정과 오차항 검증의 결과 확률효과 모형이 보다 적합한 것으로 나타나는데, 분석에 이용된 패널 자료의 모든 지역과 시점에 대해 오차항의 분산이 일정하지 않고 이분산이 존재함이 확인됨에 따라 이분산성과 자기상관을 함께 고려한 Feasible GLS로 다시 추정한다.¹⁷⁾ FGLS의 추정 결과에 따르면 계수 a_1 의

17) 하우스만 통계량의 χ^2 값이 0.69로 나타나 확률효과 모형이 효율적이라는 귀무가설을 기각하지 못하며, 오차항에 대한 Modified Wald test를 통한 이분산성 검정의 결과 χ^2 값이 1885.88로 이분산성이 존재하지 않는다는 귀무가설을 1%수준에서 기각한다. 또한 Woodridge의 자기상관 테스트에서 1계 자기상관이 존재하지 않는다는 귀무가설에 대해 Woodridge 통계량이 14.656으로 나타

추정치는 1% 수준에서 유의적인 정의 값으로, 그리고 계수 a_2 의 추정치는 유의적인 부의 값이며, 또한 두 계수의 합 $a_1 + a_2$ 는 부의 값이다. 이러한 결과는 분권 이전에는 공공자본의 한계생산성이 높은 지역일수록 보다 많은 공공투자가 이루어짐으로써 공간적 배분에 있어서 효율성의 기준이 작용했음을 보여준다. 반면 분권 이후 시기에는 한계생산성이 낮은 지역에 대해 보다 많은 공공투자가 이루어짐으로써 형평성을 염두에 둔 공공자본의 공간적 배분이 이루어졌음을 보여준다.

<표 4> 공공자본의 공간적 배분 효율성 검증

	FE	RE	FGLS
<i>MPG</i> (공공자본 한계생산성)	0.0543 (2.11)**	0.0732 (6.14)***	0.0904 (7.31)***
<i>D</i> × <i>MPG</i>	-0.5250 (-3.63)***	-0.4193 (-6.60)***	-0.3039 (-6.68)***
<i>constant</i>	0.1069 (6.49)***	0.0947 (12.69)***	0.08227 (11.97)***
<i>Wald X</i> ²	77.30***	173.89***	172.55***
<i>R</i> ²	0.3583	0.3657	-

주1. ***, **, *는 각각 통계적으로 1%, 5%, 10%수준에서 유의함을 의미함.

2. 하우스만 검정결과, 하우스만 통계량의 χ^2 값이 0.69로 나타나 확률효과 모형을 채택함
3. 확률효과모형의 오차항에 이분산성과 자기상관을 검정하였는데, Modified Wald test의 χ^2 값이 1885.88로 나타나 이분산성이 존재하고, Woodridge 통계량이 14.656으로 나타나 자기상관이 존재하는 것으로 나타남.

이상의 결과를 통해 지방분권 시행 이후에는 공공투자의 공간적 재배분 정책이 보다 적극적으로 사용되어왔을 가능성을 볼 수 있다. 이 기간 중에는 1990년대 말의 경제위기에 따른 지역경제의 피해에 대하여 중앙정부 차원의 다양한 지원책이 있었으며, 2003년 이후에는 국가균형발전정책이 지속적으로 시행되었다는 점 등을 감안한다면 상당한 수준의 공간적 재배분이 있었음을 짐작할 수 있다.

이 문제를 보다 구체적으로 검증하기 위하여 이제 다음과 같은 회귀방정식을 추정한다.

$$\Delta GK_{i,t} / GK_{i,t-1} = constant + b_1 PGRDP_{i,t-1} + b_2 D \times PGRDP_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

나 귀무가설을 1%유의수준에서 기각한다.

식 (5)에서 종속변수는 위의 식 (4)에서와 같이 공공자본의 성장률이며, 설명변수 $PGRDP$ 는 1인당 GRDP를 나타내는데, 즉 t 기의 공공자본의 성장률은 전기인 $t-1$ 기의 1인당 GRDP에 의해 결정된다. 또한 지방분권 시행으로 두 변수간의 관계가 변화되었을 가능성을 고려하여 더미변수와 $PGRDP$ 의 곱으로 정의된 상호작용변수를 설명변수로 추가한다.

