

# 지역의 사회간접자본과 생산의 효율성

## Public Infrastructure and Production Efficiency in Regional Economy

김일태 전남대학교 경제학부 교수(제1저자)  
Iltae Kim Professor, Dept. of Economics, Chonnam National  
Univ.(Primary Author)  
(kit2603@chonnam.ac.kr)

김봉진 광주발전연구원 도시경영실 부연구위원  
Bongjin Kim Associate Research Fellow, Gwangju Development Institute  
(bjkim@gji.re.kr)

### 목 차

- I. 서론
- II. 분석모형
  - 1. 사회간접자본
  - 2. 효율성측정 이론
  - 3. 분석모형 설정
- III. 자료 및 실증분석
  - 1. 분석자료
  - 2. 실증분석
- IV. 결론 및 시사점

※ 본 논문은 산학협동재단 2007년도 학술연구비에 의하여 연구되었음.

## I. 서론

공공자본(public capital, public infrastructure) 또는 사회간접자본(Social Overhead Capital: SOC)의 축적은 경제발전에 중요한 영향을 주는 요소로서 고려되고 있으며, 양자 간의 원인관계를 분석하는 연구들은 오랜 기간 동안 다양한 방법으로 진행되어 왔다. 그럼에도 불구하고 아직까지도 합의된 결론이 도출된 바 없다는 것은 그만큼 사회간접자본의 역할이 중요함에도 그 성격이 명확히 정의되지 못했다는 것을 의미한다.

사회간접자본에 대한 논의를 정리하면, 사회간접자본이 노동이나 자본과 같은 직접투입 생산요소로서 역할을 한다는 주장과 이와는 다른 견해로서 사회간접자본은 직접적인 투입요소가 아니라 각 생산부문에서 수요되는 중간재라는 주장이 있다. 따라서 사회간접자본의 역할 또한 두 가지로 나누어서 생각해 볼 수 있는데, 직접 투입요소라는 주장에 의해 자본이나 노동과 같은 생산요소와 동일하게 사회간접자본의 투입에 따른 산출물의 탄력성을 추정할 수 있다. 둘째로 중간재라는 주장에 대한 검증방법으로는 사회간접자본이 생산과정에서 거래비용을 낮추거나 생산의 효율성을 증가시키는 작용을 하기 때문에 사회간접자본의 투입에 따른 거래비용의 효과를 측정하거나 생산효율성을 측정하는 형태를 갖는다.

여기에서 사회간접자본의 역할에 대해 어떤 견해를 갖느냐의 문제는 상당히 중요하다. 왜냐하면, 사회간접자본의 투자가 지역의 경제성장을 촉진한다는 것이 주지의 사실로 받아들여지고 있는 상황에서 지역의 경제발전전략 중 많은 부분이 사회간접자본을 투입하는 방향으로 제시되고 있는데, 견해에 따라서 그 효과가 다르게 추정되기 때문에 사회간접자본을 투입할 필요가 없는 지역에 추가로

투입하거나 필요한 지역에 투입하지 않는 결과를 갖게 된다.

예를 들면 낙후지역의 발전전략을 보면, 직접투입재의 경우라면 사회간접자본의 투입으로 경제의 총생산이 증가할 것이므로 사회간접자본의 투입은 필수적이라고 할 수 있다. 반면에 중간재의 경우라면 어느 정도 발전된 지역에 투입하는 것이 자원배분의 효율성을 더 크게 만드는 것임을 주장할 수 있다. 이것은 사회간접자본의 한계생산성에 따라 그 결과가 달라진다는 것을 의미하며, 또 다른 문제로서 사회간접자본의 규모의 적정성에 관한 논란을 유발할 수 있다. 지역의 경제성장 방법은 사회간접자본의 역할에 대해 어떤 견해를 갖느냐에 따라 다르게 해석될 수 있다는 것을 의미하므로, 사회간접자본의 역할에 대한 보다 명확한 이해가 필요하다.

본 논문에서는 두 가지 경로를 통하여 사회간접자본이 지역경제 전체의 생산성에 미치는 영향을 측정하고자 한다. 첫째는 사회간접자본이 생산성의 증가에 직접적으로 영향을 미치는가에 대한 분석으로 사회간접자본 산출탄력성을 추정하는 것이다. 둘째는 사회간접자본의 간접효과를 추정해보는 단계를 진행하고자 한다. 사회간접자본의 간접효과는 앞서서도 언급한 바와 같이 경제전체의 생산비효율성을 감소시켜 생산성의 증가를 유도하는 것으로서 확률변경생산함수를 이용하여 추정가능할 것이다.

서론에 이어 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장은 기존 연구를 통해서 사회간접자본의 역할에 대해 검토한 후, 적합한 분석 모형을 설정한다. 제3장은 실증분석에 필요한 자료의 구축과 실증분석을 실행한다. 제4장은 실증분석의 결과를 제시하고, 이에 따른 연구결과의 시사점을 제공한다.

## II. 분석모형

### 1. 사회간접자본

지난 1970년대 본격적인 경제개발계획이 수립·시행된 이래 SOC 사업에 대한 지속적인 투자확대로 수송, 교통, 수자원 등 대부분의 사회간접자본시설이 큰 폭으로 확충되어 왔다. 광역시·도별 사회간접스톡을 직접 파악한 최초의 조사는 1997년 실시된 국부통계조사로 지역별 사회간접자본 자산액은 아래의 <표 1>과 같다.<sup>1)</sup> 또 사회간접자본스톡을 추계한 김명수(2004)의 연구결과를 보면 1987년부터 1997년 기간 동안 전국 평균 약 11.1%의 스톡 증가

표 1\_ 지역별 사회간접자본 자산

지역	총자산(G)		순자산(N)	
	금액 (십억 원)	구성비 (%)	금액 (십억 원)	구성비 (%)
전국	388,257.9	100.0	286,495.7	100.0
서울	60,342.7	15.5	42,729.1	14.9
부산	19,720.8	5.1	14,053.4	4.9
대구	13,842.9	3.6	10,455.8	3.6
인천	15,282.8	3.9	11,537.9	4.0
광주	7,312.7	1.9	5,294.7	1.8
대전	9,132.9	2.4	6,758.2	2.4
울산	6,664.1	1.7	5,250.9	1.8
경기	49,123	12.7	36,950.6	12.9
강원	23,180.6	6.0	18,084.9	6.3
충북	18,305.6	4.7	13,489.9	4.7
충남	27,445.8	7.1	20,229.5	7.1
전북	25,423.8	6.5	17,482	6.1
전남	31,076.6	8.0	21,839.3	7.6
경북	40,893	10.5	30,460.4	10.6
경남	35,631.1	9.2	27,846.6	9.7
제주	4,879.4	1.3	4,032.5	1.4

자료: 통계청, 1997. 국부통계조사보고서.

율을 보이고 있다.

사회간접자본에 대한 기초자료 조사를 통해서 알 수 있는 사실은 경제성장의 과정에서 사회간접자본 시설확충 및 투자확대를 통한 경제성장 정책을 사용해 왔다는 것이다. 이는 사회간접자본이 직접 또는 간접경로를 통해 광역시·도 지역의 총산출에 영향을 크게 주었을 것으로 판단해 볼 수 있으며, 이에 대한 다양한 연구가 진행되어 왔다.

