

社會間接資本과 産業生産性

郭 泰 元*

〈目 次〉

- I. 序 論
 II. 模 型
 III. 推定 및 分析
 IV. 要約 및 結論
 參考文獻

I. 序 論

社會間接資本 投資活動은 넓은 意味의 政府支出活動중에서 産業部門에 가장 중요한 영향을 주는 것 중의 하나라고 말할 수 있다. 産業生産活動에 있어서 社會間接資本이 담당하는 役割의 중요성은 일찌기 여러 開發經濟學者들에 의해서 強調된 바 있다. 그러나 社會間接資本의 經濟的 有效性을 실증적으로 분석한 研究는 흔하지 않은 것으로 보인다. 個別投資事業의 事前的 費用便益分析方法에 대한 문헌은 흔하게 찾을 수 있으나 巨視的인 視角에서 經濟成長에 대한 社會間接資本의 寄與를 實證的으로 分析한 문헌은 찾기 힘들다. 다만 최근에 와서 社會間接資本 서어비스의 經濟的 便益을 실증적으로 측정하는 문제에 관심을 갖기 시작하고 있는 것 같다.

本稿는 社會間接資本이 가져다 줄 수 있는 여러가지 直接間接의 혜택중에서 특히 産業部門 生産性에 미친 영향을 실증적으로 分析하는 것을 주된 目的으로 한다. 第II節에서는 社會間接資本 서어비스를 明示的으로 導入한 集計生産函數(aggregate production function)를 이용하여 計量經濟學의 方法으로 推定可能한 模型을 유도한다. 第III節에서는 우리나라의 總要素 生産性指數 推定值를 이용하여 앞서에 유도된 模型

*韓國開發研究院 研究委員

本論文은 1986년 10月 韓國財政學會 가을學術發表會에서 發表되었던 것임.

을 統計的으로 推定하고 그 結果를 分析한다. 그리고 第IV節에 간단한 結論을 붙인다.

II. 模 型

1. 基本模型

社會間接資本의 가장 基本的 特性은 현저한 外部經濟效果라고 말할 수 있다. 生産과 관련된 外部經濟效果를 測定하려고 하면 먼저 生産函數에 社會間接資本의 影響을 포착할 수 있는 變數를 포함시키는 데서 출발하여야 할 것이다. 여러가지 方法을 사용할 수 있겠으나 여기서는 다음과 같이 부가가치 生産함수에 바로 社會間接資本 「스톡」을 포함시켜서 생각하기로 한다.¹⁾

$$Y = F(K_p, L_p; K_s, T) \dots\dots\dots (1)$$

여기에서 Y는 産業部門의 附加價値, F는 生産性分析에서 일반적으로 사용하고 있는 比例生産量不變(CRS: Constant Returns to Scale)의 生産函數, K_p는 産業部門의 資本投入量, L_p는 同部門의 勞動投入量, K_s는 社會間接資本投入量, 그리고 T는 時間을 각각 나타낸다.

식(1)을 對數로 轉換하여 T에 대해서 微分하면 다음과 같은 結果를 얻는다.

$$\begin{aligned} \frac{d \ln Y}{dT} &= \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln K_p} \cdot \frac{d \ln K_p}{dT} + \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln L_p} \cdot \frac{d \ln L_p}{dT} + \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln K_s} \cdot \frac{d \ln K_s}{dT} \\ &+ \frac{\partial \ln Y}{\partial T} \dots\dots\dots (2) \end{aligned}$$

K_s로 測定되는 社會間接資本이 순수한 公共資本이라고 한다면 이에 대한 所得分配率은 零이므로 附加價値의 增加率중에서 要素投入의 增加로 說明되지 않은 部分은 식(2)의 右邊 끝의 두 項과 같아진다.²⁾ 즉 이것을 R_y라고 하면

$$R_y = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln K_s} \cdot \frac{d \ln K_s}{dT} + \frac{\partial \ln Y}{\partial T} \dots\dots\dots (3)$$

1) 이와 類似한 接近으로 Arrow(1982), Ram(1986), Feder(1982) 등을 들 수 있다. Arrow는 理論的인 公共投資模型에서 식(1)과 같이 K_s를 직접 生産函數에 포함시켰고 Ram은 政府支出規模(G)를 生産函數에 導入하여 그 外部效果를 推定하였으며 Feder는 輸出規模(X)를 生産函數에 導入하여 輸出이 生産성에 미치는 外部效果를 推定하였다.
 2) 보통의 TFP 分析에서는 社會間接資本 서어비스의 代價로 支給되는 部分은 中間投入으로 처리되므로 附加價値生産函數를 이용한 K_s의 效果分析에서 K_s가 순수한 公共資本인 것처럼 생각해도 計算上의 問題는 생기지 않는다.