추정결과는 <표 5>에 제시되는데, 하우스만 테스트의 결과 확률효과 모형을 선택하게 되며, 역시 오차항에서 이분산성과 자기상관이 존재하는 것으로 나타난다.¹⁸⁾ 추정결과를 보면, 세 모형에서 모두에서 두 설명변수의 계수추정치는 같은 부호와 거의 유사한 값을 보여 주는데, 특히 $PGRDP$ 의 계수 추정치는 모두 1% 수준에서 유의적인 정의 값으로 나타난다. 이러한 결과는 1인당 GRDP가 높은 지역에서 공공자본이 보다 빠르게 성장했음을 보여주는 것으로서 1인당 GRDP가 높은 부유한 지역일수록 공공자본의 생산성이 높다면 이 결과는 <표 4>의 결과와 일치한다. 그런데 상호작용변수 $D \times PGRDP$ 의 계수 추정치는 1% 수준에서 유의적인 부의 값으로 나타나서 분권 이후에는 이러한 관계에 변화가 있었음을 보여준다. 즉 계수 b_1 과 b_2 의 추정치의 합은 부의 값인데, 이는 지방분권 이후에는 그 이전 시기와는 반대로 1인당 GRDP가 낮은 지역에 공공자본이 보다 빠르게 성장했다는 것으로서 공공자본의 배분을 통한 공간적 재분배정책이 상당히 진행되었음을 보여준다.

이상의 결과들을 통하여 지방분권의 시행과 함께 정부의 공공투자 정책의 공간적 배분 기준이 그 이전의 효율성에서 형평성으로 전환되었음을 확인할 수 있다. 나아가 이와 같은 정책 기조의 변화는 공공자본 형성의 지역간 형평성을 고려한 것이었지만 다소간 효율성의 손실을 발생시켰음을 짐작케 한다. 앞서 지방분권 시행 이후에는 공공자본이 민간산출에 미치는 영향이 급격하게 감소한 것으로 나타나는 데에는 다른 요인들도 함께 작용했겠지만 공간정책의 변화도 중요한 영향을 미쳤다고 볼 수 있다.

결론적으로 우리나라의 공공투자정책에 있어서 공간적 형평성 문제는 지방분권 시행 이후에 오히려 더 중요한 정책과제가 되었음을 확인할 수 있다. 이는 지방분권의 시행과 함께 전체적으로 지방이 자체적으로 조달하거나 중앙에서 이전하는 재원이 늘어난 가운데 균형발전에 대한 지방의 목소리가 높아져왔으며, 정부는 공공투자의 배분을 통하여 이 문제에 대응해 왔음을 보여준다. 따라서 지방분권이 자원배분 상의 효율성에 기여하며, 동태적으로도 경제 성장을 촉진시킬 것이라는 이론적인 예상과 실증분석을 통해 나타난 결과는 다소 상반된다.

18) 하우스만 통계량의 χ^2 값이 1.58로 나타나 확률효과 모형이 효율적이라는 귀무가설을 기각하지 못하며, 오차항에 대한 Modified Wald test를 통한 이분산성 검정의 결과 χ^2 값이 1778.15로 이분산성이 존재하지 않는다는 귀무가설을 1%수준에서 기각한다. 또한 Woodridge의 자기상관 테스트에서 1계 자기상관이 존재하지 않는다는 귀무가설에 대해 Woodridge 통계량의 F값이 11.699로 나타나 귀무가설을 1%유의수준에서 기각하고 있는 것으로 나타난다.

〈표 5〉 공간적 재배분 정책 검증

	FE	RE	FGLS
<i>PGRDP</i> (1인당 GRDP)	0.0007 (3.63)***	0.0006 (3.89)***	0.0006 (3.80)***
<i>D</i> × <i>PGRDP</i>	-0.0010 (-11.71)***	-0.0010 (-12.43)***	-0.0009 (-11.14)***
<i>constant</i>	0.07999 (4.94)***	0.0926 (7.64)***	0.08174 (6.74)***
<i>Wald X</i> ²	71.87***	156.61***	125.89***
<i>R</i> ²	0.3368	0.3410	-

주1. ***, **, *는 각각 통계적으로 1%, 5%, 10%수준에서 유의함을 의미함.

