

경상남도 지역공공투자정책의 성과분석과 균형발전정책에 대한 함의

A Study on the Performance of Local Public Investment Policy and Its Implication
on Balanced Local Development Policy: The Case of Gyeongsangnam-do

최병호 Choe Byeongho	부산대학교 경제학과 교수(제1저자) Prof., Dept. of Economics, Pusan National Univ. (Primary Author) (bhchoe@pnu.edu)
이근재 Lee Keunjae	부산대학교 경제학과 조교수(교신저자) Assistant Prof., Dept. of Economics, Pusan National Univ. (Corresponding Author) (kjlee@pusan.ac.kr)
신세용 Shin Seyong	한국은행 경남본부 과장 Sectional Chief, Bank of Korea (sydra@bok.kr)

목 차

- I. 서론
- II. 경상남도의 시·군별 자본스톡의 추계
 - 1. 공공자본스톡의 추계
 - 2. 민간자본스톡의 추계
 - 3. 자본스톡 형성의 공간적 특징
- III. 경상남도의 지역생산함수 추정과 분석
 - 1. 지역생산함수 추정
 - 2. 공공자본의 배분 효율성 분석
 - 3. 공공자본을 이용한 균형발전전략과 유효성 분석
- IV. 공공자본의 지역 간 파급과 균형발전정책
- V. 결과의 요약 및 함의

※ 본 논문은 한국은행의 '2012년 지역전문가와의 공동연구: 경상남도 공공투자지출의 경제적 성과분석을 통한 효율적 지역균형발전전략 모색' 보고서의 일부를 발췌하여 작성함.

I. 서론

경상남도에서 최근 채택한 도 차원의 지역균형발전 정책은 여러 점에서 주목할 만하다. 무엇보다도 지방자치단체 차원에서 지역균형발전지원조례 제정과 지역균형발전특별회계 설치 등 제도적 틀을 마련하여 자체적으로 전면적인 균형발전정책을 시행한 사례를 찾아보기 어렵다는 점에서 이 정책은 특징적이다.¹⁾ 사업이 성공적으로 추진되어 일정한 성과를 이룬다면 시·도 차원에서 지역균형발전정책의 모범 사례가 될 수 있을 것이다. 반면 지난 수십 년간 중앙정부 차원에서 균형발전 관련 제도적 지원정책과 재정지원정책이 꾸준히 시행되어왔음에도 불구하고 지역격차 문제는 해소되지 않거나 오히려 심화되는 경향이 나타나고 있음을 볼 때, 자치단체 차원의 정책이 얼마나 효과를 나타낼 수 있을 것인지에 대해서는 의문이 제기될 수 있다. 경상남도에서 균형발전 지원 대상지역으로 선정한 지역들은 예외 없이 중앙정부 차원의 낙후지역정책 대상지역으로 이미 선정되어 있다.²⁾ 따라서 만약 사업이 성공적이지 못하면 실효성 없는 중복적인 균형발전정책이라는 비판은 물론 자원배분상의 비효율이라는 비용도 지불해야 할 것이다.

지방자치단체 차원의 지역균형발전정책에 대해서는 균형발전정책 자체가 지닌 유효성의 논란과 함께 높은 개방성으로 인해 예상되는 우려도 지적된다(최병호·이근재·정재희, 2012). 우선 1990년대와 2000년대를 거치면서 중앙정부 차원에서 낙후지역에 대한 집중적 재정지원(최병호·정종필, 2007; 주만수, 2009; 이근재 외, 2009 등)을 통해 공공서비스

및 공공투자를 확충하는 방식으로 다양한 균형발전 정책을 추진하였으나 지역 간 격차는 해소되지 않았거나 오히려 심화되었다고 지적된다(이근재 외, 2009; 이근재·최병호, 2010 등). 이런 결과는 공공투자사업 위주의 균형발전정책 유효성에 대한 의문과 재정자원의 공간적 배분 비효율에 대한 우려를 제기한다. 한편 행정구역으로서 시·도 간 경계는 생산요소의 이동에 대해 아무런 장애가 되지 못하므로 생산요소 이동에 따른 문제가 생길 수 있다. 예를 들어 균형발전정책의 성과로 경상남도 내에서 생산요소가 제조업 중심지인 창원 등으로부터 저개발지역인 서부 경남지역으로 이동할 수 있다. 이는 낙후지역의 성장에는 기여할 수 있지만 전체 투자규모가 확대되지 않는다면 자본이 유출되는 지역은 경쟁관계에 있는 다른 시·도 소재의 제조업 중심지역에 비해 경쟁력이 낮아질 수 있다.

본 논문에서는 이러한 두 가지 문제 가운데 정책의 유효성 문제에 초점을 맞춘다. 구체적으로 중앙정부 주도하에 낙후지역에 대한 공공투자 확충을 주요 정책수단으로 삼아 추진해왔던 균형발전정책의 성과 분석을 통해 경상남도가 추진하는 지역균형발전정책에 대한 함의를 모색한다. 연구목적 달성을 위해 다음과 같은 내용을 다룬다. 첫째, 공공투자지출을 통한 균형발전정책의 성과를 객관적으로 검증하기 위해 지역생산함수를 추정함으로써 공공자본의 생산성과 공간적 배분 효율성을 분석한다. 둘째, 공공자본의 공간적 파급효과를 고려한 분석을 통해 낙후지역의 공공자본 확충이 다른 지역의 생산에 미치는 효과를 분석한다. 셋째, 분석 결과를 이용하여 지역 차원의 지역균형발전정책 추진 방향에 대한 함의

1) 경상남도의 지역균형발전정책에 관한 자세한 내용은 최병호 외(2012)를 참조.

2) 경상남도는 2012년 9월 제1단계(2013~2017) 균형발전 지원 대상지역으로 의령, 남해, 하동, 산청, 함양, 거창, 함천, 밀양, 함안, 고성, 창녕, 통영, 사천 등 13개 시·군을 지정하였는데, 이 중 통영, 함안, 사천을 제외한 10개 지역은 이미 정부에 의해 개발촉진지구 또는 성장촉진지역으로 지정되어 있음.

를 모색한다.

본 논문은 공공자본의 생산성 분석이라는 측면에서 박승록·이상권(1997), 유일호(2002), 강대창(2006), 류덕현(2006, 2008) 등과 같은 맥락에 있다. 방법론 면에서는 시·도를 대상으로 공공자본의 생산성을 분석하고 공간적 배분 효율성을 분석한 이근재·최병호(2010), 최병호·이근재·문시진(2012) 등의 연구방법을 따르지만, 공공자본의 공간적 파급효과를 명시적으로 고려함으로써 보다 엄밀한 결과를 도출한다. 또한 동기와 분석대상 면에서는 재정지출이 지역내총생산에 미치는 효과와 인구이동 등 두 가지 측면에서 경상남도 차원의 지역균형발전정책의 유효성을 분석한 최병호·이근재·정재희(2012)의 연구와 유사하다. 하지만 최병호·이근재·정재희(2012)가 재정지출승수 분석을 통해 플로우 효과가 지역내총생산에 미치는 영향을 파악하였음에 비하여 본 논문은 자본스톡을 직접 추계하여 지역생산함수를 추정함으로써 스톡효과를 통해 균형발전정책의 유효성을 파악한다는 점에서 근본적인 차이가 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 서론에 이어 제2장에서는 생산성 분석을 위한 기초자료를 얻기 위하여 경상남도 시·군별 공공 및 민간자본스톡을 추계한다. 제3장에서는 자본스톡 추계 결과를 이용하여 경상남도의 지역생산함수를 추정함으로써 공간적으로 차별적인 재정지원을 통해 공공투자를 확대하는 방식의 지역경제육성정책 효과와 함께 균형발전정책의 유효성에 관하여 분석한다. 제4장에서는 공공자본의 시·군 간 파급효과를 고려한 지역생산함수 추정을 통해 지역생산함수 추정 결과를 보완한다. 제5장에서는 결과를 요약하고 정책함의를 제시한다.

II. 경상남도의 시·군별 자본스톡의 추계

1. 공공자본스톡의 추계

경상남도 내 시·군별 공공 부문 자본스톡을 추계하기 위하여 우선 시·도별 공공자본스톡을 추계한다. 여기서 공공자본스톡은 일반정부(중앙정부 및 지방정부)의 유형고정자산을 의미한다. 공공 부문의 순자본스톡을 추계하기 위해 다항식 기준연도접속법을 이용하는데 <식 1>로 나타낼 수 있다.

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

<식 1>에서 NK_t^i 와 NK_{t-s}^i 는 각각 i 지역 t 기와 $t-s$ 기의 순자본스톡으로 기준연도 자본스톡을 의미하며, I_t^i 는 i 지역 t 기의 투자를, 그리고 δ_t 는 t 기의 감가상각률을 각각 나타낸다.