보통의 總要素生産性(TFP: total factor productivity) 分析에서는 K_g 를 고려하지 않고 있으므로 要素投入의 增加로 說明되지 않는 殘餘를 TFP 增加率이라고 본다면 이렇게 測定된 TFP 增加率は 사실상 식(3)의 R_y 와 같은 것이며 따라서 社會間接資本에 의한 外部經濟效果를 測定된 TFP 增加率에 내포하고 있는 것이다. 이 식은 다시 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$R_y = \frac{1}{Y} \left(\frac{\partial Y}{\partial K_g} \cdot \frac{dK_g}{dT} + \frac{\partial Y}{\partial T} \right) \dots\dots\dots (3')$$

이 식에서 K_g 가 Y에 미치는 한계적 영향 즉 $\partial Y/\partial K_g$ 가 더 분명하게 나타나는데 불행하게도 K_g 의 年次的 投入量을 안다고 해도 一般的인 TFP의 分析方法을 가지고는 TFP의 增加에 있어서 K_g 의 영향을 따로 分離시켜내기 어렵다. 왜냐하면 $\partial Y/\partial K_g$ (혹은 $\partial \ln Y/\partial \ln K_g$)를 所得分配率 등을 이용하여 事前的으로 推定하는 것이 어렵기 때문이다.

몇가지 비교적 無理가 없다고 判斷되는 假定을 導入하면 식(3')에서 K_g 의 限界效果 즉 $\partial Y/\partial K_g$ 를 統計的 方法으로 推定할 수 있다. 여기에서 가장 중요한 假定은 K_g 의 영향을 排除한 순수한 技術進步效果 즉 $\partial \ln Y/\partial T$ 를 어떤 變數 X의 線型函數로서 근사하게 나타낼 수 있다는 것이다. 예컨대 다음과 같이 쓸 수 있다고 假定한다.

$$\partial \ln Y/\partial T = \alpha + \beta X + \epsilon \dots\dots\dots (4)$$

이 식에서 α 와 β 는 常數이며 ϵ 은 오차항을 나타낸다. 이 식(4)를 식(3')에 代入하면 다음과 같은 推定可能한 方程式을 얻을 수 있다.

$$R_y = \alpha + \beta X + \gamma \left(\frac{1}{Y} \frac{dK_g}{dT} \right) + \epsilon \dots\dots\dots (5)$$

이 식에서 γ 는 $\partial Y/\partial K_g$ 즉 社會間接資本의 限界效果를 나타내며 dK_g/dT 는 社會間接資本「스톡」의 純增을 나타낸다. 그러므로 K_g 의 效果를 감안하지 않은 TFP 增加率의 測定值가 있을 경우 統計的 方法에 의해서 社會間接資本이 産業部門의 生産性에 미치는 效果를 測定할 수 있다.

2. 多部門 模型

이번에는 좀더 一般的인 경우를 생각한다. 經濟가 네개의 部門으로 나누어져 있다고 假定하고 이중에서 세제와 네제부문의 資本서비스가 外部經濟 效果를 가지고 있다고 假定한다. 다시 말해서 세제와 네제부문은 자기 다른 社會間接資本部門이고 첫 세제와 둘째부문은 순수한 民間産業部門이라고 假定한다. 下添字($i=1, 2, 3, 4$)는 순서대로 각 부문을 나타내고 V_i, R_i, K_i, ω_i 는 각각 i 부문의 附加價値, TFP 增加率,

資本「스톡」 및 附加價値의 加重値를 나타낸다. 그리고 $\partial \ln V_i / \partial T$ 는 \bar{R}_i 로 나타내기로 한다.