사회간접자본에 대한 연구의 경향을 보면 세 가지 정도로 분류해 볼 수 있다. 첫째는 사회간접자본이 경제성장에 미치는 영향에 대한 연구, 둘째, 사회간접자본 투자와 관련된 재정에 관한 연구, 셋째는 사회간접자본 투자 자원배분의 효율성과 형평성에 관한 연구로 구분될 수 있다. 여기에서 본 논문의 관심대상은 첫 번째로 거론된 사회간접자본과 지역의 총생산 또는 총생산의 증가로 유발되는 경제성장에 관심을 갖고 있다.

먼저, 사회간접자본이 경제성장에 정(+)의 효과를 주는 것으로 가정하고 사회간접자본 공급의 적정규모를 파악하는 것에서부터 출발하였다고 할 수 있다. 이와 관련된 연구로는 박승록·이상권(1997), 김재형·김동욱(1999), 유일호(2002), 신희철·이재민(2004), 류덕현(2005) 등이 있다. 이들 연구는 자원배분의 효율성, 형평성을 기준으로 사회간접자본의 적정규모에 대한 논의를 하고 있다. 특히 류덕현(2005)은 도로, 항만, 공항 등 교통 관련 사회간접자본과 경제성장 간에 비선형적 관계가 존재한다고 밝혀내어, 사회간접자본의 한계생산성이 민간자본의 한계생산성보다 현저히 낮은

1) 사회간접자본에 대한 정의는 대체로 인프라(infrastructure) 또는 공공자본(public capital), 공공인프라(public infrastructure) 등을 혼용해서 사용하고 있다. 우리나라에서는 사회간접자본이라는 용어가 1994년 제정된 「사회간접자본시설 확충에 대한 민간자본유치촉진법」 이후 법률상의 용어로 사용되고 있다. 자세한 내용은 김명수·권혁진(2003, pp18-19) 참조. 또한 국부통계조사보고서의 정의에 따르면 사회간접자본시설은 개개 경제주체의 생산 및 소비 활동에 직접 동원되지는 않으나, 국가 전체의 경제활동에 중요한 기반을 제공하는 교통, 통신, 전력 등 공공시설인 자본 설비로 규정하고 있다.

상황에서 민간자본의 투자를 구축(crowding-out) 하는 효과를 초래함으로써 사회간접자본이 과다 투자되고 있다고 지적하고 있다.

다음으로 사회간접자본이 총산출에 미치는 효과는 직접효과와 간접효과라는 두 가지 경로로 측정해 볼 수 있다. 먼저 직접효과로 사회간접자본이 생산요소와 같은 역할을 하는 것으로 생각해 볼 수 있는데, 이에 대한 연구를 살펴보면 Aschauer (1989)와 Munnell(1990)은 1970년대와 1980년대 국가 전체의 시계열자료를 이용하여 추정된 결과 사회간접자본의 산출탄력성이 0.39와 0.34인 것으로 추정되었다.

이와 반면에, Gramlich(1994)는 시계열 자료를 이용한 선행연구들이 사회간접자본의 산출탄력성을 과대 추정하고 있다는 것을 지적하고 있으며, Tatom(1991)은 1차 차분변수를 이용하여 분석한 결과 사회간접자본의 한계생산성이 통계적으로 유의하지 않을 뿐만 아니라 경제성장에 양(+ )의 영향을 준다는 가정 또한 유의하지 않음을 주장하였다. Holtz-Eakin(1994)은 패널자료를 이용한 연구결과 사회간접자본이 민간의 생산성에 직접적으로 영향을 준다는 근거를 발견할 수 없다고 주장하였다.

따라서 사회간접자본이 직접적으로 생산성의 향상에 영향을 주는 요인이라기보다는 간접적으로 민간부문의 기술적 비효율성을 감소시키는 요인으로 작용한다는 연구들이 진행되었다. Mullen, Williams and Moomaw(1996)은 미국의 고용패널 자료를 trans-log 확률변경함수를 이용하여 사회간접자본이 미국의 제조업에 미치는 직접 및 간접적 영향을 추정된 결과 산출량과 생산효율성의 증가에 영향을 미치는 요인이지만, 직접적인 영향이 매우 미약하다고 주장하였다. 또한 사회간접자본이 민간 제조업부문 생산의 기술적 비효율성을 감소시키는지에 대한 연구결과 단지 제조업부문 뿐

만 아니라 미국경제 전체의 민간부문의 생산비효율성을 감소시킨다고 주장하였다. 이러한 연구결과는 Delorme, Thompson, and Warren(1999)에서도 지지되고 있는데 이들의 연구는 1948년부터 1987년 기간 동안 1차 차분 시계열자료를 이용하여 미국의 주, 지방, 연방정부의 사회간접자본스톡이 민간부문의 국내총생산에 대해 미치는 영향을 분석한 결과 직접적인 영향은 0.17의 탄력성을 보여 매우 미약한 것으로 추정되었으며, 민간부문의 경제전체에 기술적 비효율성을 감소시켜 경제의 산출량의 증가를 유도하는 간접효과가 큰 것으로 나타났다.

사회간접자본과 생산성에 대한 국내연구로서 김성태·정초시·노근호(1992)는 대도시권역과 비대도시권역으로 나누어 사회간접자본 탄력성을 추정된 결과 0.068과 0.30으로 추정되어 비대도시권역의 탄력성이 더 큰 것으로 나타났다. 또한 박철수·전일수(1994)는 1970년부터 1992년 기간 동안 시계열자료를 이용하여 사회간접자본의 제조업 생산성에 대한 기여도를 분석한 결과 0.575의 탄력성을 보이는 것으로 나타났다. 또한 박철수·전일수·박재홍(1996)은 1972년부터 1991년 기간 동안의 전국 11개 시·도의 지역생산함수를 추정하여 사회간접자본의 민간부문 생산성에 대한 공헌도를 추정된 결과 약 0.60의 탄력성을 보인 것으로 나타났다. 또한 최근 심재희(2004)의 사회간접자본과 지역경제성장의 상관성 분석에서는 사회간접자본의 탄력성 계수가 0.196, 0.184로 추정되었다. 이들의 연구결과는 민간부문의 생산성 증가에 대한 사회간접자본의 역할은 직접적이며 양(+ )의 상관관계가 있다고 할 수 있다.

이에 반해 김상호·이영훈·구재운(1997)은 1977년부터 1992년 기간 동안 전국 11개 지역의 패널 자료를 이용하여 사회간접자본스톡과 지역별

제조업의 생산효율성 간의 관계를 분석한 결과, 지역 간의 제조업 생산효율성 격차가 존재하여 사회간접자본이 제조업 생산효율성에 중요한 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

## 2. 효율성측정 이론

효율성 측정과 관련된 이론으로 Farrell(1957)은 생산단위가 투입 또는 산출 공간에서 효율적 집합으로부터 떨어져 있는 거리를 측정함으로써 생산단위의 효율성을 나타낼 수 있음을 제시하였다. Farrell(1957)에 따라 경제적 효율성(economic efficiency)은 기술적 효율성(technical efficiency)과 배분적 효율성(allocative efficiency)으로 구분하여 측정할 수 있다.