기준연도 자본스톡으로 사용된 통계자료는 통계청 국부통계조사의 1997년 시·도별 일반정부의 유형고정자산 순자산액과 2010년에 발행된 국가자산통계의 전국 일반정부 생산자산액이며, 투자 자료는 지방재정연감의 자본지출 자료를 이용했다. 시·도별 공공 부문 자본스톡 자료는 1997년 한 해만 존재하므로 국가자산통계의 전국 단위 자료를 이용하여 감가상각률을 추정할 수 있다.³⁾ <식 1>에 전국 단위의 공공자본스톡과 투자 자료를 적용하여 연도별 감가상각률을 구할 수 있는데, 모든 시·도에서 동일한 것으로 가정했다. 국부통계조사의 1997년 시·도별 자본스톡과 투자액, 그리고 연도별 감가상각률을

3) 통계청, 2010. “2009년 말 기준 국가자산통계 추계결과”는 1997년부터 2010년까지 전국의 정부 부문 생산자산액이 추계되어 있으므로 전국 차원 감가상각률의 계산이 가능함.

이용하여 <식 1>에 따라 시·도별 공공자본스톡을 추계했다. 1997년 국부통계조사의 시·도별 자본스톡의 합계와 국가자산통계의 2007년 전국단위 자본스톡의 크기에는 2.5% 정도 차이가 나는데, 최근 발행 통계자료를 이용한다는 원칙에 따라 국부통계조사의 시·도별 합계가 국가자산통계의 값과 일치하도록 조정했다. 여기에 연도별 감가상각률과 시·도별 자본투자액을 적용하여 1997~2010년 중 시·도별 공공자본스톡의 순자산액을 추계했다. 추계과정에서 이용된 자본스톡과 투자액은 2005년 기준가격으로 환산한 실질 값이다.

다음으로 시·군별 공공자본스톡을 추계했다. 먼저 기준연도인 1997년의 시·군별 공공자본스톡을 구해야 하는데, 1997년 국부통계에서 조사된 경상남도 의 자본스톡을 이용했다. 즉, 1997년의 시·군별 자본스톡 $GK_{i,t}$ 은 <식 2>와 같이 동일 연도의 경상남도 전체 자본스톡 GK_t 에 시·군별 가중치(w_i)를 적용하여 계산한다.

$$GK_{i,t} = w_{i,t} \times GK_t \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

가중치 $w_{i,t}$ 는 시·군별로 과거 20년 치의 투자누적액을 구한 후 각 시·군의 투자누적액이 전체에서 차지하는 비중이다. 시 또는 군 i 의 과거 20년간 투자누적액은 <식 3>과 같이 계산되는데, GI 는 공공자본 투자액이며, δ 는 연간 자본의 감가상각률이다.

$$AGI_{i,t} = \sum_{j=1}^{20} GI_{i,t-j} (1-\delta)^j \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

이때 공공자본 투자액은 지방재정연감에서 제공되는 자본지출을 대리변수로 이용한다. 따라서 시 또는 군 i 에 적용되는 가중치는 <식 4>와 같이 구해진다.

$$w_{i,t} = \frac{AGI_{i,t}}{\sum_i^k AGI_{i,t}} \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

초기 연도의 공공자본스톡을 추정할 후 감가상각 형태가 정률법을 따른다는 가정하에서 각 연도별 공공자본스톡 추계는 <식 5>와 같이 일반적인 추계 방식인 다항식 기준연도접속법을 이용했다.

$$\begin{aligned} GK_{i,t+s} &= GI_{i,t+s} \times \rho_{t+s} + (1-\delta_{t+s-1})GI_{i,t+s-1} \\ &\quad + (1-\delta_{t+s-2})^2 GI_{i,t+s-2} + \dots \\ &\quad + (1-\delta_{t+2})^{s-2} GI_{i,t+2} \\ &\quad + (1-\delta_{t+1})^{s-2} GI_{i,t+2} + (1-\delta_t)^s GK_{i,t} \end{aligned} \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

<식 5>에서 ρ_{t+s} 는 $t+s$ 기의 조정률로서 시·군별 공공자본 스톡의 추정치의 합과 <식 1>에 의해 추정된 경남의 공공자본과 불일치를 조정하기 위한 것이다. 조정률 산정방법은 <식 6>과 같다.

$$\rho_{t+s} = \frac{GK_{t+s} - \sum GK_{i,t+s-1} \times (1-\delta)}{\sum GI_{i,t+s}} \quad \langle \text{식 6} \rangle$$

<식 6>에서 GK_{t+s} 는 <식 1>을 통해 추계된 경남 전체의 $t+s$ 기의 공공자본스톡이다. 따라서 분자는 감가상각을 고려하여 경남 전체에 새롭게 추가된 공공자본스톡이며, 분모는 시·군별 자본지출의 합이 된다. 즉, 실제 증가한 자본스톡 대비 자본지출 합을 비율을 시·군별 자본지출에 곱함으로써 경남 전체 추계치와 <식 5>에 의해 추계된 시·군별 공공자본스톡은 항상 일치하게 된다.

2. 민간자본스톡의 추계

민간부문 자본스톡 추계도 공공자본스톡 추계와 유사한 방식을 사용했다. 우선 <식 1>에 전국 단위의 민간자본스톡과 투자액을 접속하여 시·도별로 동일한 연도별 감가상각률을 추정했다. 추정된 감가상각률과 기준연도 시·도별 민간자본스톡, 그리고 시·도별, 연도별 투자액을 <식 1>에 적용하여 시·도별 민간자본스톡을 추계했다. 추계된 민간자본스톡의 전국 합은 국가자산통계의 전국치와 일치했다.

한편 경상남도의 민간자본스톡을 시·군별로 추계하기 위해 공공부문에 사용한 방식과 같이 할당 방식을 따른다. 그런데 민간자본은 특성이 상이한 여러 개의 산업으로 구성되어 있으므로 하나의 기준으로 자본스톡을 배분하는 것은 타당하지 않을 수 있다. 따라서 우선 경상남도의 민간자본스톡을 산업별로 구분한 후 산업별로 각각 다른 할당기준을 사용하여 시·군별 민간자본을 추계하는 방식을 채택했다.

먼저 경상남도의 산업별 민간자본스톡을 추계하기 위해 국가자산통계의 경제활동별 생산자산을 <식 7>에 따라 시·도별로 배분한다.

$$PK_{i,t}^k = PK_{N,t}^k \times \frac{Stad_{i,t}^k}{\sum_{i=1}^{16} Stad_{i,t}^k} \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

<식 7>에서 $PK_{i,t}^k$ 는 k 산업에 대한 t 기의 i 지역 민간자본스톡을 의미한다. $PK_{N,t}^k$ 는 k 산업에 대한 민간자본스톡의 전국 합을 나타낸다. $Stad_{i,t}^k$ 는 k 산업에 대한 t 기의 i 지역 자본스톡의 할당기준으로서 <식 7>의 마지막 항은 할당기준이 되는 자료의 전국 합계에 대해

표 1_ 민간자본스톡의 지역별 할당에 적용된 기준

산업별 순자본스톡	자본스톡 할당기준
농림어업(1)	농업: 농림수산통계연보의 경지 면적 어업: 농림수산통계연보의 동력선 수
광업(2)	광업제조업통계조사보고서의 광업 유형고정자산 연말잔액
제조업(3)	광업제조업통계조사보고서의 제조업 유형고정자산 연말잔액
전기가수도업(4)	노동통계연감 사업체노동실태조사보고서의 지역별·산업별 종사자 수
건설업(5)	
도소매음식숙박업(6)	
운수창고통신업(7)	
금융보험부동산용역업(8)	
사회개인서비스업(9)	

주: 산업을 9개로 구분한 것은 표학길(2003)의 산업별 추계를 따른 것이다.

i 지역이 차지하는 비중을 나타낸다. 이와 같은 방식을 통해 지역별로 할당된 산업별 민간자본스톡을 구할 수 있으며, 산업별 자본스톡의 할당에 사용된 기준은 표학길(2003)의 분류에 따르는데, <표 1>과 같다.

이러한 방법으로 도출된 경상남도의 산업별 자본스톡을 통해 경상남도의 민간자본스톡에서 9개의 산업이 차지하는 비중을 구할 수 있다. 이를 다항식 기준연도접속법을 통해 추계한 민간자본스톡에 적용하여 경상남도의 산업별 민간자본스톡을 구한 후 <표 1>의 할당기준을 20개 시·군별로 적용하여 시·군별 민간자본스톡을 추계했다. 민간자본스톡 추계 과정에서 사용된 자본스톡과 투자액은 모두 2005년 기준가격으로 환산한 실질값이다.⁴⁾

3. 자본스톡 형성의 공간적 특징

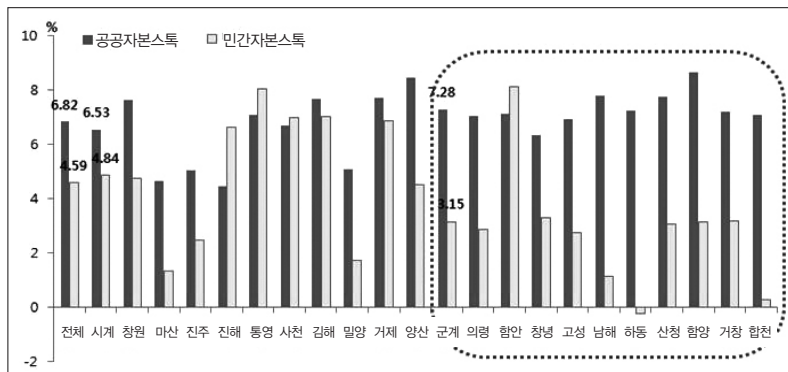
자본스톡 추계 결과를 통해 특징을 파악해보자. <그림 1>에는 1998~2010년 기간 중 시·군별 자본스톡의 연평균 증가율이 나타나 있다. 민간자본스톡 증가

4) 시·군별 자본스톡 추계 결과는 지면 제약으로 생략, 저자에게 문의 바람.