部門 3과 4는 각각 部門 1과 2에 대하여 外部經濟效果를 가지고 있으며 또한 상호 간에도 外部經濟效果를 준다. 따라서 각 部門의 *TFP*增加率은 식(3)에서 유추하여 다음과 같이 쓸 수 있다. 여기서 편의를 위해 $\partial V_i / \partial K_i = F_{i1}$, 그리고 $dK_i / dT = \Delta K_i$ 로 쓰기로 한다.

$$R_1 = F_{13} \cdot \frac{\Delta K_3}{V_1} + F_{14} \cdot \frac{\Delta K_4}{V_1} + \bar{R}_1 \dots\dots\dots (6 \cdot 1)$$

$$R_2 = F_{23} \cdot \frac{\Delta K_3}{V_2} + F_{24} \cdot \frac{\Delta K_4}{V_2} + \bar{R}_2 \dots\dots\dots (6 \cdot 2)$$

$$R_3 = F_{34} \cdot \frac{\Delta K_4}{V_3} + \bar{R}_3 \dots\dots\dots (6 \cdot 3)$$

$$R_4 = F_{43} \cdot \frac{\Delta K_3}{V_4} + \bar{R}_4 \dots\dots\dots (6 \cdot 4)$$

R_i 에 관한 情報가 있으면 \bar{R}_i 에 대하여 식(4)와 같은 假定을 導入함으로서 식(6)의 각 方程式을 직접 推定할 수가 있다. 그러나 經濟全體의 *TFP*增加率만 可用한 경우에는 아래와 같은 接近方法을 사용할 수 있다.

먼저 經濟全體의 *TFP*增加率을 R 이라고 하면 R 은 각 部門 *TFP*增加率의 加重値로 나타낼 수 있으므로³⁾ 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$R = \omega_1 R_1 + \omega_2 R_2 + \omega_3 R_3 + \omega_4 R_4 \dots\dots\dots (7)$$

全産業의 附加價値 合計를 V 로 나타내면 식(6)과 (7)에서 $\omega_i = V_i / V$ 임에 주의하여 다음과 같은 結果를 얻는다.

$$R = \frac{1}{V} \{ (F_{13} + F_{23} + F_{43}) \Delta K_3 + (F_{14} + F_{24} + F_{34}) \Delta K_4 \} + (\omega_1 \bar{R}_1 + \omega_2 \bar{R}_2 + \omega_3 \bar{R}_3 + \omega_4 \bar{R}_4) \dots\dots\dots (8)$$

식(4)의 假定처럼 $\bar{R}_i = \alpha_i + \beta_i X + \epsilon_i$ 로 나타낼 수 있다면 식(8)의 右邊 끝項은 식(4)와 같은 모양으로 쓸 수 있다. 따라서 推定可能한 方程式은 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$R = \alpha + \beta X + \gamma_3 \frac{\Delta K_3}{V} + \gamma_4 \frac{\Delta K_4}{V} + \epsilon \dots\dots\dots (9)$$

3) Gollop and Jorgenson (1979) Chapter 2 참조.

만일 社會間接資本部門을 하나로 통합하여 생각한다면

$$R = \alpha + \beta X + \gamma \frac{\Delta K_g}{V} + \varepsilon \dots\dots\dots (10)$$

으로 나타낼 수 있으므로 이 식을 統計的으로 推定하면 된다. 이때 γ 의 해석은 K_g 가 社會間接資本以外的 部門의 生産性에 미친 效果의 合計(즉 民間部分이 1과 2라면 $\partial V_1/\partial K_g + \partial V_2/\partial K_g$ 등)를 나타낸다.

III. 推定 및 分析

위에서 提示된 分析의 틀속에서 社會間接資本이 産業部門의 生産性提高에 미친 效果를 推定하는 데 있어서 가장 중요한 資料는 R 과 dK_g/dT 등 두가지이다. R 은 Kim, 과 Park(1985)의 住宅部門 등을 除外한 企業部門의 TFP 指數推定值를 使用하여 계산하였으며 K_g 는 韓國銀行이 추계한 國民所得資料에서 産業別 固定資本形成 資料를 利用하여 推定하였다.⁴⁾ K_g 의 계산에서 住宅部門은 除外되었다. 推定期間은 生産性 增加率資料가 可用한 1964~1982年이었다.