확률적 프론티어 분석은 Aigner, Lovell, and Schmidt(1977), Meesen and van den Broeck(1977)의 연구를 토대로 발전되어온 분석방법으로, 이들 연구 이전의 확정적 프론티어 분석방법과는 달리 효율성의 측정뿐만 아니라 개별 생산단위의 통제범위를 벗어나는 임의적인 충격이 산출에 영향을 미치는 것까지 고려하여 분석을 실행할 수 있다는 장점을 가지고 있다. 확률적 프론티어 분석은 모형의 모수를 추정하는 단계와 모수와 잔차를 이용하여 효율성을 측정하는 단계로 구성되어 있다. 구체적인 확률적 생산프론티어 모형을 제시하면 다음과 같다.

$$y_i = f(x_i, \beta) \cdot \exp(v_i) \cdot \exp(-u_i) \quad \text{<식 1>}$$

여기에서  $y_i$ 는 개별 생산단위의 산출,  $x_i$ 는 투입벡터,  $\exp(v_i)$ 는 개별 생산단위에 미치는 외생적 효과,  $\exp(-u_i)$  ( $u_i \geq 0$ )는 기술적 비효율성을 나

타낸다. <식 1>에서 기술적 비효율성을 제외한 나머지 항목들을 확률적 생산프론티어라고 한다. <식 1>의 모든 값들이 주어졌을 때 개별 생산단위의 기술적 효율성은 다음의 <식 2>와 같이 나타낼 수 있다.

$$TE_i = \frac{y_i}{f(x_i, \beta) \cdot \exp(v_i)} = \exp(-u_i) \quad \text{<식 2>}$$

그러나 여기에서  $u_i$ 는 직접 측정이 불가능하므로 추정을 통하여 예측하는 것이 필요하다. 이를 추정하기 위하여 <식 3>과 같이 Cobb-Douglas 함수형태를 가정하여 확률적 프론티어 모형을 구축하는 것이 가장 일반적인 방법이다.

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_k \beta_k \ln x_{ki} + v_i - u_i \quad \text{<식 3>}$$

위의 <식 3>과 같은 함수형태의 모형을 통상의 최소자승추정법(OLS)을 이용하여 추정할 경우,  $u_i \geq 0$ 인 단절된 분포를 가정하고 있기 때문에  $\beta_k$ 의 추정치는 일치성을 확보할 수 있지만,  $\beta_0$ 의 추정치는 일치성을 확보할 수 없게 된다. 따라서 위와 같은 모형을 추정하기 위해서는 오차항에 대한 보다 강한 가정이 필요하게 되고, 오차항의 가정에 따라 네 가지의 형태(normal-half normal, normal-exponential, normal-truncated normal, and normal-gamma)로 모형을 수정하여 추정하는 것이 필요하다.

본 논문의 추정모형으로 normal-half normal 모형의 효율성 추정에 대해 자세히 언급하면 다음과 같다. 먼저 오차항에 대한 특별한 가정으로,  $v_i \sim iid N(0, \sigma_v^2)$ 이고,  $u_i \sim iid N^+(0, \sigma_u^2)$  즉, 0 이상의 값을 갖는 단절된 정규분포이고,  $v_i, u_i$ 는 서로 독립이며,  $x_{ki}$ 와도 독립임을 가정한다. normal-half normal 모형의 모수는 최우도법

(Maximum likelihood method)을 이용하여 추정한다. 추정결과 모수의 추정치와 잔차를 구할 수 있다. 그러나 이때의 잔차는 개별 생산단위의 효율성을 추정할 수 있는  $u_i$ 에 대한 추정치뿐만 아니라  $v_i$ 에 대한 추정치를 동시에 지니고 있으므로  $u_i$ 에 대한 완전한 정보를 얻을 수 없다. 따라서 잔차로부터  $u_i$ 에 대한 정보를 얻기 위해 다음의 가정이 필요하다. normal-half normal 모형의 잔차항을  $\epsilon_i$ 라고 하면  $\epsilon_i = v_i - u_i$ 로 이루어져 있으므로  $\epsilon_i$ 에 대한  $u_i$ 의 조건부 기댓값을 이용하여  $u_i$ 의 추정치를 구할 수 있다. normal-half normal 모형에서 조건부 기대치는 다음과 같다.

$$E(u_i|\epsilon_i) = \mu_{*i} + \sigma_* \left[ \frac{\Psi(-\mu_{*i}/\sigma_*)}{1 - \Phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)} \right] \quad \text{<식 4>} \\ = \sigma_* \left[ \frac{\Psi(\epsilon_i \lambda / \sigma)}{1 - \Phi(\epsilon_i \lambda / \sigma)} - \left( \frac{\epsilon_i \lambda}{\sigma} \right) \right]$$

여기에서  $\sigma = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{1/2}$ ,  $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ 이고,  $u_{*i} = -\epsilon_i \sigma_u^2 / \sigma^2$ ,  $\sigma_* = \sigma_u \sigma_v / \sigma$ 이다.

또  $\Psi(\ )$ 는 정규분포의 확률밀도함수를  $\Phi(\ )$ 는 누적분포함수이다. <식 3>의 추정에 의한 잔차와 <식 4>을 통하여  $\hat{u}_i$ 를 추정할 수 있게 되고, 이는 각 생산단위의 효율성 추정치를 의미하며, 다음과 같이 나타낼 수 있다.<sup>2)</sup>

$$TE_i = \exp(-\hat{u}_i) \quad \text{<식 5>}$$

위의 <식 3>을 본 논문의 자료의 구성에 따라 패널 분석 모형으로 수정하면 다음의 <식 6>과 같다. <식 6>은 <식 4>과 <식 5>과 동일한 가정이 성립한다는 것을 전제로 한다.<sup>3)</sup>

$$\ln y_{it} = \beta_{0i} + \sum_k \beta_k \ln x_{kit} + v_{it} - u_i \quad \text{<식 6>}$$

### 3. 분석모형 설정

먼저 총생산 함수는 Cobb-Douglas 생산함수 형태이며, 규모에 대한 보수불변이고, Hicks-중립적 기술진보(Hicks-neutral technical change)를 가지고 있다고 가정한다.<sup>4)</sup>

$$\ln(Q/L)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(K/L)_{it} + \beta_2 \ln(S/L)_{it} \\ + \beta_3 \ln(E)_{it} + \beta_4 T + \beta_5 T^2 + \epsilon_{it} \quad \text{<식 7>}$$

여기에서  $Q$ 는 총산출,  $L$ 는 노동,  $K$ 는 자본스톡,  $S$ 는 사회간접자본스톡,  $E$ 는 고용률,  $T$ 는 선형 형태 기술변화 추세를  $T^2$ 은 지수형태의 기술변화 추세를 의미한다.<sup>5)</sup>

지역의 사회간접자본이 생산효율성에 미치는 영향을 분석하기 위한 목적에 따라 <식 7>을 패널 자료를 이용한 확률적 프런티어 분석 방법을 도입하여 수정하면 다음과 같다.