2. 하우스만 검정결과, 하우스만 통계량의 χ^2 값이 1.58로 나타나 확률효과 모형을 채택함

3. 확률효과모형의 오차항에 이분산성과 자기상관을 검정하였는데, Modified Wald test의 χ^2 값이 1778.15로 나타나 이분산성이 존재하고, Woodridge 통계량이 11.699로 나타나 자기상관이 존재하는 것으로 나타남

V. 요약 및 결론

이 논문에서는 지방분권 시행 전후 시기를 구분하여 공공자본의 생산성과 공간적 배분 효율성을 비교 분석하는 방법을 통해 분권이 경제성장에 미친 영향에 관한 함의를 모색하고자 하는데, 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 지방분권 시행 이전에는 공공자본의 산출탄력성은 민간자본의 50% 수준을 유지했으나 그 이후에는 매우 낮아지며 경우에 따라서는 부의 값으로 나타나기도 한다. 이는 공공자본이 민간부문의 산출에 아주 제한적인 영향을 미쳤거나 혹은 오히려 민간부문 산출을 감소시키는 구축효과가 발생함을 보여준다.

둘째, 지방분권 시행 이전에는 지역별 공공자본의 한계생산성은 민간자본에 비해 상당히 높아서 공공자본은 민간자본에 비해 상대적으로 과소 고용되었으며, 또한 공공자본 한계생산성의 지역 간 차이가 뚜렷하게 나타남으로써 공간적 배분에 있어서 비효율이 있었음을 알 수 있다.

셋째, 지방분권 시행 이후에는 민간자본 한계생산성은 그 이전 시기와 큰 변화를 나타내지 않았던 반면 공공자본의 한계생산성은 대폭 감소하여 민간자본에 비해 오히려 낮아진다. 이

러한 결과는 이 시기에 공공자본이 상대적으로 과잉 고용되었음을 보여주는 한편 공공자본의 공간적 배분에 있어서도 비효율성도 여전히 존재함을 보여준다.

넷째, 공공투자의 경우는 지방분권 시행 전에 감소 추세를 나타내어 공공자본의 공간적 배분 효율성이 개선되는 경향을 보이지만 분권 이후에는 변이계수가 지속적으로 증가하는 추세가 나타남으로써 공공자본의 배분 효율성이 꾸준히 악화되어왔던 것으로 나타난다.

다섯째, 지방분권 시행 이전에는 공공자본의 한계생산성이 높으며 1인당 GRDP가 높은 지역에 공공자본이 보다 많이 형성되는 식으로 공공투자가 진행되었던 것으로 나타난다. 하지만 그 이후 시기에는 공공자본은 한계생산성이 낮으며 1인당 GRDP가 낮은 지역에서 오히려 빠르게 성장한 것으로 나타난다.

이러한 결과는 지방분권의 시행 이후 정부의 공공투자정책의 기준이 효율성에서 형평성으로 전환되었으며, 균형발전을 추구하는 과정에서 배분 상의 비효율이 상당히 발생하였음을 보여준다. 즉 지방분권 시행 이후에 공공자본이 민간부문의 산출에 미치는 영향이 급격하게 감소한 데에는 공간정책의 변화가 중요한 영향을 미쳤다는 것이다. 또한 자원배분 상의 형평성 추구로 전체적인 배분적 효율성은 일정 부분 훼손되었음을 알 수 있다. 이러한 결과가 나타나는 이유 가운데 하나는 우리나라에 있어서는 분권과 균형발전의 개념이 혼재되어 사용되었으며, 그 중에서 균형발전이 보다 강조된 탓으로 생각된다.

이 논문의 결과는 향후 분권화 과정에서 공간정책을 어떻게 가져가는 것이 바람직한지에 관한 시사점을 제공한다. 물론 지방분권이 추구하는 가치는 경제적 측면 이외에도 다양한 정치적 및 사회적 측면을 포괄한다. 여기서의 결과와 같이 지금까지는 균형발전이라는 측면이 강조되었다면 그간의 효율성의 손실은 균형발전 또는 공간적 형평화라는 가치를 추구하는 과정에서 발생한 비용으로 생각할 수 있다. 앞으로도 이 가치를 우선할 것인가 혹은 다른 가치를 추구할 것인가에 관해서는 사회적 합의가 필요할 것이다. 나아가 그간 공간적 형평화는 개인 간 형평화와 같은 방향으로 작용하는 것으로 오해되는 경향이 있었다는 점도 생각할 필요가 있다. 향후 사회복지 부문에 대한 수요가 빠르게 증가할 것이라고 예상할 때, 공간적 형평화보다는 소득계층 간 및 세대 간 형평화에 보다 관심을 둬으로써 소득재배분의 궁극적인 목적을 달성하는데 초점을 맞출 필요가 있을 것이다.