울은 시지역의 경우 마산, 진주, 밀양을 제외하면 모두 5% 이상으로 상당히 높아서 평균 4.84%의 성장률을 보였지만 군지역은 함안을 제외하면 모두 4% 미만이며, 특히 하동은 기간 중 민간자본스톡이 감소하는 등 평균 3.15%의 성장률을 보였던 것으로 나타났다. 반면 공공자본스톡의 경우는 시지역은 4%대에서 9%대까지 성장률이 분포하며 평균 6.47%의 성장률을 보였으나, 군지역은 예외 없이 6% 이상의 성장률을 유지하면서 평균 7.54%의 높은 성장률을 보였던 것으로 나타났다. 즉, 상대적으로 낙후된 군지역에서는 시지역에 비해 민간자본의 형성은 지체된 반면 공공자본스톡은 상당히 빠르게 형성되어왔던 것이다.

이러한 기본적인 분석을 통해 낙후지역정책의 대상인 대부분의 군지역에서는 공공자본스톡이 경제력이나 인구와 대비하여 상당히 많이, 그리고 빠르게 형성되어왔던 반면 민간자본스톡은 제대로 축적되지 않았음을 알 수 있다. 분석기간 동안 대부분 군지역에서 인구가 감소했음을 고려하면 군지역의 인구는 감소하고 민간자본에 비해 공공자본은 빠르게 성장하는 등 지역경제성장을 위한 투입요소들이 불균형하게 변화해왔음을 알 수 있다.

그림 1_ 시·군별 자본스톡의 연평균 성장률



III. 경상남도의 지역생산함수 추정과 분석

1. 지역생산함수 추정

이제 경상남도 지역생산함수의 추정 등 실증적 분석을 통하여 지역균형발전 차원에서 낙후지역에 대한 재정지원을 통해 공공투자를 확충시키는 정책수단의 유효성과 함께 그 문제점과 한계를 논의한다.

1) 추정 모형 및 자료

우선 지역경제성장에 대한 공공자본스톡의 기여도를 파악하기 위하여 <식 8>과 같이 공공자본스톡이 포함된 지역생산함수를 추정한다.⁵⁾

$$Y_{i,t} = f(PL_{i,t}, PK_{i,t}, GK_{i,t}) \quad \langle \text{식 8} \rangle$$

<식 8>에서 산출변수인 Y 는 지역내총생산(GRDP)이며, 투입변수인 PL 은 민간 부문 노동자수, 그리고 PK 와 GK 는 각각 민간과 공공 부문의 자본스톡을 의미한다. 또한 i 와 t 는 각각 개별 시도나 군과 연도를 나타낸다.

그런데 공공자본이 산출에 미치는 효과를 분석하

여 균형발전정책에 대한 함의를 찾기 위해서는 상대적으로 낙후된 지역과 발전된 지역을 구분하여 분석할 필요가 있다. 대부분 서부 경남에 위치한 군지역은 전국적으로도 발전수준이 매우 낮아서 정부가 주도하는 낙후지역정책의 대상으로 지정되

5) 공공자본의 생산성 분석에 관한 국내의 선행연구 요약은 이근재·최병호(2010) 참조.

어 있으며, 또한 시와 군 간 지역적 특성의 차이를 반영하기 위하여 본 논문에서는 도내 10개 군지역을 낙후지역으로 분류했다.⁶⁾

시와 군지역 간 공공자본의 산출탄력성에는 서로 차이가 있을 가능성을 고려하여 공공자본스톡과 시 지역 더미변수를 곱한 상호작용변수를 설명변수로 도입했다. 또 지역별 거시경제 환경을 고려하기 위해 실업률($u_{i,t}$)을 설명변수로 추가했다. 추정을 위해 콤팩트글러스 형 생산함수를 가정하고 양변에 로그를 취하면 <식 9>와 같다.

$$\ln Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln PL_{i,t} + \alpha_2 \ln PK_{i,t} + \alpha_3 \ln GK_{i,t} + \alpha_4 \ln GK_{i,t} \times d_c + \alpha_5 u_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \langle \text{식 9} \rangle$$

<식 9>에서 d_c 는 시는 1, 군은 0인 시지역 더미변수다. 이 식에서 생산요소의 계수 추정치는 각 생산요소의 산출탄력성을 나타낸다. 다만 공공자본의 산출탄력성은 시는 $\alpha_3 + \alpha_4$, 군은 α_3 가 된다. 즉, α_4 의 추정치가 통계적으로 유의적이라면 공공자본 산출탄력성은 시와 군 간에 α_4 만큼 차이가 나게 된다.

한편 추정된 산출탄력성을 이용하여 시·군별 민간자본의 한계생산성(MPK)과 공공자본의 한계생산성(MPG)을 <식 10>과 같이 계산할 수 있다.

$$MPK_{i,t} = \frac{GRDP_{i,t}}{PK_{i,t}} \times (\text{민간자본 생산탄력성})$$

$$MPG_{i,t} = \frac{GRDP_{i,t}}{GK_{i,t}} \times (\text{공공자본 생산탄력성}) \quad \langle \text{식 10} \rangle$$

추정에 사용하는 자료는 2000~2008년까지 9년간 경상남도 시·군의 민간부문 GRDP, 민간 취업자 수, 민간자본스톡 및 공공자본스톡이다.⁷⁾ GRDP와 민간 취업자 수는 통계청 KOSIS에서 발췌하며, 민간자본스톡 및 공공자본스톡은 추계치를 사용했다. 기초자치단체별 실업률 자료는 발표되지 않기 때문에 시·군별 전체 인구에서 미취업자 수(인구 - 취업자 수)가 차지하는 비중을 실업률의 대리변수로 사용했다.

2) 추정방법과 결과

<식 9>의 추정 결과는 <표 2>에 제시된다. 우선 하우스만검정 결과 통계량이 63.16으로 1% 수준에서 고정효과모형이 선택되는 것으로 나타났다. 그런데 <표 2>와 같이 고정효과모형의 결과에서는 노동과 민간자본의 산출탄력성이 각각 비유의적이어서 결과를 신뢰하기가 곤란하다. 또한 추정계수의 공분산 행렬의 차이가 점근적 양정부호(asymptotically positive definite)가 아닌 것으로 나타나서 하우스만검정 결과를 그대로 수용하기가 어렵다. 모형 (3)은 오차항에 대한 가설검정을 통해 보다 엄밀한 오차항 구조를 가진 회귀모형을 추가적으로 추정한 것이다.⁸⁾

모형 (3)의 추정 결과를 보면, 노동의 산출탄력성 추정치는 0.285이며, 민간자본과 공공자본의 산출탄력성 추정치는 각각 0.521과 0.139로 1% 수준에서 유의적인 정의 값을 가진다. 또한 공공자본과 더미변수를 곱한 상호작용변수의 추정치도 1% 유의수준에

6) 경상남도의 시·군별 낙후도 지수에 관해서는 최병호 외(2012) 참조.

7) 자본스톡은 1997~2010년 기간 중에 추계하였으나 종속변수인 시·군별 GRDP 자료는 2000~2008년까지만 획득할 수 있기 때문에 분석기간을 이렇게 정함.

8) 하우스만검정 결과 검정통계량이 22.07로 나타나지만 점증적 양정부호 가정을 충족시키지 못하여 검정결과를 신뢰할 수 없음. Woodridge 자기상관 검정과 Modified Wald 검정의 통계량이 각각 273.51과 98.88로 1% 수준에서 유의적이어서 오차항에 이분산성과 자기상관이 존재하는 것으로 나타남.

표 2_ 생산함수 추정 결과

구분	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)
	고정효과모형	확률효과모형	FGLS(이분산과 자기상관)
InPL	0.158 (1.11)	0.483*** (5.02)	0.285*** (4.73)
InPK	0.117 (1.52)	0.194*** (2.69)	0.521*** (7.91)
InGK	0.323*** (7.44)	0.277*** (7.28)	0.139*** (3.51)
InGK × d _c	0.080 (1.29)	0.020** (2.01)	0.011*** (3.34)
u	-0.571 (-1.11)	-0.014 (-0.04)	-0.577** (2.02)
constant	7.271*** (4.49)	3.463*** (3.36)	3.392*** (6.30)
Wald χ ² /F	95.84***	1141.34***	8490.42***
R ²	0.8785	0.9592	-

주: 괄호는 t값이며, ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

서 정의 유의적인 값을 가진다. 이는 공공자본의 산출 탄력성은 시와 군 간에 차이가 있음을 의미하는데, 즉 군지역의 공공자본 산출탄력성은 약 0.139인 반면 시지역은 이보다 다소 높은 0.15(= 0.139 + 0.0111)이다. <그림 1>과 같이 민간자본소득 대비 공공자본소득의 비중은 군이 시지역에 비해 훨씬 높음에도 군지역의 공공자본 산출탄력성이 오히려 낮다는 사실로부터 공공자본의 공간적 배분에 있어서 비효율이 존재함을 짐작할 수 있다.