2) 효율성 추정을 위한 조건부 기대치에 대한 내용은 Jondrow. et al.(1982) 참조.

3) Green(2002)은 패널자료의 시계열이 충분하지 않은 경우 최우도법을 이용하여 추정한 모수의 추정치들이 일치성을 확보할 수 없는 결함이 있을 수 있다고 지적하고 있다.

4) Hicks-중립적 기술진보란 노동과 자본의 생산성 증가와 동일하게 노동과 자본의 한계생산성이 증가하는 것을 의미하며, 규모에 대한 보수불변을 의미한다. 이때 노동과 자본의 기술적 한계대체율은 기술진보 이전과 이후가 동일한 비율을 갖는다는 것을 의미한다. 중립적 기술진보를 가정하지 않을 경우 분석모형 내에서 자본집약적 기술진보 또는 노동집약적 기술진보를 포함하는 추가적인 모형설정이 필요하다. 본 논문에서는 분석의 편의상 중립적 기술진보를 가정한다.

5) 자세한 내용은 Darby(1984), Tatom(1991) 참조.

$$\ln(Q/L)_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(K/L)_{it} + \gamma_2 \ln(S/L)_{it} + \gamma_3 \ln(E)_{it} + \gamma_4 T + \gamma_5 T^2 + v_{it} - u_i \quad \text{<식 8>}$$

본 논문의 목적에 따라 지역의 사회간접자본이 생산함수의 기술적 비효율성을 감소시키는 역할을 하는지에 대해 분석해 보기 위해 Schmidt(1986), Delorme, Thompson, and Warren(1999)의 연구에서 제시된 바와 같은 분석방법을 도입하여 <식 8>을 두 단계의 과정으로 수정할 수 있다. 첫 번째 단계는 <식 9>와 같이 확률적 생산프론티어를 추정하는 단계다.

$$\ln(Q/L)_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln(K/L)_{it} + \delta_2 \ln(E)_{it} + \delta_3 T + \delta_4 T^2 + v_{it} - u_i \quad \text{<식 9>}$$

여기에서  $v_{it}$ 는 정규분포를 가진 오차항을 의미하고,  $u_i$ 는  $u_i \geq 0$ 의 분포를 가진 생산의 기술적 비효율성을 의미한다. 확률적 생산 프론티어를 추정하기 위해 <식 9>를 <식 4>에서 언급한 조건부 기댓값을 이용하여 <식 10>과 같이 최우도법(Maximum likelihood method)으로 추정할 수 있다.

$$\ln L = N \ln(\sqrt{2} / \sqrt{\pi}) + N \ln \sigma^{-1} + \sum \ln_N [1 - F^*(\eta \lambda \sigma^{-1})] - (1/2\sigma^2) \sum \left[ \begin{array}{l} \ln(Q/L)_{it} - \delta_0 \\ -\delta_1 \ln(K/L)_{it} \\ -\delta_2 \ln(E)_{it} - \delta_3 T - \delta_4 T^2 \end{array} \right] \quad \text{<식 10>}$$

<식 10>에서  $F^*(\cdot)$ 는 표준정규분포 함수이고,  $\sigma^2 = \sigma_\eta^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ 는 복합 오차(composite error)를 의미하며,  $\eta = v - u$  와  $\lambda = \sigma_\mu / \sigma_\nu$  는 통계적 잡음(statistical noise)의 표준오차에 대한 기술적 비효율성의 표준오차 비율을 말한다. 따라서 기술적 비효율성이 존재하지 않는다면 이 두 비율값은  $\lambda=0$ 이다.

두 번째 단계로 기술적 비효율성에 미치는 사회간접자본의 영향은 <식 11>과 같이 추정할 수 있다.

$$u_i = \xi_0 + \xi_1 \ln(S/L)_{it} + \omega_i \quad \text{<식 11>}$$

<식 11>에서  $u_i \geq 0$ 을 가정하고 있으므로,  $\xi_1 < 0$ 이고,  $-[\xi_0 + \xi_1 \ln(S/L)_{it}] \leq \omega$ 임을 예측할 수 있다. <식 11>은 절단된 정규 회귀분석(truncated-normal regression)을 이용하여 추정할 수 있다. 추정결과의 계수가  $\xi_1 < 0$ 로 명확하게 유의하면 사회간접자본이 기술적 비효율성을 감소시키는 것으로 추정할 수 있다.

### III. 자료 및 실증분석

#### 1. 분석자료

실증분석에 필요한 자료는 산출측면에서 지역의 총생산 자료와 투입측면에서 자본스톡, 노동, 사회간접자본스톡자료다.

각각의 자료는 분석기간인 1989년부터 2006년까지의 자료로 구성되어 있고, 전국 15개 광역시·도를 대상으로 조사하였다.<sup>6)</sup> 각각 자료의 출처 및 구성은 아래에 서술하였고, 자료의 요약통계량은

6) 광역 시도 지역별 자료가 발표된 것은 1985년 이후이며, 울산을 제외하고 1989년 자료부터 대전을 포함한 15개 광역시도의 자료가 발표되고 있다. 따라서 본 논문에서는 1989년 이후 기간을 대상으로 분석하였다. 다만, 울산광역시의 자료는 충분한 시계열을 확보할 수 없기 때문에 경상남도에 합산하여 분석하였다.

**표 2** 자료의 요약통계량  
(단위: 십억 원, 천 명)

구분	Q	K	L	S	E
평균	35,014	123,856	1,372	28,200	59.16
중위값	21,712	75,624	940	24,364	58.92
최대값	173,036	603,778	5,229	88,541	69.2
최소값	3,045	8,327	223	4,525	49.9
표준 편차	35,547	128,439	1,221	18,177	3.42
왜도	2.026	2.079	1.900	0.874	0.27
첨도	6.675	6.683	5.542	3.087	3.05
관찰치	270	270	270	270	270
횡단면	15	15	15	15	15

<표 2>에 제시하였다.

1) 지역의 총생산 자료

지역의 총생산을 측정할 수 있는 자료로는 통계청 통계정보시스템의 발표 자료인 지역 내 총생산 자료를 GDP디플레이터를 이용하여 계산된 2000년도 기준 불변가격 자료를 이용하였다. 단위는 십억 원 기준으로 사용하였다.

2) 지역의 자본스톡 자료

분석에 이용한 자료는 지역별 총자본스톡을 추계하여 이용하였다. 한국은행은 약 10년 단위를 주기로 국부통계조사를 통해 국가 전체의 국부총액을

발표하고 있으나 각 연도별 국부자료는 발표되고 있지 않다<sup>7)</sup>. 따라서 연도별 국부자료를 추계하여 사용해야 하는데, 추계자체가 매우 복잡할 뿐만 아니라 추계자료의 엄밀성을 확보할 수 없기 때문에 대단히 조심스러운 일이라 할 수 있다. 자본스톡추계에 관한 연구로는 표학길(2003)의 연구가 있다. 이 연구는 한국은행의 국부통계조사를 토대로 영구재고법이나 다항년도기준접속법을 이용하여 자본스톡을 간접 추계하는 방식으로 이루어져 있다. 그나마 이들 연구는 국가자료를 대상으로 이루어지고 있으며, 지역별 자본스톡을 추계하는 연구는 이루어지고 있지 않다고 할 수 있다.