이 논문의 결과는 비교적 명확하지만 몇 가지 한계를 지닌다. 우선 분석에 사용된 자료가 지닌 한계를 지적할 수 있다. 공공자본의 추계치가 정확하다고 하더라도 생산적인 자본과 함께 비생산적인 자본이 동시에 포함되어 있다. 공공자본에는 인프라 등 생산적인 자본과 함께 다른 많은 유형의 자본들이 포함되는데, 일반적으로 인프라에 비해 다른 유형의 공공자본이 민간부문의 산출에 대해 미치는 영향은 그 정도가 훨씬 낮을 것으로 예상된다. 따라서 생산적인 공공자본을 별도로 분리하여 민간부문 산출에 미치는 영향을 분석한다면 보다 정확한

결과를 얻을 수 있을 것이다. 이러한 작업을 위해서는 공공자본 유형 별로 지역 간 추계치가 충분한 시계열에 걸쳐 확보할 수 있어야 할 것이다.

두 번째는 상당수의 공공자본의 경우에는 공간적으로 상당한 과급효과를 나타내는 것으로 알려져 있다는 점을 감안할 필요가 있다는 점이다. 즉 지역생산함수 추정에 있어서는 지역 간 과급효과를 명시적으로 고려한다면 보다 정확한 추정이 가능하다는 것이다. 이 논문에서는 지역 간 과급효과가 없음을 전제로 하고 있다는 문제가 있으므로, 향후 이 문제에 대한 대응도 필요할 것으로 보인다.

【참고문헌】

- 강대창.(2006). 한국의 공공자본 생산성. 『재정논집』, 21(1): 23-68.
- 김정훈.(2010). 『재정분권과 경제성장의 연계성 연구』. 서울: 한국조세연구원.
- 김종구.(2008). 우리나라 지방자치제 하 지방재정지출이 지역경제성장에 미친 영향. 『국제지역 연구』, 12(1): 143-164.
- 김현아.(2007). 재정분권과 지역소득. 『재정논집』, 21(2): 1-21.
- 류덕현.(2006). 지역별 사회간접자본 스톡의 적정규모에 관한 연구. 『공공경제』, 11(1): 155-188.]
- 문춘걸·박기현.(2005). 우리나라 지역경제의 수렴여부에 관한 실증분석. 『공공경제』, 10(2): 49-79.
- 민인식·최필선.(2009). 『STATA 패널데이터 분석』. 서울: 한국STATA 학회.
- 이근재·최병호.(2010). 우리나라 공공자본의 공간적 배분과 경제성장. 『재정학연구』, 3(4): 79-113.
- 이근재·최병호·문시진.(2010). 한국의 지역별 민간 및 공공자본 스톡 추계(1977~2006). Working paper.
- 이근재·정종필·최병호.(2008). 재정이전이 지역 간 재정형평화와 소득격차 완화에 미친 효과. 『국토연구』, 60: 233-249.
- 주만수.(2009). 지방재정의 형평성분석과 이전재원에 의한 재정력 순위변동. 『경제학연구』, 57: 101-129.
- 최병호·정종필.(2007). 재정형평화 교부금 체계의 문제점과 개편 방향. 2007 한국지방재정학회 특별세미나 발표논문.
- 표학길.(2003). 한국의 산업별 자산별 자본스톡 추계(1953-2000). 『한국경제의 분석』, 9(1).
- Akai, N. and M. Sakata.(2002). Fiscal Decentralization Contributes to Economic Growth: Evidence from State-level Cross-section Data for the United States. *Journal of Urban Economics*, 52: 93-108.
- Aschauer, D. A.(1999). Is Public Expenditure Productive? *Journal of Monetary Economics*, 23: 177-200.
- Baskaran, T. and L. P. Feld.(2009). Fiscal Decentralization and Economic Growth in OECD Countries: Is there a Relationship? CESifo Working Paper No. 2721.
- Davoodi, H. and H. Zou.(1998). Fiscal Decentralization and Economic Growth: A Cross-country Study. *Journal of Urban Economics*, 43: 244-257.