1. 限界收益 不變模型

먼저 알몬(Almon)의 PDL(polynomial distributed lag)模型을 利用하여 方程式(10)을 推定하였다(표 1). 이때 重要的 假定은 X 대신에 時間변수 T 를 넣은 것과 γ 가 변하지 않는 常數값을 갖고 있다는 것이다. γ 는 앞에서 定義된 바와같이 K_g 의 限界의 增加가 社會間接資本 以外的 部門의 附加價值(이하 V_n 으로 表示하기로 한다)에 미친 限界效果($\partial V_n/\partial K_g$)를 나타낸다.

〈표 1〉의 推定式 I에 기초해서 時差分布의 加重值를 計算하고(有意하지 않은 第 1項과 마이너스 부호를 가진 第3, 4項은 무시함) 이를 利用하여 OLS방식으로 α, β, γ 등을 다시 推定하였다. 이 結果는 다음과 같다.

$$R = .1494 - .0020T + .1248 DKG \dots\dots\dots (11)$$

(9.22) (-7.90) (2.88)

()內는 t 값, $R^2 = .836, DW = 1.06$

단, 여기서 $DKG = .655(\Delta K_g/V)_{-1} + .345(\Delta K_g/V)_{-2}$

4) 이때 使用한 經濟的 意味의 資本減價率(d)에 대해서는 郭泰元(1985) 참조. 初期의 資本 「스톡」(K_0)은 1953~60年間的 平均投資增加率(g)을 利用하여 $K_0 = I_0(1+g)/(d+g)$ 로 推定하였다. 단, 여기서 I_0 는 初期의 投資額이다.

이 식은 $\partial V_n / \partial K_g$ 가 不變이라고 假定했을 때 그것이 약 12.5%임을 나타내고 있다.^{5), 6)} 대체로 社會間接資本 以外部門 GNP에 대한 産業支援과 關聯된 社會間接資本純投資의 比率이 약 5~10%水準이라고 한다면 이런 投資에 의한 純粹外部經濟效果로서 産業部門 GNP成長率을 높여주는 效果는 약 0.6~1.4% 「포인트」에 이름을 나타낸다. 다른 나라의 經驗에 대한 유사한 研究結果를 찾지 못했기 때문에 이 水準이 어떤 것인지 比較評價하기는 어려우나 이것이 生産性에 영향을 주는 純粹한 外部經濟效果라는 점을 감안하면 상당히 큰 값이라고 판단된다.

〈丑1〉 基本 方程式의 推定結果

係數 推定式	α (常數)	β (T)	(SOC 變數)					R^2 DW
			0	-1	-2	-3	-4	
I	.1308 (7.81)	-.0017 (-6.04)	.0228 (.49)	.0862 (3.53)	.0455 (1.98)	-.0292 (-1.82)	-.0678 (-2.30)	.9069 1.85
II	.1286 (7.83)	-.0018 (-6.01)	.0320 (.84)	.0619 (4.45)	.0506 (2.22)	-.0017 (-.12)	-.0950 (-2.48)	.9122 1.98
III	.1407 (8.49)	-.0019 (-6.85)	.0327 (.62)	.0955 (2.72)	.0567 (1.63)	-.0839 (-1.59)		.8921 1.52

註1) I 은 3 次式 그리고 나머지는 2次式을 使用하여 時差分布 推定.

2) I 의 경우에만 가장 먼 時差項이 零이라는 事前制約條件 부여.

$$R = .1494 - .0020 T + .1248 DKG \dots\dots\dots(11)$$

$$(9.22) \quad (-7.90) \quad (2.88)$$

() 内는 t 값, $R^2 = .836$, $DW = 1.06$

$$\text{단, 여기서 } DKG = .655(\Delta kg/V)_{-1} + .345(\Delta kg/V)_{-2}$$

以上에서 $\partial V_n / \partial K_g$ 가 不變이라고 假定한 것은 대단히 강한 것이다. 이 假定의 妥當性 여부를 검증하기 위하여 다음과 같은 간단한 實驗을 실시하였다.