본 논문에서는 표학길(2003)의 연구결과를 토대로 분석기간 동안 각 해당 시·도별 지역 내 총생산의 비율을 이용하여 배분하여 사용하였다.<sup>8)</sup> 표학길(2003)은 1953년부터 2000년까지의 전국 자본스톡 추계치를 제공하고 있다. 본 논문의 분석기간이 1989년부터 2006년까지이므로 1989년부터 2000년까지 자본스톡 자료는 표학길(2003)의 추계결과를 이용하였고, 2001년부터 2006년까지의 자본스톡은 표학길(2003)의 추계결과를 통계청에서 발표되고 있는 국내총생산에 대한 고정자본형성 항목을 자본투자액으로 추계하였다. 기간을 연장하는 방법은 <식 12>와 동일한 방법을 이용하였다.<sup>9)</sup>

7) 통계청에서는 1997년 이후 국부통계를 추계하여 발표하고 있다.

8) 지역의 자본스톡 추정은 표학길(2003)의 전국 자본스톡 추계치 중 산업별 총자본스톡 자료(1953~2000)를 이용하여 다음과 같이 계산하였다.

$$i\text{지역의 자본스톡} = \frac{i\text{지역의 지역내총생산}}{\sum_i \text{지역내총생산}} \times (\text{전국})\text{총자본스톡추계치}$$

위와 같은 계산방법에 있어서 다소의 자의성이 있으나, 지역의 자본스톡을 추계할 수 있는 현실적인 적절한 대안이 없다고 판단되며, 선행연구 심재희(2004)에서도 동일한 방법을 사용한 사례가 있으므로 본 논문에서 인용하였다.

9) 표학길(2003)의 산업별 총자본스톡(1953-2000) 자료는 산업을 10가지로 분류하고 있는데, 본 논문에서는 사회간접자본스톡 변수와의 공선성을 제어하기 위해서 건설업부문의 자본스톡을 제외한 나머지 산업분야에 대한 총자본스톡을 이용하였다. 마찬가지로 2001년 이후 자본스톡의 추계를 위한 자본투자액에 해당되는 고정자본형성액 중에서 건설투자액을 제외한 나머지 고정자본형성액을 이용하였다.

### 3) 지역의 사회간접자본스톡 자료

분석에 이용한 자료는 지역별 사회간접자본의 총 자본스톡을 추계하여 이용하였다. 사회간접자본스톡 역시 자본스톡과 마찬가지로 자료확보가 어려울 뿐만 아니라, 사회간접자본의 범주에 대한 명확한 학문적 합의가 아직 이루어지지 않은 실정이다. 앞에서 언급한 바와 같이 우리나라는 1997년 한국은행의 국부통계조사를 통해서 처음으로 지역별 사회간접자본스톡을 발표한다. 자세한 내용은 <표 1>과 같다. 그러나 각 연도별·지역별 사회간접자본스톡은 발표되지 않고 있다.

따라서 서론에도 언급하였듯이 양지청(1992), 양지청·김석주(1994), 박철수·전일수(1994), 박철수 외(1996), 하현구·조희덕(2001) 등 일부 연구에서 영구재고법 또는 다항년도접속법 등을 이용하여 사회간접자본스톡을 추계하고 있으며 대부분 철도, 도로, 공항, 항만 등의 스톡을 추계하는 방식으로 이루어져 왔다. 최근에 김명수(2004)는 1977년부터 1997년까지의 전국 11개 광역시·도 지역별 사회간접자본스톡을 추계한 연구가 진행된 바 있다.

본 논문에서는 1997년 통계청의 국부통계조사에서 조사된 15개 광역시·도 지역별 사회간접자본 총자산액을 토대로 ‘건설업통계조사보고서’의 ‘공사 종류 및 공사 지역별 실적’ 중에서 ‘공사지역·공사종류별 원도급 하도급 공사 총기성액-토목공

사부문’ 자료를 이용하여 지역별 사회간접자본스톡을 추계하였다.<sup>10)</sup> 1995년부터 2006년까지 토목공사에 해당되는 세부항목에 다소의 변화가 있으나 대분류 항목은 동일하게 구성되어 있고, 중분류의 항목 또한 대부분 유사하여 자료의 일관성을 확보할 수 있다.<sup>11)</sup> 사회간접자본스톡의 추계 방식은 다음 <식 12>와 같다.

$$SOC_{it} = (1 - d_{it}) SOC_{it-1} + SI_{it} \quad < \text{식 12}>$$

여기에서  $SOC$ 는 사회간접자본스톡,  $SI$ 는 사회간접자본 순투자,  $d$ 는 감가상각률을 나타낸다. 감가상각률은 표학길(2003)에서 추정된 유형고정자산 감가상각률을 대상지역에 동일하게 적용하였다.<sup>12)</sup> 자료는 GDP디플레이터를 이용하여 계산된 2000년도 기준 불변가격자료이며, 단위는 십억 원 기준으로 사용하였다.

### 4) 지역의 노동자료

지역별 노동 관련 자료로는 구직기간 1주일 기준 지역별 취업자수 자료를 이용하였다. 자료는 통계청의 통계정보시스템 발표자료이며, 단위는 천 명을 기준으로 사용하였다.

### 5) 지역의 고용률

10) 김명수(2004)는 전국을 11개 광역시·도로 구분하여 1977년부터 1997년까지 기간 동안의 사회간접자본스톡을 추계하였다. 따라서 본 논문에서는 15개 광역시·도의 패널 분석에 충실하고자 기존의 추계된 사회간접자본스톡을 사용하지 않고 1997년 국부통계조사에서 발표된 16개 광역시도별 사회간접자본스톡을 이용하여 추계하였다.

11) 건설업통계조사보고서의 공사종류 및 공사 지역별 시공액 자료는 5개의 대분류로 구성되어 있으며 세부사항은 다음과 같다. 1995년부터 1999년까지는 건축공사, 토목공사, 전문건설공사, 전기 및 전기통신공사, 기타 설비공사로 구분되어 있고, 2000년 이후부터는 건축공사, 토목공사, 산업설비, 조경, 기타로 구분되어 있다.

12) 폐기물 및 감가상각률에 대한 자세한 내용은 표학길(2003) p216을 참조.