2. 공공자본의 배분 효율성 분석

이제 민간자본과 공공자본의 부문 간 배분 효율성과

공간적 배분 효율성에 대해 검토해본다.

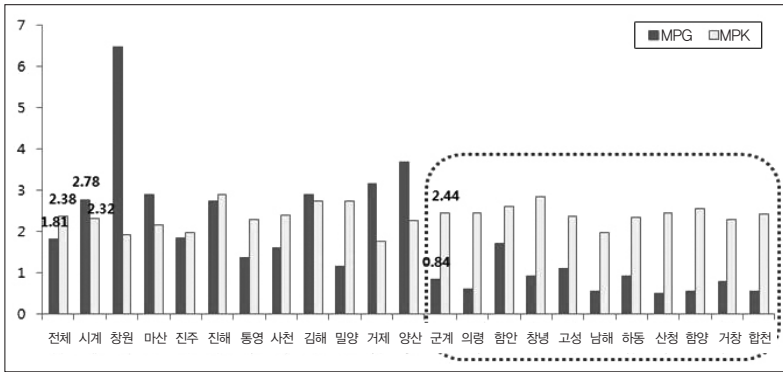
첫째, 부문 간 배분 효율성을 살펴보기 위해 민간자본 대비 공공자본의 한계생산성을 살펴보았다. 민간과 공공 부문으로 구성된 2부문 경제에서 자본의 효율적인 배분은 한계생산성이 두 부문 간에 같아질 때 달성되므로(Karras, 2007; 이근재·최병호, 2010) 앞서 추정한 산출탄력성을 기초로 민간자본의 한계생산성(MPK)과 공공자본의 한계생산성(MPG)을 각각 계산하여 서로 비교했다. 연도별로 구한 시·군별 한계생산성의 평균값은 <그림 2>와 같다. 전체 시·군은 공공자본의 한계생산성은 1.81인데 비해 민간자본의 한계생산성은 2.38

로 공공자본에 비해 약 1.3배 높은 수준이며, 이러한 차이는 통계적으로 유의적인 것으로 확인되었다.⁹⁾ 이런 결과를 통해 경상남도에서는 평균적으로 공공자본이 민간자본에 비해 다소 과도하게 투자되었음을 알 수 있다.¹⁰⁾ 한편 시와 군지역에 대해 각각 ‘민간자본 한계생산성과 공공자본 한계생산성의 평균이 같다’라는 귀무가설과 ‘민간자본의 한계생산성이 공공자본의 한계생산성에 비해 크다’라는 대립가설을 설정했다. 가설검정 결과 시지역의 경우는 통계적으로 귀무가설을 기각하지 못하지만, 군지역은 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각한다. 이런 결과는 공공자본 과잉투자에 의한 부문 간 배분효율성의 왜곡은 군지역에 의해서 발생한 것임을 보여주는 것이다.¹¹⁾

9) ‘공공자본과 민간자본의 한계생산성이 같다’는 귀무가설을 설정하고 평균동일성(mean equality) t-Test를 통해 가설검정을 실시함. 가설검정을 위해 $\text{mean}(\text{diff}) = \text{mean}(\text{MPK} - \text{MPG})$ 이라고 정의하며, 귀무가설을 $\text{mean}(\text{diff}) = 0$ 으로 설정하고, 대립가설로 $\text{mean}(\text{difference}) > 0$ 으로 설정함. 이때, t값은 4.75이며, p값이 0.0000으로 나타나 1% 수준에서 귀무가설을 기각함. 따라서 대립가설을 채택하므로 통계적으로 민간의 한계생산성이 공공자본의 한계생산성보다 크다는 것을 알 수 있음.

10) 이 결과는 시·도를 대상으로 한 연구에서 공공자본이 과잉 공급되었음을 확인한 이근재·최병호(2010)와 대부분 지역에서 민간자본소득과 대비한 사회간접자본소득이 적정 비율을 초과한다는 류덕현(2006)의 결과와 유사함.

그림 2_시·군 별 자본의 한계생산성



둘째, 자본의 공간적 배분효율성에 대해 살펴보았다. 공간적 배분효율성이 달성되기 위해서는 자본별로 시와 군의 한계생산성이 일치해야 하지만 <그림 2>에서는 민간 및 공공자본의 한계생산성은 시와 군간에 서로 차이가 남을 볼 수 있다. 먼저 민간자본의 한계생산성은 전체 평균이 2.38이며, 진해시가 2.89로 가장 높고, 거제시가 1.76으로 가장 낮다. 시지역의 한계생산성 평균은 2.32며, 군지역의 평균은 2.44로 군지역이 다소 높는데, 민간자본 한계생산성이 시지역보다 군지역이 크다는 가설검정을 실시한 결과 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다. 이런 결과는 시지역과 군지역 간 민간자본 한계생산성의 차이는 유의적이지 않음을 보여준다. 즉, 민간자본의 한계생산성은 시와 군지역 간에 차이가 없어서 민간자본의 경우는 시와 군지역 간 배분 비효율성이 존재한다고 말할 수 없다.¹¹⁾ 한편 공공자본 한계생산성은 전체 평균이 1.81이며, 창원이가 6.47로 가장 높고, 그 다음이 양산, 거제 등의 순으로 나타났다. 평균적으로

시는 시지역의 공공자본 한계생산성은 2.78인 반면 군지역의 경우는 0.84에 불과하다. 이러한 격차가 통계적으로 유의적인지 확인하기 위하여 시지역의 공공자본 한계생산성이 군지역에 비해 크다는 귀무가설을 설정하고 t-equality 검정을 실시한

결과 1% 유의수준에서 시지역의 공공자본 한계생산성이 군지역에 비해 높은 것으로 나타났다.¹²⁾ 이런 결과를 통해 공공자본의 경우는 시와 군지역 간에 비효율적으로 배분되어 있으며, 특히 군지역에서 과도하게 투자되어 있음을 알 수 있다.

3. 공공자본을 이용한 균형발전전략과 유효성 분석

1) 공공자본의 공간적 배분 방식과 배분 비효율성

이상의 분석에서 민간자본은 시·군 간 배분 비효율성이 존재한다는 증거가 나타나지 않지만 공공자본은 배분 비효율성이 뚜렷하게 존재함을 확인할 수 있다. 이러한 결과를 두고, 이제 공공자본의 공간적 배분 비효율이 발생한 원인을 분석해본다. 이를 통해 균형발전정책의 특징을 파악하며, 또한 균형발전정책의 유효성에 대해서 살펴볼 수 있다.

우선 공공자본의 공간적 배분 비효율성이 발생

11) 귀무가설 $\text{mean}(\text{diff}) = \text{mean}(\text{MPP} - \text{MPG}) = 0$ 에 대해 대립가설을 $\text{mean}(\text{difference}) > 0$ 으로 설정한 후 가설검정하는데, 시 지역은 p값이 0.995로 나타나 귀무가설을 기각하지 못한 반면, 군 지역은 0.0000으로 1% 수준에서 귀무가설을 기각하는 것으로 나타남.
 12) $\text{mean}(\text{diff}) = \text{mean}(\text{군지역 MPK} - \text{시지역 MPK})$ 이라고 정의하며, 귀무가설을 $\text{mean}(\text{difference}) = 0$ 으로 설정하고, 대립가설로 $\text{mean}(\text{difference}) > 0$ 으로 설정함. 이에 대한 p값이 0.6230으로 귀무가설을 유의한 수준에서 기각하지 못함.
 13) 가설검정을 위해 $\text{mean}(\text{diff}) = \text{mean}(\text{시지역 MPG} - \text{군지역 MPG})$ 이라고 정의한 후 귀무가설을 $\text{mean}(\text{diff}) = 0$ 으로 설정하고, 대립가설로 $\text{mean}(\text{difference}) > 0$ 으로 설정함. 이에 대한 p값이 0.0010으로 나타나 1% 수준에서 귀무가설을 기각함.