우선 觀測期間을 1962~73年 및 1974~82年의 두 期間으로 나누었다. 두 期間간의 γ 의 變化를 보기 위해 加중평균한 社會間接資本投資變數(DKG)를 더미변수를 使用하여 다음과 같이 둘로 나누었다. 즉 1962~73年 期間은 모두 1의 값을 갖고 1974~

- 5) 여기서 $\partial V_n / \partial K_g$ 는 市場利率 등과 比較할 수 있는 概念은 아니다. K_g 가 産業部門에 가져다 주는 外部效果의 크기를 測定한 것이기 때문이다.
- 6) 推定式에서 T의 係數가 負이고 有意한 것은 K_g 가 강한 추세를 갖고 있다는 점에 미루어 볼 때 다음 節에서 論議된 限界收益遞減模型에서와 같이 K_g 의 增加에 따라 그 限界效果가 遞減하는 현상을 어느 정도 反映한 것이라고 생각된다.

82年은 0인 더미변수를 D_1 , 그리고 반대로 1962~73年은 0이고 1974~82年은 1인 더미변수를 D_2 라고 하고 DKG 에 각각 D_1 과 D_2 를 곱해 새로운 변수 $DKGD_1$ 과 $DKGD_2$ 를 만들었다. 다음 推定式 (11)의 DKG 대신에 $DKGD_1$ 과 $DKGD_2$ 를 대입한 方程式을 OLS 방식으로 推定하여 다음과 같은 結果를 얻었다.

$$R = .0535 - .0005 T + .0726 DKGD_1 - .0715 DKGD_2 \dots\dots\dots (12)$$

$$(2.30) \quad (-1.52) \quad (2.36) \quad (-1.40)$$

$$(\quad) \text{内는 } t \text{ 값, } R^2 = .933, \quad DW = .25$$

여기서 볼 수 있는 바와 같이 1962~73年에 해당하는 γ 의 推定値는 正인데 반해 1974~82年에 해당하는 γ 값은 負로 나타내고 있다. 이 두 파라미터를 각각 γ_1, γ_2 라고 하면 위의 회귀분석하에 γ_1 과 γ_2 의 推定置 $\hat{\gamma}_1$ 과 $\hat{\gamma}_2$ 의 분산-공분산 메트릭스가 推定됨으로 $\gamma_1 = \gamma_2$ 라는 귀무가설을 검증할 수 있다. $\hat{\gamma}_1$ 과 $\hat{\gamma}_2$ 각각의 분산 및 공분산을 각각 S_1^2, S_2^2 및 S_{12} 라고 하면 標準的인 假定下에서 다음 統計量은 자유도가 15인 t 분포를 갖는다.⁷⁾

$$t = \frac{\hat{\gamma}_1 - \hat{\gamma}_2}{\sqrt{S_1^2 + S_2^2 - 2S_{12}}} = \frac{.1441}{.0311} = 4.63$$

이 검증에서 γ_1 과 γ_2 의 差異는 有意하다는 結論을 얻을 수 있다. 특히 1974~82年에 해당하는 係數가 有意하지는 않으나 마이너스 부호를 가지고 있다는 것은 특기할 만한 現象이다. 여하튼 推定期間의 後期의 γ 값이 前期의 γ 값에 비해 有意하게 낮다는 것은 $\partial V_n / \partial K_g$ 가 낮아져 왔음을 나타내는 것이다.

2. 限界收益 遞減模型

이와 같이 $\partial V_n / \partial K_g$ 가 낮아지는 것을 模型에서 포착하기 위한 한가지 시도로서 $\partial V_n / \partial K_g$ 가 K_g 의 函數이며 K_g 의 增加에 따라 遞減하는 限界生産性 遞減模型을 推定하였다.