지역별 고용률자료는 통계청의 통계정보시스템 발표 자료를 이용하였다. 분석모형에 고용률을 포함한 이유는 독립변수인 지역 내 총생산이 시계열에 따른 경기순환의 특성을 가지고 있기 때문이며, 모형에서 경기변동의 영향을 제어할 필요가 있기 때문이다.<sup>13)</sup>

**2. 실증분석**

먼저 패널 자료의 안정성을 검정하기 위해 패널 단위근 검정(Panel Unit Root Test)을 실시하였다. 안정적인 시계열은 평균이 시간의 흐름과 상관없이 일정하며, 분산이 유한한 값을 갖는 특성을 갖는다. 또한 외부적 충격이 있어도 평균을 중심으로 일정 분산 내의 변동으로 반영되며 항상 평균으로 복귀하려는 경향을 갖는다. 단위근이 존재할 경우 허구적 회귀(spurious regression)현상이 발생할 수 있기 때문에 시계열 자료가 몇 차 차분에서 안정적인지 시계열의 특성을 확인하는 것이 반드시 필요하다. 보편적으로 사용되는 단위근 검정방법은 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정법과 PP(Philip-Perron)검정법이 널리 이용되고 있다. 본 논문에서 이용한 각 자료의 패널 단위근 검정 결과 수준변수에서 단위근이 존재하는 것으로 나타났으며, 1차 차분 변수에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 분석되었다.

따라서 자료의 안정성을 확보하기 위해 분석모형에 1차 차분 변수를 도입하여 <식 7>, <식 8>과 <식 9>, <식 11>의 분석모형을 수정하는 것이 필요

하며, 수정된 분석모형은 <식 7' >, <식 8' >와 <식 9' >, <식 11' >과 같다.

$$\Delta \ln(Q/L)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln(K/L)_{it} + \beta_2 \Delta \ln(S/L)_{it} + \beta_3 \Delta \ln(E)_{it} + \beta_5 T + \epsilon_{it} \quad <식 7' >$$

>

$$\Delta \ln(Q/L)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln(K/L)_{it} + \beta_2 \Delta \ln(S/L)_{it} + \beta_3 \Delta \ln(E)_{it} + \beta_5 T + v_{it} - u_i \quad <식 8' >$$

>

$$\Delta \ln(Q/L)_{it} = \delta_0 + \delta_1 \Delta \ln(K/L)_{it} + \delta_2 \Delta \ln(E)_{it} + \delta_4 T + v_{it} - u_i \quad <식 9' >$$

>

$$u_i = \xi_0 + \xi_1 \Delta \ln(S/L)_{it} + \omega_i \quad <식 11' >$$

>

먼저 생산함수를 고려할 때 사회간접자본특이 자본스톡이나 노동요소와 같은 직접투입요소로서 역할을 하고 있는지에 대한 분석이 필요하며 이는 <식 9' >의 분석을 통해서 사회간접자본의 산출탄력성을 측정해 봄으로써 판단해 볼 수 있다. <식 9' >를 분석하기 위해서는 일반적인 패널 자료를 분석하기 패널자료의 성격에 따라 고정효과(fixed effects)에 대한 검정과 임의효과(random

13) 한국경제는 1997년 외환위기를 경험하면서 경제구조의 변동이 발생한 바 있다. 외환위기로 인한 경제구조 변동에 대한 실증분석을 실시한 연구들이 다수 있다. 따라서 경기변동의 영향을 제어하지 않고 분석을 실시할 경우 그 추정결과와 편의가 발생할 가능성이 있기 때문에 경기변동의 영향을 제거할 필요가 있고, 시계열자료의 분석모형에서 경기변동의 영향을 제어하기 위해 고용률 또는 제조업가동률 등의 변수를 이용한 연구들이 다수 있다. 이에 대한 상세한 내용은 Lovell, Sickles, and Warren(1988), Aschauer(1989), Tatom(1980), Delorme, Thompson, and Warren(1999) 참조.

effects)에 대한 검정을 실시해야 한다. 고정효과에 대한 검정은 Test cross-section fixed effects를 통해서, 임의효과에 대한 검정은 Hausman Test를 이용한다. 고정효과에 대한 검정결과 Chi-square 계수는 2.452로 유의수준 5%의 임계치 6.570보다 작으므로 고정효과가 유의하다는 귀무가설을 기각하는 것으로 분석되었다. 또한 임의효과를 검정하기 위한 Hausman Test 결과 Chi-square 계수는 0.000으로 유의수준 5%의 임계치 0.710보다 작으므로 임의효과가 유의하다는 귀무가설을 기각하는 것으로 분석되었다. 따라서 고정효과와 임의효과 검정결과 일반화된 패널 GLS 모형이 가장 유의한 것으로 판명되었다.

본 논문에서는 <식 7'>에 대해 패널 GLS 분석 모형을 이용하여 실증 분석하였다. 분석결과는 <표 3>과 같다. 분석결과 투입요소인 자본스톡 계수값이 정(+ )의 값으로 분석되어 자본스톡의 산출 효과는 정(+ )의 영향이 있는 것으로 분석되었다. 또한  $T$  계수값이 0.001인 것으로 보아 시간에 따른 기술의 변화추세에 따른 산출 탄력성은 큰 영향력이 없는 것으로 판단해 볼 수 있다. 본 논문의 초점인 사회간접자본의 산출탄력성은 0.165로 정

(+)의 효과가 있는 것으로 판단해 볼 수 있으나, 그 효과는 다소 미약한 것으로 분석되었다. 결과적으로 사회간접자본이 생산함수의 직접투입요소로서 역할을 하고 있다고 할 수 있으나 그 추정계수가 작은 값으로 분석되어 산출탄력성이 낮은 것을 알 수 있으며, 이를 통해 사회간접자본이 직접투입요소로서보다는 간접투입요소로서 산출측면에 어떤 작용을 하는 것으로 판단해 볼 수 있다.

특히 <표 3>에서 제시된 분석결과로는 생산의 기술적 비효율성의 존재 유무를 알 수 없기 때문에 이를 규명할 수 있는 분석이 필요하다고 할 수 있다. 이에 대한 명확한 분석은 <식 8'>와 <식 9'>의 분석결과를 토대로 알 수 있을 것이다. 여기에서 <식 8'>가 의미하는 바는 사회간접자본스톡을 직접투입요소로서 확률적 프론티어를 추정하는 것을 의미하며, <식 9'>은 사회간접자본스톡을 제외한 직접투입요소에 의해 확률적 프론티어를 추정하는 것을 의미한다. 이에 대한 자세한 설명은 모형설정과정에서 언급하였으므로 생략한다. <식 8'>와 <식 9'>의 분석결과는 다음의 <표 4>와 같다.

<표 4>의 분석결과를 해석해 보면 다음과 같다. 먼저 <식 8'>를 최우추정법(maximum likelihood estimates)을 이용하여 확률적 프론티어를 추정한 결과 사회간접자본스톡이 확률적 생산 프론티어에 정(+ )의 영향을 주는 것을 알 수 있다. 또한 사회간접자본스톡이 포함된 생산함수의 경우라도 기술적 비효율성이 존재함을 알 수 있다. 이는 <표 4>에서  $\lambda$ 계수의 통계적 유의성으로 판단해 볼 수 있는데, 귀무가설은  $\lambda=0$ 이며, 이때 확률적 생산 프론티어의 기술적 비효율성은 존재하지 않는다. 분석결과  $\lambda$ 의 계수값은 1.925이며,  $t$ -값이 3.142로 1% 유의수준에서 통계적으로는 유의한 것으로 분석되어 확률적 생산 프론티어의 기

표 3\_ 산출탄력성 추정결과

변수	추정계수 <식 7'>
$C$	-0.040***(-6.587)
$\Delta \ln(K/L)$	0.788***(18.513)
$\Delta \ln(S/L)$	0.165***(3.135)
$\Delta \ln(E)$	0.824***(10.847)
$T$	0.001***(7.009)
$\bar{R}^2$	0.648
D. W	1.753

주: 괄호 안의 숫자는  $t$ -값임, \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 유의수준.