- Ebel, R. D. and S. Yilmaz.(2002). On the Measurement and Impact of Fiscal Decentralization. World Bank Policy Research Working Paper No. 2809.
- Evans, P. and G. Karras,(1994a) Is Government Capital Productive?: Evidence from a Panel of Seven Countries. *Journal of Macroeconomics*, 16: 271-279.
- Evans, P. and G. Karras.(1994b). Are Government Activities Productive?: Evidence from a Panel of US States. *Review of Economics and Statistics*, 76(1): 1-11.
- Holtz-Eakin, D.(1994). Public Sector Capital and Their Productivity Puzzle. *Review of Economics and Statistics*, 76: 12-21.
- Iimi, A.(2004). Decentralization and Economic Growth Revisited: An Empirical Note. JBICI Working Paper, no. 7.
- Kim, J.(2004). Fiscal Decentralization in Korea. Paper presented at International Symposium on Fiscal Decentralization in Asia Revisited. Hitotsubashi University.
- Oates, W. E.(2003). Fiscal Decentralization and Economic Development. *National Tax Journal*, 46(2): 237-243.
- Rodriguez-Pose, Andres and Ezcurra, Roberto.(2010). Is Fiscal Decentralization Harmful for Economic Growth? Evidence from The OECD Countries. *Journal of Economic Geography*, 10(5).
- Theissen, U.(2003). Fiscal Decentralization and Economic Growth in High-Income OECD Countries. *Fiscal Studies*, 24(3): 237-274.
- Thornton, J.(2007). Fiscal Decentralization and Economic Growth Revisited. *Journal of Urban Economics*, 61: 64-70.
- Zhang, T. and H. Zou.(1998). Fiscal Decentralization, Public Spending, and Economic Growth in China. *Journal of Public Economics*, 67: 221-244.

【부록】

〈부표 1〉 민간자본스톡의 지역별 할당기준

산업별 순자본스톡	자본스톡 할당기준
(1) 농림어업	농업 : 농림수산물통계연보의 경지면적 어업 : 농림수산물통계연보의 동력선수
(2) 광업	광업제조업통계조사보고서의 광업 유형고정자산 연말잔액
(3) 제조업	광업제조업통계조사보고서의 제조업 유형고정자산 연말잔액
(4) 전기가스 수도업	노동통계연감 사업체노동실태조사보고서의 시도별·산업별 종사자수
(5) 건설업	
(6) 도소매 음식숙박업	
(7) 운수창고 통신업	
(8) 금융보험 부동산용역업	
(9) 사회개인서비스업	

〈부표 2〉 단위근 검정 결과

		LLC	IPS	ADF	PP
ln GRDP	수준변수	8.17015	-0.87440	0.84181	0.38208
	차분변수	-8.584***	-3.133***	113.612***	189.116***
ln PL	수준변수	4.59646	-4.89779	2.29778	1.66477
	차분변수	-20.400***	-3.358***	175.448***	289.989***
ln GK	수준변수	9.73219	1.37604	1.22594	0.01503
	차분변수	-4.190***	-5.685***	45.815***	57.608***
ln PK	수준변수	7.13752	2.35842	0.91997	0.14198
	차분변수	-5.155***	-3.541***	75.379***	124.714***

주 1. ***, **, *는 통계적으로 1%, 5%, 10%수준에서 유의함을 의미함.

2. 단위근 검정에서 시간추세를 포함하지 않은 결과이며, 모두 차분 변수에서 정상성(stationary) 있는 것으로 나타나 I(1)프로세스임.

〈부표 3〉 공적분 검증 결과

	test statistics
(1) Pedroni Residual Cointegration Test	
Panel PP-Statistics	-2.770***
Panel ADF-Statistics	-2.153**
Group PP-Statistics	-3.403***
Group ADF-Statistics	-2.498***
(2) Kao Residual Cointegration Test	
ADF	-6.327***
(3) Johansen Fisher Cointegration Test	
Fisher Statistics	359.3***

주 1. ***, **, *는 각각 통계적으로 1%, 5%, 10%수준에서 유의함.

2. 모든 공적분 검정방법에서 $\ln(Y)$, $\ln(PK)$, $\ln(PL)$, $\ln(GK)$ 간 최소 1개 이상의 공적분 관계가 유의적으로 존재하는 것으로 나타남.