즉 다음과 같은 모형을 ρ 값을 변화시키면서 PDL로 推定하였다.

$$\partial V_n / \partial K_g = \gamma' K_g^{-\rho} \quad \text{단 } \rho > 0 \dots\dots\dots (13.1)$$

$$\gamma' (\log K_g)^{-1} \dots\dots\dots (13.2)$$

여기에서 γ' 는 상수인데 앞서의 γ 와 같이 $\partial V_n / \partial K_g$ 라고 해석할 수 없다는 데 주의할 필요가 있다. 推定結果는 <표 2>에 要約되어 있다. 이 結果는 時差分布函數를 2次式으로 假定하고 다른 制約條件은 사용하지 않은 것이다.

7) 推定式(12)와 같은 방정식을 Cochrane-Orcutt 방법으로 추정하여 그 결과로서 계산하면 t 값은 13.57이 된다.

〈표 2〉 限界收益 遞減模型的 推定結果 (1)

SOC變數의 形 態	α (常數)	β (T)	(SOC 變 數)					R^2	DW
			0	-1	-2	-3	-4		
$\Delta K_g V^{-1}$.1286 (7.83)	-.0017 (-6.01)	.0320 (.84)	.0619 (4.45)	.0506 (2.22)	-.0017 (-.12)	-.0950 (-2.48)	.9122	1.98
$\Delta K_g V^{-1} \cdot (\log K_g)^{-1}$.1212 (9.92)	-.0016 (-7.77)	.2666 (.95)	.4777 (4.40)	.3898 (2.26)	.0028 (.03)	-.6832 (-2.52)	.9079	1.93
$\Delta K_g V^{-1} K_g^{-.5}$.0958 (7.07)	-.0012 (-7.45)	1.889 (1.23)	2.757 (4.10)	2.220 (2.28)	.2801 (.44)	-3.064 (-2.19)	.8920	1.74
$\Delta K_g V^{-1} K_g^{-.75}$.0733 (3.84)	-.0009 (-4.18)	14.89 (1.55)	18.12 (4.02)	14.43 (2.42)	3.832 (.93)	-13.68 (-1.62)	.8863	1.65
$\Delta K_g V^{-1} K_g^{-1}$.0380 (1.48)	-.0005 (-1.64)	114.4 (2.00)	122.8 (4.23)	99.8 (2.86)	45.5 (1.76)	-40.2 (-0.82)	.8919	1.65

註: 1) 모든 경우 2次式을 이용하여 時差分布를 推定하였으며 事前制約條件은 사용하지 않음.
2) () 內는 t값.

그러나 이 結果에서 $\partial V_n / \partial K_g$ 가 K_g 의 增加에 따라 감소한다고 가정해도 R^2 등 模型의 적합도가 뚜렷하게 改善되지 않아서 앞절에서의 結果 즉 $\partial V_n / \partial K_g$ 가 급속하게 낮아졌다는 가설과 일치하지 않음을 알 수 있다. 더구나 T의 계수인 β 의 推定値가 ρ 값의 增加에 따라 급속하게 하락하는 경향을 나타내고 있는데 이것은 K_g 가 추세를 갖는 變數여서 T와 함께 多重共線性問題를 일으키고 있는 것으로 해석된다. 따라서 限界生産性 不變模型에서 T의 계수가 負로 나온 것은 이미 K_g 의 增加에 따라 $\partial V_n / \partial K_g$ 가 減少하는 현상을 반영하는 것이라고 해석할 수 있다.

이런 問題를 극복하기 위한 한가지 代案으로서 時間變數 T대신에 特定期間(SOC投資의 初期 段階)라고 할 수 있는 1964~67年間)만을 移動(shift)시키는 虛變數 D를 사용하여 식(13)과 같은 假定하에서 推定한 결과 훨씬 더 유의한 결과를 얻을 수 있었다(표 3).⁸⁾ 이 표에서 보면 K_g 의 增加에 따라 $\partial V_n / \partial K_g$ 가 감소하는 속도가 빠르다고 假定할수록 즉 ρ 값을 0에서부터 段階의으로 크게 할수록 模型의 적합도가 급속하게 改善되는데 ρ 가 1.05 근처에 있을 때 R^2 의 값이 가장 커지는 것을 알 수 있다.