술적 비효율성이 존재한다고 할 수 있다.

다음으로 <식 9'>를 최우추정법(maximum likelihood estimates)을 이용하여 확률적 프론티어를 추정한 결과  $\lambda$ 계수가 2.020이며, t-값이 3.311로 1% 유의수준에서 통계적으로 명확하게 유의하므로 투입요소로서 사회간접자본스톡을 포함하지 않은 생산함수에서도 기술적 비효율성이 존재한다는 것을 알 수 있다.

마지막으로 사회간접자본스톡이 기술적 비효율성에 어떤 영향을 미치는가에 대해 분석하는 과정이 필요하다. 이는 <식 9'>의 최우추정결과 발생하는 기술적 비효율성  $u_i$ 에 대해 사회간접자본스톡의 효과를 분석해 봄으로써 알 수 있다. 이를 분석하기 위해 <식 11'>을 절단된 정규 회귀분석(truncated-normal regression)을 실시하였다. 그 결과는 <표 5>와 같다.

분석결과 사회간접자본스톡의 계수값이 -0.097이며 t-값 또한 5% 유의수준에서 명확하게 통계적으로 유의하므로, 추정결과의 계수가  $\xi_1 < 0$ 로 명확하게 유의하면 사회간접자본이 기술적 비효율성을 감소시키는 것으로 추정할 수 있다는 모형의 가정을 위배하지 않고 있음을 알 수 있다. 그러나 계수값의 크기가 대단히 작아 기술적 비효율성을 감소시키는 영향은 매우 작은 것으로 분석되었다.

<식 9'>와 <식 11'>의 분석결과를 토대로 알 수 있는 사실은 확률적 생산 프론티어의 기술적 비효율성이 존재한다는 것이며, 사회간접자본스톡

표 5\_ 기술적 비효율성 추정결과

변수	추정계수<식 11'>
$C$	0.022(9.314)
$\Delta \ln(S/L)$	-0.097**(-2.243)
$\sigma_u$	0.020*** (12.567)

주: 괄호 안의 숫자는 t-값임, \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 유의수준

이 이러한 기술적 비효율성을 감소시키는 작용을 한다는 것이다.

#### IV. 결론 및 시사점

사회간접자본의 투자가 생산의 긍정적인 역할을 한다는 것은 선행적이나 학문적으로 일치된 결론이라고 할 수 있다. 즉, 사회간접자본은 생산과 소비의 경제활동에 있어서 중요한 요소라는 것이다. 그러나 사회간접자본이 경제주체의 생산 및 소비에 있어 직접투입요소인가에 대한 일치된 합의는 없다. 여러 연구 등에서 이에 대한 규명을 시도하고 있으나 아직은 학문적 합의를 이루지 못하고 있다.

사회간접자본의 투자는 국토 또는 지역이라는 공간에서 물리적으로 이루어진다는 점에서 어느 지역에 투자될 것인지에 따라 그 투자효과가 다르게 나타날 수 있다. 따라서 이는 사회간접자본 투자의 효과가 직접적인지 또는 간접적인지의 성격에 따라 다른 결과를 가져올 수 있다는 것을 시사한다. 특히 한국의 경우처럼 지역 격차가 심각하게 존재하는 경우 기존의 발전된 지역에 추가로 사회간접자본을 투자하는 정책과 낙후된 지역에 새로

표 4\_ 확률적 프론티어 추정결과

변수	추정계수	
	<식 8'>	<식 9'>
$C$	-0.004(-0.444)	-0.002***(-0.336)
$\Delta \ln(K/L)$	0.689*** (14.591)	0.682*** (20.821)
$\Delta \ln(S/L)$	0.154** (2.313)	-
$\Delta \ln(E)$	0.324*** (8.779)	0.315*** (8.921)
$T$	0.001*** (5.134)	0.001*** (6.440)
$\lambda$	1.925*** (3.142)	2.020*** (3.311)
$\sigma$	0.038*** (10.335)	0.039*** (10.927)

주: 괄호 안의 숫자는 t-값임, \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 유의수준.

이 사회간접자본을 투자하는 정책 중에서 어느 것이 더 정책목적에 부합하는가를 판단하는 것은 쉽지 않다. 이는 사회간접자본의 역할과 더불어 자본의 한계생산성과 상당히 밀접한 관계가 있기 때문에 민간자본의 규모와 사회간접자본의 규모, 자본의 한계생산성에 대한 보다 엄밀한 분석이 요구된다고 할 수 있다.

본 논문의 결과 또한 이를 증명하는 데 있어서 한계점을 갖고 있다고 할 수 있다. 사회간접자본스톡을 직접투입요소 또는 간접투입요소로 분석한 결과 두 경우 모두에서 사회간접자본스톡이 지역의 총산출을 증가시키는 요인인 것으로 분석되었다. 만약 자원배분의 우선순위를 결정하는 문제에 있어서, 직접투입요소로서 산출탄력성이 간접효과보다 클 경우 경제성장을 위해 직접투입이 필요한 낙후지역에 자원배분의 우선순위를 두어야 할 것이나, 간접효과가 더 클 경우 자본의 한계생산성이 더 낮아 생산의 비효율성이 크다고 할 수 있는 지역에 자원배분의 우선순위를 두어야 할 것이다. 그러나 지역의 경제성장을 도모하기 위해 총산출의 증가를 유도하는 목적이라면, 직접효과와 간접효과의 고려사항은 문제되지 않을 수도 있다. 그럼에도 연구의 결과로 분명하게 제시할 수 있는 것은 확률적 생산 프론티어의 기술적 비효율성이 존재하고, 사회간접자본스톡은 이와 같은 기술적 비효율성을 감소시키는 작용을 한다는 것이다.

마지막으로 본 논문의 한계점으로는 분석 자료로 사용된 자본스톡자료와 사회간접자본스톡자료의 엄밀성을 확보하는 문제를 해결해야 할 것으로 판단된다. 향후 연구 방향으로 각각 16개 광역시·도를 분류하여 사회간접자본스톡의 효과를 분석해봄으로써 각 지역의 특성에 따른 사회간접자본 투자정책을 제시할 수 있을 것으로 기대된다.