한 원인에 대해 살펴본다. 선행연구에서는 지역균형 발전을 추진하는 과정에서 재정여건이 좋지 않은 낙후지역에 과도한 재정자원이 배분됨을 지적하고 있다(최병호·정종필, 2007; 주만수, 2009; 이근재 외, 2009; 이근재 외, 2010 등). 특히 이근재 외(2010)는 낙후지역에 대한 재정자원의 집중적 배분은 대상 지역의 공공투자를 과도하게 확충시킴으로써 공간적 배분 비효율성을 초래할 가능성을 지적한다. 이 문제를 검증하기 위해 <식 11>과 같은 공공투자함수를 추정한다.

$$\ln\left(\frac{GK_{i,t}}{GK_{i,t-1}}\right) = constant + \beta_1 \ln PGRDP_{i,t-1} + \beta_2 MPG_{i,t-1} + e_{i,t} \quad \langle \text{식 11} \rangle$$

<식 11>에서 종속변수는 t 기의 i 지역의 공공자본의 성장률, 즉 공공투자율이다. 설명변수 $PGRDP_{i,t-1}$ 와 $MPG_{i,t-1}$ 는 각각 i 지역의 $t-1$ 기 1인당 GRDP와 공공자본 한계생산성이다. 만약 전기에 1인당 GRDP가 낮았던 지역에 더 많은 공공투자가 이루어졌다면 $PGRDP_{i,t-1}$ 계수는 부(-)의 값이 되는데, 저소득지역에 보다 많은 공공투자가 이루어진 것으로 볼 수 있다. 한편 전기에 공공자본 한계생산성이 높은 지역에 더 많은 공공투자가 이루어졌다면 $MPG_{i,t-1}$ 의 계수는 정(+)의 값이 되며, 공공자본의 공간적 배분에서 효율성에 대한 고려가 있었음을 알 수 있다.¹⁴⁾

<식 11>의 추정 결과는 <표 3>과 같은데, 전기의 1인당 GRDP의 계수 추정치는 모형 (1)과 (2) 모두에서 유의적인 부(-)의 값으로 나타나서 1인당 GRDP가 낮은 지역에서 공공투자율이 상대적으로 높음을

표 3_ 공공자본 배분 방식: 이분산성 및 자기상관을 고려한 모형추정

구분	모형 (1)	모형 (2)
$\ln PGRDP_{i,t-1}$	-0.024** (-2.15)	-0.036*** (-2.64)
$\ln MPG_{i,t-1}$	-	0.008 (1.51)
constant	0.137*** (4.32)	0.168*** (4.53)
Wald χ^2	4.62**	6.99**

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

보여준다. 이는 공공자본의 공간적 배분에 있어서 공간적 형평성을 고려했음을 함의한다. 한편 전기의 공공자본 한계생산성의 계수 추정치는 정(+)의 값을 가지나 비유의적인데, 한계생산성이 높은 지역에 공공투자가 보다 빠르게 확대되었음을 보여주지 못하는 결과로 공공자본의 공간적 배분에 있어서 효율성이 제대로 고려되지 않았음을 의미한다.¹⁵⁾

2) 공공자본 투자의 민간투자 유발효과

비효율성을 감수하면서 낙후지역에 과도한 공공자본을 배분한 것은 낙후지역의 경제적 여건을 개선함으로써 민간자본을 유인하며, 나아가 낙후지역의 경제발전을 통해 궁극적으로는 지역균형발전을 도모하기 위한 전략으로 이해된다. 따라서 이러한 균형발전전략이 효과적이었는지를 살펴보기 위해서는 공공자본투자 확충을 통해 민간투자가 실제로 활성화되었는지를 검토할 필요가 있다.

이를 위해 <식 12>와 같은 민간자본투자 결정모형을 추정한다.

14) 추정모형에서는 역 인과관계(reversal causality) 문제를 회피하기 위해 1기 전의 변수들을 설명변수로 사용함. 만약 현재의 1인당 GRDP를 종속변수로 사용한다면 공공투자가 증가됨에 따라 1인당 GRDP가 높아질 수 있으므로 인과관계의 문제가 생긴다.

15) 이상의 실증분석 결과는 선행연구에서 지적했던 바를 다시 한 번 확인시켜주는 결과임. 예를 들어 이근재 외(2010)는 시·도를 대상으로 한 분석을 통해 전국적으로도 공공자본은 공간적 형평성을 고려하여 배분되었음을 확인함.

$$\ln\left(\frac{PK_{i,t}}{PK_{i,t-1}}\right) = \text{constant} + \gamma_1 \ln PGRDP_{i,t-1} + \gamma_2 \ln\left(\frac{GK_{i,t}}{GK_{i,t-1}}\right) + \gamma_3 \ln\left(\frac{GK_{i,t}}{GK_{i,t-1}}\right) \times d_c + \gamma_4 \ln MPK_{i,t-1} + e_{i,t}$$

〈식 12〉

〈식 12〉에서 종속변수는 t 기의 i 지역 민간자본스톡의 증가율 또는 민간투자율이다. 설명변수로는 전기의 1인당 GRDP, 공공자본 증가율, 공공자본 증가율과 시지역 터미변수(dc)를 곱한 상호작용변수, 그리고 전기의 민간자본 한계생산성이 고려된다.¹⁶⁾

지방의 공공자본은 중앙 및 지방정부의 재정지출을 통해 형성되며, 그 배분에는 정치적 및 정책적 판단이 개입되는 반면 민간자본은 시장에서 민간에 의해 결정된다. 따라서 다른 조건이 동일하다면 1인당 GRDP가 높은 지역일수록 민간의 투자수요는 높을 것이므로 1인당 GRDP와 민간투자율과는 정(+)의 관계가 예상된다. 또한 공공투자로 인해 경제적 여건이 개선됨에 따라 민간투자가 유발될 것을 기대할 수 있으므로 공공투자율의 계수는 정(+)의 값을 가질 것으로 예상된다. 나아가 다른 조건이 일정하다면 민간자본은 생산성이 높은 지역일수록 많이 투자될 것이므로 민간자본의 한계생산성과 민간투자율 간에는 정(+)의 관계가 있을 것으로 예상된다. 한편 공공투자율과 시지역 터미변수를 곱한 상호작용변수를 설명변수로 포함한 것은 낙후지역 공공투자의 민간투자 유발효과

가 시지역의 그것과 얼마나 차이가 나는가를 검토하기 위한 것이다. 시지역 터미변수를 사용하므로 γ_2 는 군지역 공공투자율의 민간투자 유발효과 크기를 의미하며, 시지역의 민간투자 유발효과 크기는 $\gamma_2 + \gamma_3$ 가 된다. 만약 상호작용변수의 계수 γ_3 의 추정치가 유의적이라면 시지역과 군지역의 유발효과에는 차이가 있음을 의미한다.

추정 결과는 〈표 4〉와 같은데, 추정치의 강건성을 검토하기 위해 설명변수를 하나씩 추가하여 모두 네 가지 모형의 추정 결과를 제시한다. 각 모형은 오차항에 이분산성과 1계 자기상관을 고려하여 추정한다. 먼저 1인당 GRDP 계수는 예상과 같이 정(+)의 값으로 추정되는데, 이는 〈식 12〉의 공공투자 결정방정식의 추정 결과와는 상반되는 것으로 1인당 GRDP가 높은 지역일수록 민간부문의 투자율이 높음을 보여준다. 한편 민간자본 한계생산성의 계수 추정치도 예상과 같이 유의적인 정(+)의 값으로 나타나서 민간투자는 생산성을 기준으로 배분됨을 보여주며, 민간자본은 공간적 배분 비효율성이 나타나지 않는다는

표 4_ 민간투자결정모형: 이분산 및 자기상관 고려

구분	모형(1)	모형(2)	모형(3)	모형(4)
$\ln PGRDP_{i,t-1}$	0.049*** (6.23)	0.055*** (5.31)	0.038*** (3.69)	0.029** (2.36)
$\ln\left(\frac{GK_{i,t}}{GK_{i,t-1}}\right)$	-	0.239*** (5.31)	0.144** (2.43)	0.142** (2.23)
$\ln\left(\frac{GK_{i,t}}{GK_{i,t-1}}\right) \times d_c$	-	-	0.360*** (4.18)	0.434*** (4.65)
$\ln MPK_{i,t-1}$	-	-	-	0.019** (2.14)
constant	-0.106*** (-5.10)	-0.140*** (-4.77)	-0.096*** (-3.40)	-0.117*** (-3.69)
Wald χ^2	38.81***	38.98***	52.92***	59.57***

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

16) 설명변수로 전기변수를 사용한 것은 〈식 14〉에서와 마찬가지로 현재의 민간투자가 현재의 GRDP 및 한계생산성에 영향을 미침에 따른 역 인과관계 문제를 회피하기 위한 것임.

결과를 확인시켜준다.

이제 가장 중요한 설명변수인 공공투자율 변수의 추정 결과에 대해 살펴보자. 모형 (2), (3) 및 (4)에서 공공투자율 변수의 계수 추정치는 모두 유의적인 정(+)의 값으로 나타나서 공공투자율이 높은 지역일수록 민간투자율도 높음을 보여준다. 한편 상호작용 변수의 계수는 모형 (3)과 (4) 모두에서 정(+)의 유의한 값으로 추정됨으로써 시지역에서 공공투자의 민간투자 유발효과가 군지역에 비해 높음을 보여 준다. 공공투자의 확충은 시와 군지역에서 각각 민간투자의 활성화에 기여하지만 그 정도는 시지역이 군지역에 비해 상당히 높음을 알 수 있다. 모형 (4)의 결과를 이용하면, 군지역에서는 공공투자율이 1% 증가함에 따라 민간투자율은 0.142% 높아짐에 비해 시지역에서는 0.575% (= 0.142 + 0.434)나 높아진다.

이상의 결과는 낙후지역에 대한 공공자본 확충을 통한 지역균형발전전략에 대해 중요한 함의를 제시한다. 군지역에서 공공투자의 민간투자 유발효과가 시지역에 비해 낮다는 사실 자체로부터 이러한 방식의 균형발전전략이 유효하지 못하다는 결론을 내리기는 곤란하다. 오히려 군지역 공공투자의 민간투자 유발효과가 상대적으로 낮지만 정(+)의 효과가 있기 때문에 지속적으로 공공투자를 확충해야 한다는 주장도 가능하다. 하지만 낙후지역을 대상으로 한 불균형적인 투자가 지속된다면 공간적 배분 비효율성이 심화될 수밖에 없다는 문제가 따른다. 즉, 주어진 재원으로 낙후지역에 대한 공공자본이 확충됨에 따라 공공자본에 대한 수요가 상대적으로 높은 발전지역에 대한 공공투자가 지체된다면 배분적 비효율성이 심화됨으로써 상당한 수준의 경제적 손실이 발생될 가능성이 있음을 고려할 필요가 있다.