이 推定結果를 이용해서 社會間接資本投資가 産業部門의 生産성에 미친 效果를 구체적으로 測定해 볼 수 있다. 〈표 4〉는 이러한 계산결과를 제시하고 있는데 첫번째 列은 Kim과 Park (1985)의 住宅部門 등을 除外한 企業部門 附加價値(V)에서 社會間

8) 이 期間은 第1次經濟開發 5個年計劃의 後期 내지 第2次計劃의 初期에 해당하는 期間으로 政治的·社會的으로 生産性 向上의 드라이브가 강하게 나타났던 時期라고 볼 수 있다.

〈표 3〉 限界收益 遞減模型의 推定結果 (II)

SOC變數의 形 態	α (常數)	β (D)	γ' (SOC 變 數)					R^2	DW
			0	-1	-2	-3	-4		
$\Delta K_g V^{-1}$.0124 (.63)	.0102 (.93)	.1654 (.16)	.4258 (1.58)	.3034 (.73)	-.2015 (-.88)	-1.089 (-1.28)	5389	.5688
$\Delta K_g V^{-1}$ $\cdot (\log K_g)^{-1}$	-.0243 (-1.98)	.0262 (4.17)	1.699 (2.85)	.6875 (3.69)	.1081 (.40)	-.094 (-.24)	.2452 (.48)	7081	1.48
$\Delta K_g V^{-1}$ $\cdot K_g^{-.5}$	-.0148 (-3.85)	.0162 (7.22)	7.859 (5.13)	4.330 (6.56)	1.919 (1.92)	.6277 (.95)	.4551 (.30)	8863	2.28
$\Delta K_g V^{-1}$ $\cdot K_g^{-.75}$	-.0071 (-3.11)	.0096 (5.10)	34.17 (4.67)	24.59 (7.09)	15.38 (2.92)	6.55 (1.81)	-1.91 (-.26)	9105	2.18
$\Delta K_g V^{-1}$ $\cdot K_g^{-1}$	-.0035 (-1.96)	.0051 (2.62)	157.5 (3.78)	138.5 (6.80)	104.4 (3.48)	55.2 (2.57)	-9.08 (-.22)	9136	1.98
$\Delta K_g V^{-1}$ $\cdot K_g^{-1.25}$	-.0030 (-1.75)	.0043 (2.18)	214.0 (3.60)	195.3 (6.70)	151.8 (3.56)	83.54 (2.72)	-9.45 (-.16)	9136	1.95
$\Delta K_g V^{-1}$ $\cdot K_g^{-1.5}$	-.0026 (-1.54)	.0036 (1.77)	290.4 (3.43)	275.0 (6.60)	220.3 (3.64)	126.1 (2.87)	-7.529 (-.09)	9135	1.92

註: 1) 모든 경우 2次式을 이용하여 時差分布를 推定하였으며 事前制約條件은 사용하지 않음.
2) () 內는 t값.

〈표 4〉 社會間接資本의 生産性 提高效果 推定: 限界收益遞減模型

年 度	V_n 의 增加率 (%)	$\partial V_n / \partial K_g$	ΔK_g 의 V_n 增加率에 대한 寄與度: (%포인트)
1964	10.83	0.624	2.35
1965	5.36	0.554	2.09
1966	13.98	0.490	1.87
1967	5.43	0.434	1.82
1968	11.10	0.382	2.24
1969	14.81	0.327	2.59
1970	6.63	0.268	2.67
1971	9.39	0.211	2.37
1972	6.31	0.165	1.87
1973	16.56	0.133	1.41
1974	8.70	0.111	0.95
1975	7.42	0.096	0.76
1976	16.80	0.085	0.68
1977	9.99	0.075	0.60
1978	11.69	0.066	0.61
1979	5.81	0.058	0.62
1980	-9.95	0.050	0.63
1981	7.97	0.042	0.66
1982	5.06	0.036	0.54