### 참고문헌

- 김명수. 2004. "지역별 사회간접자본(SOC) 총자산 스톡 추계". 재정논집 제19집 제1호. 한국재정학회. pp83-110.
- 김명수·권혁진. 2003. 지역별 사회간접자본(SOC) 스톡 추계 연구(II). 국토연 2003-38. 경기 : 국토연구원.
- 김상호·이영훈·구재운. 1997. "사회간접자본과 제조업 생산의 효율성". 계량경제학보 제8권. 한국계량경제학회. pp1-25.
- 김성태·정초시·노근호. 1992. "한국지역경제력 격차". 경제학 연구 제39권 제2호. 한국경제학회. pp363-389.
- 김재형·김동욱. 1999. 적정 사회간접자본 및 투자수요의 추정과 정책과제. 정책연구 98-08. 서울 : 한국개발연구원.
- 류덕현. 2005. "지역별 사회간접자본(SOC)스톡의 적정규모에 관한 연구". 재정포럼2005-9월호. 한국조세연구원.
- 박승록·이상권. 1997. "사회간접자본의 최적규모와 투자전략에 관한 연구". 국제경제연구 제3권 제1호. 한국국제경제학회. pp81-117.
- 박철수·전일수. 1994. "사회간접자본스톡의 제조업생산성에 대한 기여도 분석". 생산성논문집 제9권 제1호. 한국생산성학회. pp83-103.
- 박철수·전일수·박재홍. 1996. "사회간접자본스톡의 지역경제 성장에 대한 기여도 분석". 지역연구 제12권 제1호. 한국지역학회. pp17-29.
- 신희철·이재민. 2004. 국제비교를 통한 적정 SOC스톡 및 투자지표 개발 연구. 정책연구 2004-11. 경기 : 한국교통개발연구원.
- 심재희. 2004. "사회간접자본과 지역경제성장의 상관성 분석". 산업경제연구 제17권 제2호. 한국산업경제학회. pp387-400.
- 양지청. 1992. "우리나라 사회간접자본스톡의 추계". 재정논집 제6집. 한국재정학회. pp255-284.

- 양지창·김석주. 1994. 사회간접자본스톡 추계 및 활용에 관한 연구. 국토연 94-35. 경기 : 국토개발연구원.
- 유일호. 2002. 재정건전성 제약하의 SOC투자. 정책연구 2002-09. 서울 : 한국개발연구원.
- 통계청. 각 연도. 건설업통계조사보고서. 통계청.
- \_\_\_\_\_. 1997. 국부통계조사보고서. 통계청.
- 표학길. 2003. “한국의 산업별·자산별 자본스톡추계 (1953~2000)”. 한국경제의 분석 제9권 제1호. 한국금융연구원. pp203-282.
- 하현구·조희덕. 2001. 교통부문의 지역별 자본스톡 추정. 정책연구 2001-06. 경기 : 한국교통개발연구원.
- Aigner, Dennis, C.A. Knox Lovell and Peter Schmidt. 1977. “Formulation and Estimation of Stochastic Frontier production Functions”. *Journal of Econometrics* vol. 6. pp21-37.
- Aschauer, David A. 1989. “Is Public Expenditure Productive?”. *Journal of Monetary Economic* vol. 23. pp177-200.
- Darby, Michael R. 1984. “The U.S. Productivity Slowdown: A Case of Statistical Myopia”. *American Economic Review* vol. 74. pp301-322.
- Delorme, Charles D, Thompson, Herbert G. and Ronald, S. Warren, Jr. 1999. “Public Infrastructure and Private Productivity: A Stochastic-Frontier Approach”. *Journal of Macroeconomics* vol. 21. Issue 3. pp563-576.
- Farrell, M. J. 1957. “The Measurement of Productive Efficiency”. *Journal of the Royal Statistical Society Series A, General* 120. pp253-290.
- Gramlich, Edward M. 1994. “Infrastructure Investment: A Review Essay”. *Journal of Economic Literature* vol. 32. pp1176-1196.
- Greene, William H. 2002. *Convenient Estimators for Binary Choice Model with Panel Data*. Working Paper EC-02-05. Department of Economics, Stern School of Business : N.Y. Univ.
- Holtz-Eakin, Douglas. 1994. “Public-Sector Capital and the Productivity Puzzle”. *The Review of Economics and Statistics* vol. 76. pp12-21.
- Jondrow, James, C. A. Knox Lovell, Ivan S. Materov and Peter Schmidt. 1982. “On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Production Function Model”. *Journal of Econometrics* vol. 19. pp233-238.
- Lovell, C. A. Knox, Robin C. Sickles and Ronald S. Warren, Jr. 1988. “The Effect of Unionization on Labor Productivity: Some Additional Evidence”. *Journal of Labor Research* vol. 9. pp55-63.
- Meesen, W. and van den Broeck. 1977. “Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error”. *International Economic Review* vol. 18. pp435-444.
- Mullen, John K., Martin Williams and Ronald, L. Moomaw. 1996. “Public Capital Stock and Interstate Variations in Manufacturing Efficiency”. *Journal of Policy Analysis and Management* vol. 15. pp51-67.
- Munnell, Alicia H. 1990. “Why Has Productivity Growth Declined? Productivity and Public Investment”. *New England Economic Review* Jan-Feb. pp3-22.
- Schmidt, Peter. 1986. “Frontier Production Functions”. *Econometric Reviews* vol. 4. pp289-328.
- Tatom, J. A. 1980. “The Problem of Procyclical Real wages and Productivity”. *Journal of Political Economy* vol. 88. pp385-394.
- \_\_\_\_\_. 1991. “Public Capital and Private Sector Performance”. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* vol. 73. pp3-15.

- 
- 논문 접수일: 2008.10.14
  - 심사 시작일: 2008.10.17
  - 심사 완료일: 2008.11. 7

---

**ABSTRACT**

---

**Public Infrastructure and Production Efficiency in Regional Economy**

Keywords: Public Infrastructure, Production Efficiency, Stochastic Production Frontier

This paper examines output elasticity and production efficiency of public infrastructure in Korean metropolitan city-do during 1989~2006. This paper uses panel data analysis to estimate output elasticity and stochastic production frontier analysis to measure technical inefficiency.

First of all, we show that the value of estimated elasticity of public infrastructure are very low. This implies that public infrastructure plays little role as a direct input in an average production function. On the other hand, in stochastic production frontier analysis, the extent of technical inefficiency is negatively related to public infrastructure and then public infrastructure reduces technical inefficiency in gross regional domestic product.

**지역의 사회간접자본과 생산의 효율성**

주제어: 사회간접자본(SOC), 생산효율성, 확률생산변경

본 논문은 1989년부터 2006년까지 광역시·도를 대상으로 사회간접자본의 산출탄력성과 생산 효율성을 측정하였다. 본 논문의 분석방법으로는 일반적인 패널분석방법과 확률생산변경분석방법을 도입하였다. 일반적인 패널분석방법은 사회간접자본을 직접투입요소로 다루어 산출탄력성을 측정할 수 있으며, 확률생산변경분석방법은 사회간접자본의 생산효율성을 측정할 수 있다.

본 논문의 분석결과를 보면, 대장기간 동안 사회간접자본의 산출탄력성의 계수값은 양(+ )의 값을 보이지만 크기는 다소 낮은 것으로 나타났다. 이는 사회간접자본이 생산의 직접투입요소로서 역할이 미약하다는 것을 의미한다고 볼 수 있다. 반면에, 사회간접자본의 생산효율성을 측정된 결과 사회간접자본 투입이 생산의 기술적 비효율성을 감소시키는 역할을 하고 있는 것으로 분석되었다.