IV. 공공자본의 지역 간 파급과 균형발전정책

사회간접자본을 위시한 공공자본은 일정한 수준의 공간적 파급효과(spatial spillover)를 나타낸다고 알려져 있다. 공공자본은 다양한 형태의 외부효과를 발생시킬 수 있으며, 정(+) 또는 부(-)의 외부효과가 서로 상쇄되어 외부효과가 존재하지 않은 것처럼 보이거나 상대적으로 크게 작용하는 외부효과로 인해 정(+)의 효과 또는 부(-)의 효과로 나타나게 된다. Sloboda and Yao(2008)는 이를 순 외부효과(net spillover effect)라고 부르는데, 순 외부효과는 한 지역에서 공급하는 공공재가 타 지역과 보완적 관계가 강할수록 네트워크 효과가 큰 반면 타 지역과 경쟁적, 대체재적 특성을 갖는다면 생산요소의 이동을 증가시켜 부(-)의 효과가 상대적으로 크게 나타난다고 주장한다.¹⁷⁾

공공자본이 공간적 파급효과를 나타낸다면 이를 고려하지 않은 채 투자를 결정하는 경우 그 규모는 사회적 최적 수준에 비해 과소 또는 과잉 공급된다. 때문에 공공자본의 생산성에 관한 논의에서는 파급효과를 명시적으로 고려할 필요성이 생긴다. 이 장에서는 공공자본의 파급효과를 고려하여 공공자본 확충을 통한 지역균형발전정책의 유효성 문제를 다시 검토해본다.

만약 i 지역에 형성된 공공자본이 인접한 $j(\neq i)$ 지역에 대해 긍정적 파급효과를 미친다면 i 지역의 공공투자를 확충함으로써 효율적인 결과를 얻을 수 있다. 반면 부정적 파급효과가 존재한다면 i 지역의 공공투자를 확충으로 인접한 $j(\neq i)$ 지역의 민간자본이 유출되는 결과가 초래된다. 특히 낙후지역과 발전지역 간에 파급효과가 비대칭적으로 나타난다면 공공투자를 이용한 균형발전정책은 중요한 한계에 부딪힐 수 있다.

여기서는 경상남도 내 시·군 간 공공자본의 공간적 파급효과에 대해 실증적으로 검토하는데, 구체적

17) 공공자본의 공간적 파급효과에 관한 선행연구는 이근재 외(2012)에 정리되어 있음.

으로 <식 12>의 공공투자율이 민간투자율에 미치는 영향에 대한 분석에서 타 지역의 공공투자율이 해당 지역의 민간투자율에 미치는 영향을 추가한다. 파급 효과를 고려한 시와 군지역의 민간투자함수는 <식 13>와 같이 설정된다.

$$\ln\left(\frac{PK_{c,t}}{PK_{c,t-1}}\right) = constant + \delta_1 \ln PGRDP_{c,t-1} + \delta_2 \ln\left(\frac{GK_{c,t}}{GK_{c,t-1}}\right) + \delta_3 \ln MPK_{c,t-1} + \delta_4 \ln\left(\frac{\Sigma GK_{k,t-1}}{\Sigma GK_{k,t-2}}\right) + e_{c,t} \quad \langle \text{식 13} \rangle$$

$$\ln\left(\frac{PK_{k,t}}{PK_{k,t-1}}\right) = constant + \theta_1 \ln PGRDP_{k,t-1} + \theta_2 \ln\left(\frac{GK_{k,t}}{GK_{k,t-1}}\right) + \theta_3 \ln MPK_{k,t-1} + \theta_4 \ln\left(\frac{\Sigma GK_{c,t-1}}{\Sigma GK_{c,t-2}}\right) + e_{k,t} \quad \langle \text{식 14} \rangle$$

두 식에서 하첨자 c 와 k 는 각각 시와 군지역을 의미한다. 두 식에 의하면 어떤 시(군)의 민간자본 증가율 혹은 민간투자율은 전기의 1인당 지역소득, 공공자본 증가율, 민간자본 한계생산성, 전체 군(시) 지역의 공공자본 증가율에 의해 결정된다.

공공자본 파급효과의 크기와 방향은 각각 계수 δ_4 와 θ_4 의 추정치를 통해 확인할 수 있다. 예를 들어 <식 13>에서 δ_4 의 추정치가 유의적인 정의 값을 가진다면 전체 군지역의 공공자본 증가는 개별 시의 민간자본 증가에 긍정적인 파급효과를 미친다. 반면 δ_4 의 추정치가 유의적인 부(-)의 값으로 나타난다면 전체 군지역의 공공자본 증가는 시지역의 민간자본 증가에 부정적인 파급효과를 미치게 된다. 이 경우 군지역의 공공자본 증가로 인해 시지역의 민간자본은 부(-)의 성장률을 나타내는데, 이는 시지역의 민간자본이 생산여건이 개선된 군지역으로 유출되거나 혹

은 시지역에 위치한 기업의 투자가 줄어들거나 경쟁에서 도태되어 퇴출된 결과로 볼 수 있다.¹⁸⁾

한편 시지역의 공공투자가 군지역의 민간자본 증가에 미치는 영향과 군지역의 공공투자가 시지역의 민간자본에 미치는 영향을 엄밀하게 비교 분석하기 위해 위의 두 식을 동시에 고려하여 상호작용변수를 도입한 <식 15>를 추가로 추정하였다.

$$\ln\left(\frac{PK_{i,t}}{PK_{i,t-1}}\right) = constant + \eta_1 \ln PGRDP_{i,t-1} + \eta_2 \ln\left(\frac{GK_{i,t}}{GK_{i,t-1}}\right) + \eta_3 \ln MPK_{i,t-1} + \eta_4 GK_{c,t-1} + \eta_5 GK_{c,t-1} \times d_c + \eta_6 GK_{k,t-1} + \eta_7 GK_{k,t-1} \times d_c + \varepsilon_{i,t} \quad \langle \text{식 15} \rangle$$

<식 15>에서 하첨자 i 는 어떤 시 또는 군지역 $\Sigma GK_{c,t-1} / \Sigma GK_{c,t-2}$ 을 나타낸다. 설명변수 중 $GK_{c,t-1}$ 은 전체 시지역의 전기 공공자본 성장률($\Sigma GK_{c,t-1} / \Sigma GK_{c,t-2}$)을 나타내는데, 만약 $i \in k$ 면 i 지역의 공공자본 GK_i 는 시지역 공공자본 성장률 계산에서 제외된다. 그리고 $GK_{k,t-1}$ 은 군지역 전체의 공공자본 성장률($\Sigma GK_{c,t-1} / \Sigma GK_{c,t-2}$)인데, 만약 $i \in k$ 이면 i 지역의 공공자본 GK 는 군지역 공공자본 성장률 계산에서 제외된다.

한편 <식 15>에는 각 공공자본 성장률에 시지역 터미변수를 곱한 상호작용변수를 설명변수로 추가되었다. 이 경우 $GK_{c,t-1}$ 의 계수인 η_4 의 추정치는 시지역의 공공자본 성장률이 군지역의 민간투자율에 미치는 효과를, 그리고 $\eta_4 + \eta_5$ 는 시지역의 공공자본 성장률이 시지역의 민간투자율에 미치는 효과를 각각 나타낸다. 만약 η_5 가 통계적으로 유의적이라면 시지역의 공공자본 성장률이 군지역 및 시지역의 민간투

18) 공공투자에 따른 플로우 효과를 배제하기 위하여 1기 이전의 타 지역 공공자본 성장률을 설명변수로 사용함.

자율에 미치는 영향은 차이가 난다. 또한 η_6 는 군지역의 공공자본 성장률이 군지역의 민간투자율에 미치는 효과를, 그리고 $\eta_6 + \eta_7$ 는 군지역 공공자본 성장률이 시지역의 민간투자율에 미치는 효과를 각각 나타낸다. 이때에도 η_7 의 추정치가 통계적으로 유의적이라면 군지역의 공공자본 성장률이 군지역 및 시지역의 민간투자율에 미치는 영향은 달라진다.

모형의 추정에서는 생산함수추정 방법과 같이 오차항 구조 분석을 통해 1계 자기상관과 이분산성을 고려하는데, 결과는 <표 5>와 같다. 우선 <식 13>의 시지역 모형의 추정 결과를 보면, 시지역 민간투자율은 1인당 GRDP, 자기 지역 공공자본 성장률 및 민간자본 한계생산성과 각각 정(+)의 관계를 가지는데, 이러한 결과는 앞서의 분석 결과와 동일하며 이론적 예상과도 일치한다. 또한 군지역 공공자본 성장률

의 계수 추정치는 유의적인 부(-)의 값으로 나타나 군지역의 공공투자 증가는 시지역의 민간투자에 부정적인 영향을 미침을 알 수 있다. 계수 추정치의 값은 -0.304로 나타나는데, 이는 전체 군지역에서 각각 공공투자율이 1%씩 증가하면 시지역의 민간투자율은 0.304% 하락함을 의미한다. 따라서 군지역 한 곳의 공공투자가 1% 증가한다면 평균적으로 시지역의 민간자본은 약 0.03% 감소한다.

이제 <식 14>의 군지역 모형 추정결과를 보면, 자기 지역 공공자본 성장률과 민간자본 한계생산성 간에는 예상과 같이 정(+)의 관계가 나타난다. 그런데 1인당 GRDP의 계수 추정치는 비유의적인데, 이는 군지역에 대한 민간투자에 있어서 해당 지역의 1인당 소득수준은 중요한 고려사항이 되지 않을 가능성을 보여준다. 한편 시지역의 공공자본 성장률은

군지역의 민간투자율에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나는데, 이는 시지역의 공공투자 증가는 군지역에 대한 민간투자를 감소시키는 부정적 파급효과가 있음을 보여준다. 그런데 파급효과의 계수 추정치는 -1.386으로서 군지역의 공공투자가 시지역의 민간투자에 미치는 영향에 비해 훨씬 큼을 알 수 있다. 이는 모두 10곳의 시지역에서 공공투자율이 1%씩 증가하면 평균적으로 군지역 민간자본은 약 0.138% 하락한다는 결과다.

시지역 모형과 군지역 모형의 추정 결과를 통해 시지역의 공공투자 증가는 군지역의 민간투자에 대해, 그리고 군지역의 공공투자 증가는 시지역의 민간투자에 대해 각각 부정적인 외부효과를 미친다는 사실을 확인할 수 있다. 하지만 시지역의 공공투

표 5_ 공공자본의 공간적 파급효과

구분	시 지역 모형	군 지역 모형	상호작용변수 모형
$\ln PGRDP_{i,t-1}$	0.061*** (3.26)	-0.008 (-0.32)	0.036** (2.49)
$\ln\left(\frac{GK_{i,t}}{GK_{i,t-1}}\right)$	0.315** (2.44)	0.234*** (3.52)	0.267*** (4.42)
$\ln MPK_{i,t-1}$	0.063*** (4.14)	0.049** (2.58)	0.054*** (5.12)
$\dot{G}K_{c,t-1}$	-	-1.386*** (-4.10)	-1.243*** (-4.76)
$\dot{G}K_{c,t-1} \times dc$	-	-	1.030*** (5.07)
$\dot{G}K_{k,t-1}$	-0.304** (-2.16)	-	-0.188 (-1.54)
$\dot{G}K_{k,t-1} \times dc$	-	-	-0.212 (-1.34)
constant	-0.260*** (-3.37)	-0.002 (-0.03)	-0.138*** (-2.64)
Wald χ^2	42.19***	35.89***	104.99***

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

자가 근지역의 민간투자에 미치는 부정적인 영향이 반대의 경우에 비해 훨씬 큰 것으로 나타나는데, 이런 결과를 통해 공공자본 형성에 따른 부정적 외부효과의 크기는 시와 군 간에 서로 비대칭적으로 작용함을 보여준다.

다음으로 상호작용변수를 도입한 모형의 결과를 살펴보면, 전체적으로는 앞서 두 모형의 결과와 유사하지만 근지역의 공공투자에 따른 외부효과는 다소 다르게 나타난다. 우선 1인당 GRDP, 민간자본 한계생산성, 자기 지역 공공자본성장률은 모두 예상과 같이 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타난다. 파급효과에 대해 검토하면, 우선 시지역의 공공투자는 근지역의 민간투자에 대해 상당한 수준의 부정적인 영향을 미침을 알 수 있다. 계수의 추정치는 -1.243 으로서 앞의 근지역 모형의 추정 결과와 비슷한 수준이다. 또한 시지역의 공공투자는 다른 시지역의 민간투자에 대해서도 부정적인 영향을 미치는데, 계수 추정치는 $-0.213(= -1.243 + 1.03)$ 으로 그리 크지 않다. 따라서 시지역의 공공투자 확충은 근지역의 민간투자에 대해서는 상당히 부정적 영향을 미치지만 다른 시지역에 미치는 부정적인 영향은 미미한 수준임을 알 수 있다. 한편 시지역 모형의 추정 결과와는 달리 근지역의 공공투자는 시지역의 민간투자에 대해 유의미한 영향을 미치지 못함을 알 수 있다. 또한 근지역의 공공투자는 다른 근지역에 대해서도 유의미한 영향을 미친다고 볼 수 없다. 즉, 근지역의 공공투자가 공간적인 외부효과를 나타낸다는 증거가 확인되지 않는다.

낙후지역에 대한 공공투자확충정책과 연관시키면 공공투자의 외부효과에 관한 이상의 분석 결과는 다음과 같이 해석할 수 있다. 만약 시와 근지역에 동일한 수준의 공공투자가 발생한다면 시지역의 민간자본 유입능력이 훨씬 뛰어나기 때문에 근지역의 민간자본은 시지역으로 유출됨으로써 근지역의 경제

상황은 나빠질 가능성이 있다. 이는 지역균형발전의 목표를 달성하기 위해서는 시지역에 비해 근지역에 훨씬 많은 공공자본이 형성되어야 함을 의미한다. 또한 이 결과는 오랫동안 근지역의 공공자본이 시지역에 비해 훨씬 빠르게 성장해왔음에도 불구하고 지역격차가 오히려 확대되고 있는 현실을 고려한다면 균형발전의 목표에 다가가기 위해서는 근지역에 대한 공공투자를 지금까지보다 더 확충시킬 필요가 있음을 보여준다. 하지만 근지역의 공공투자 확충은 다른 지역의 민간투자를 효과적으로 유인하지 못한다는 사실로부터 이런 수단을 쓰더라도 근지역의 발전이 항상 보장되는 것은 아님을 알 수 있다. 나아가 공공투자 확충이 근지역의 발전에 기여한다고 하더라도 그로 인한 공간적 배분 비효율성의 심화는 상당한 수준의 사회적 비용을 초래한다는 문제도 뒤따른다.

V. 결과의 요약 및 함의

본 논문에서는 정부 주도적으로 추진되어왔던 지역균형발전정책의 성과를 경상남도 내 시·군을 대상으로 분석함으로써 현재 경상남도에서 광역자치단체 차원에서 전격적으로 추진 중인 지역균형발전정책의 유효성과 추진 방향에 대한 함의를 얻고자 했다.

주요 분석 결과는 다음과 같이 정리된다. 첫째, 1998~2010년 기간 중 경상남도 내 시·군별 자본스톡을 추계하여 정리한 결과 민간자본스톡은 시지역에서 보다 빠르게 증가한 반면 공공자본스톡은 오히려 근지역에서 보다 빠르게 증가한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 상대적으로 낙후된 근지역의 발전을 위하여 상위정부의 재정지원을 통한 공공자본 확충이 중요한 정책수단으로 사용되었으나 근지역의 민간자본스톡은 상대적으로 적게 증가하였음을 보여준다.

둘째, 지역생산함수의 추정 결과 공공자본의 확충

이 GRDP 성장에 미치는 영향은 군지역에 비해 시지역에서 미세하게 높은 것으로 나타났다. 하지만 민간자본소득 대비 공공자본소득의 비중은 군지역이 시지역에 비해 훨씬 높다는 사실을 감안하면 군지역 공공자본의 생산성은 상당히 낮음을 알 수 있다.

셋째, 전체 시·군에 있어서 평균적으로 공공자본의 한계생산성은 민간자본의 한계생산성에 비해 낮는데, 이는 특히 대부분 군지역에 공공자본이 과잉 공급됨으로써 나타나는 결과다. 한편 민간자본은 시지역과 군지역 간 한계생산성에 차이가 없어서 시와 군지역 간에 효율적으로 배분된 것으로 나타나는 반면 공공자본은 평균적으로 시지역의 한계생산성이 군지역에 비해 월등히 높아서 상당한 수준의 공간적 배분 비효율성이 존재함을 알 수 있다.

넷째, 1인당 지역소득이 낮은 지역일수록 공공자본 증가율은 높으나 공공자본의 한계생산성은 공공자본 증가율에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났는데, 이는 공공자본의 배분이 공간적 형평성 차원에서 시·군 간에 배분되어 왔음을 보여준다. 또한 모든 지역에서 공공투자 확충은 민간투자의 활성화에 기여하지만 그 정도는 군에 비해 시지역에서 보다 높은 것으로 나타났다. 이는 낙후지역의 공공투자 확충에 의한 민간투자 유발효과는 발전지역에 비해 낮아서 일정한 균형발전 성과를 이루기 위해서는 낙후지역에 대해 지속적으로 공공투자를 확충시켜야 함을 보여준다.

다섯째, 시지역의 공공투자는 군지역의 민간투자에 대해 상당한 수준의 부정적인 영향을 미치지만 군지역의 공공투자는 시지역의 민간투자에 대해 유의적인 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 군지역의 공공투자 확대는 시지역으로부터 민간투자를 효과적으로 유입하지 못할 수도 있으며, 따라서 군지역의 발전이 항상 보장되지는 않음을 의미한다.

본 논문에서 나타난 결과들은 지역 차원의 지역 균형발전정책에 대해 중요한 함의를 제공한다. 1980년대 중반 이후 정부는 지속적으로 낙후지역정책 또는 균형발전정책을 중요 정책과제로 채택하여 추진해왔다. 그간 정부에서 추진해왔던 다양한 낙후지역 관련 정책들에서는 주로 낙후지역에 대한 재정지원을 통한 공공자본의 확충을 주요 정책수단으로 삼았다. 그것은 공공자본 확충을 통해 사회경제적 여건을 개선하고 민간자본을 유치함으로써 낙후지역을 발전시킨다는 정책구상에 따른 것이었다. 본 논문의 연구 결과는 이런 정책이 실제로 추진되었으나 낙후지역을 발전시키고 지역균형발전을 이루고자 한 당초 정책 의도는 제대로 실현되지 못하였음을 확인시켜 줬다. 이에 더하여 이와 같은 정책을 추진하는 과정에서 만만찮은 수준의 배분 비효율이 발생하였음도 확인할 수 있었다.

한편 이상의 결과를 반영할 때, 경상남도에서 적극적으로 추진 중인 지역균형발전정책에서도 낙후지역에 대한 공공투자 확대라는 수단을 쓴다면 그 성과를 긍정적으로 전망하기는 쉽지 않다. 나아가 지역 차원에서 추진되는 균형발전정책이 본 논문에서 검토한 배분상의 비효율이라는 문제와 함께 추가적으로 지역의 개방성으로 인하여 생산요소의 역외 유출이라는 문제까지 발생할 수 있음을 고려한다면 좋은 성과를 기대하기는 더욱 곤란해진다.

이러한 부정적 전망에도 불구하고 지역균형발전 그 자체는 중요한 사회적 가치라는 점을 고려할 때 전략의 전환이 요구된다. 정부 주도적으로 추진되어 왔던 균형발전정책이 지닌 중요한 특징은 지역 간 생산요소 배분에 영향을 미침으로써 낙후지역의 산출에 긍정적인 영향을 미치고자 했다는 점이다. 하지만 시장에 의한 자원배분이 압도적인 영향력을 행사하는 구조하에서 이런 정책수단은 한계가 있다.¹⁹⁾ 이렇게 볼 때, 자원의 배분을 조정함으로써 생산과정에 개입

하는 정책을 대신하여 결과를 적극 보완하는 정책을 고려할 수 있다. 예를 들어 자원배분에 있어서는 기본적으로 시장의 원리를 수용하되, 그 결과로 나타나는 개인 간 및 계층 간 소득수준의 격차를 다양한 사회복지서비스를 적극 개발하여 제공함으로써 교정하는 것이 보다 효과적인 균형발전정책이 될 수도 있을 것이다. 이 문제에 관해서는 보다 구체적인 연구가 필요할 것으로 생각된다.

본 논문의 한계는 다음과 같다. 지역균형발전정책은 공공투자 외에도 다양한 제도적 및 재정적 지원을 통해 추진된다는 점을 고려할 때 지역균형발전의 성과를 분석함에 있어서 정책수단으로서 공공투자만을 고려하는 것은 제한적인 측면이 있다.²⁰⁾ 다만 기초자치단체의 경우 자료 획득에 많은 제약이 있으며, 또한 제도적 측면은 실증분석에서 사용하기에는 한계가 있다는 점을 감안하면 본 논문에서 사용한 방법은 상당 부분 정당화될 수 있을 것이다. 보다 체계적인 분석은 향후 과제로 남겨둔다.

참고문헌

강대창. 2006. “한국의 공공자본 생산성”. 재정논집 제21집 제1호, pp23-68.

류덕현. 2006. “지역별 사회간접자본소득의 적정규모에 관한 연구”. 공공경제 제11권 제1호, pp155-188.

_____. 2008. “정부부문 자본소득과 총요소생산성”. 재정학연구 제1권 제3호, pp121-153.

박승록 · 이상권. 1997. “사회간접자본의 최적규모와 투자전략에 관한 연구”. 국제경제연구 제3권 제1호, pp81-117.

유일호. 2002. 재정건전성 제약하의 SOC 투자. 서울 : 한국개발연구원.

이근재 · 정종필 · 최병호. 2009. “재정이전이 지역 간 재정행평화와 소득격차 완화에 미친 효과 분석”. 국토연구 제60권

pp223-249.

이근재 · 최병호. 2010. “우리나라 공공자본의 공간적 배분과 경제성장”. 재정학연구 제3권 제4호, pp77-113.

이근재 · 최병호 · 정종필 · 문시진. 2012. “우리나라 공공자본의 공간적 외부효과 분석”. 재정정책논집 제14집 제3호, pp63-92.

주만수. 2009. “지방재정의 행평성 분석과 이전재원에 의한 재정력 순위변동”. 경제학연구 제57권, pp101-129.

최병호 · 이근재 · 문시진. 2012. “지방분권 전후 시기의 공공자본의 생산성과 공간적 배분 효율성 비교”. 지방행정연구 제26권 제1호, pp81-106.

최병호 · 이근재 · 신세용. 2012. 경상남도 공공투자지출의 경제적 성과분석을 통한 효율적 지역균형발전전략 모색. 경남 : 한국은행 경남본부.

최병호 · 이근재 · 정재희. 2012. “지역 차원 균형발전정책의 유효성에 관한 연구: 경상남도의 경우”. 국토연구 제74권, pp175-193.

최병호 · 정종필. 2007. 8. 30. “재정행평화 교부금 체계의 문제점과 개편방향: 부동산교부세제도와 자치구 재정문제를 중심으로”. 한국지방재정학회, 특별 세미나, 제주대학교.

통계청. 2010. 2009년 말 기준 국가자산통계 추계결과. 대전: 통계청.

표학길. 2003. “한국의 산업별 자산별 자본소득 추계(1953~2000)”. 한국경제의 분석 제9권 제1호, pp203-282.

Karras, G. 2007. “How Productive are Government Activities? Evidence from a Sample of OECD Countries.” *Applied Economics Quarterly* vol.53, no.1. pp71-86.

Sloboda, B. and Yao, V. 2008. “Interstate Spillovers of Private Capital and Public Spending”. *The Annals of Regional Science* vol.42. pp505-518.

- 논문 접수일: 2013. 4. 8
- 심사 시작일: 2013. 4. 17
- 심사 완료일: 2013. 5. 7

19) 익명의 심사위원 지적과 같이 다양한 부문 정책의 통합이 요구되는 지역정책 추진을 위한 체계적이고 효과적인 정책조정 통합의 거버넌스 구축 실패도 균형발전정책이 제대로 성과를 이루지 못한 주요 원인이 될 수 있음. 다만 이 부분은 본 논문의 연구 범위를 벗어나므로 구체적으로 다루지는 않았음.

20) 이 부분은 익명의 심사위원이 지적한 것으로, 중요한 지적을 해주신 심사위원께 감사드립니다.

A Study on the Performance of Local Public Investment Policy and Its Implication on Balanced Local Development Policy: The Case of Gyeongsangnam-do

Keywords: Public Capital, Productivity, Spillover Effect, Balanced Local Development Policy

The objective of this study is to figure out some policy implication on the ongoing Balanced Local Development Policy of Gyeongsangnam-do by evaluating the outcome of the public investment policy for under-developed localities initiated by the central government. Main findings are as follows: First, the impact of public investment policy on local economic growth has appeared to be greater in the cities than the under-developed counties. Second, it is shown that public capital has been over-provided in counties so that there is a considerable inefficiency in the spatial allocation of public capital. Third, the public capital invested in the counties has appeared to be weak inducement effect to private capital. Fourth, it is shown that the economic growth of the counties has not been guaranteed by the expansion of public capital. These results bring up some important questions to the effectiveness of spatial public capital allocation policy initiated by the central government. More importantly, the findings suggest that the same type of policy led by Gyeongsangnam-do regional government is required to be reconsidered or redirected.

경상남도 지역공공투자정책의 성과분석과 균형발전정책에 대한 함의

주제어: 공공자본, 생산성, 파급효과, 지역균형발전정책

본 논문은 중앙정부 주도적 지역공공투자정책의 성과를 분석함으로써 현재 경상남도 차원에서 추진 중인 시·군 간 지역균형발전정책에 관한 함의를 도출한다. 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 2000~2008년 기간 중 경상남도의 지역생산함수 추정 결과 공공투자 확대는 군지역에 비해 시지역에서 GRDP 성장에 상대적으로 높은 영향을 미쳤던 것으로 나타났다. 둘째, 군지역에는 민간자본에 비해 공공자본이 과잉 공급되었으며, 공공자본의 공간적 배분에 상당한 수준의 비효율이 존재하는 것으로 나타났다. 셋째, 공공투자 확충은 민간자본을 유인하지만, 그 효과는 시지역이 군지역에 비해 훨씬 높은 것으로 나타났다. 넷째, 군지역에 대한 공공투자는 시지역의 민간자본을 효과적으로 유인하지 못하여 공공투자 확대가 군지역의 발전을 항상 보장하지 않음을 알 수 있었다. 이러한 결과는 공간적 자원배분에 개입하는 형태로 진행되었던 그간의 중앙정부 주도적 균형발전정책의 유효성에 대해 의문을 제기하며, 거의 유사한 방식으로 도 차원에서 추진 중인 균형발전정책도 방향을 전환할 필요가 있음을 시사한다.