接資本部門의 附加價值를 빼 부분(V_n)의 成長率을 나타낸다. 다음 계 즉 $\partial V_n / \partial K_g$ 는 ρ 를 1.05로 했을 경우의 推定結果인데 K_g 가 증가함에 따라 빠른 속도로 하락함을 나타낸다. 1960年代初에는 K_g 한단위 增加가 약 0.6단위의 V_n 增加를 가져오다가 K_g 의 累積에 따라 1980年代初에는 K_g 한단위 增加가 불과 약 0.04단위의 V_n 增加를 가져오는 것으로 推定되고 있다. 여기에서 주의해야 할 것은 $\partial V_n / \partial K_g$ 가 보통 資本의 限界生産性 즉 $\partial Y / \partial K_p$ 와는 다른 概念이기 때문에 實質利率 등과는 관련이 없다는 것과 또한 이것이 K_g 의 純外部效果를 나타내는 것이기 때문에 그 값의 절대적 크기는 식(8)등에서 間接적으로 알 수 있듯이 非社會間接資本部門의 크기와도 관계가 있다는 점이다. 이 표의 마지막 列은 $(\partial V_n / \partial K_g) \times (\Delta K_g / V_n)$ 을 계산한 것으로서 V_n 의 增加率에 대한 ΔK_g 의 寄與度를 나타낸다. 이 값은 $\partial V_n / \partial K_g$ 의 급속한 하락추세를 반영하여 빠르게 낮아지고 있으나 $\Delta K_g / V_n$ 이 대체로 커지는 추세에 있었기 때문에 줄어드는 速度는 다소 완만해졌다. 앞의 限界收益不變模型의 경우와 대체로 비슷한 크기의 값이 계산되고 있어 社會間接資本投資가 産業部門 成長에 상당히 큰 寄與를 해왔다는 주장을 뒷받침하고 있다.

그러나 이 모형에서 $\partial V_n / \partial K_g$ 가 하락하는 속도가 과연 타당한 것인지, 다시 말해서 선택된 ρ 의 절대값(1.05)이 적절한 것인지에 대해서는 논란의 여지가 크다. 이 模型이 우리나라 非住宅企業部門의 TFP 增加率의 變動을 統計적으로는 대단히 잘 說明하고 있는데 TFP 增加率의 하락을 거의 K_g 의 蓄積規模擴大에 의한 限界收益遞減現象으로 파악하는 것이 타당한 것인지에 대한 의문이 제기될 수 있는 것이다.

3. 不均衡成長模型

社會間接資本과 産業發展間의 관계에 대한 가장 잘 알려진 理論中的 하나로 Hirschman (1958)의 이른바 不均衡成長理論을 들 수 있다. 그에 의하면 經濟를 社會間接資本部門(SOC)과 直接生産活動에 참여하는 部門(DPA: Directly Productive Activities)으로 나눌 수 있는데 DPA에 비해서 SOC가 충분히 크면 DPA 部門이 빠르게 성장하고 이런 과정을 통해 SOC가 상대적으로 부족하게 되면 SOC를 확장하는 것이 經濟成長을 위해 필요하게 된다는 것이다. 이 假定에 따르면 SOC가 産業部門(DPA部門)의 生産性에 미치는 영향은 DPA/SOC 比率과 같은 방향으로 움직인다고 할 수 있다. 즉 이 比率이 크면, 다시 말해서 SOC가 상대적으로 부족하게 되면 DPA의 生産性에 미치는 效果로 測定한 SOC의 限界價値($\partial V_n / \partial K_g$)는 커진다고 말할 수 있다. 이 比率과 $\partial V_n / \partial K_g$ 가 반드시 비례적이라고는 할 수 없으나 같은 방향으로 움직인다면 선형 관계로서도 $\partial V_n / \partial K_g$ 가 일정하다고 가정한 限界收益不變模型보다는 어느 정도 개선

된 결과를 기대할 수 있을 것이다.

따라서 다음과 같은 假定하에서 식(10)의 推定을 시도하였다.

$$\partial V_n / \partial K_g = \gamma' (DPA / SOC) \dots\dots\dots(14)$$

실제 推定에 있어서 DPA/SOC의 대용변수로 V_n / K_g 비율을 사용하였다. 이렇게 해서 추정된 결과는 <표 5>와 같다.

<표 5> 不均衡成長模型의 推定結果

SOC變數의 形 態	α (常數)	β (D)	γ' (SOC 變 數)					R^2	DW
			0	1	2	3	4		
$\Delta K_g V_n \cdot V^{-1} K_g^{-1}$	-.0245 (-4.19)	.0196 (7.05)	.1107 (4.69)	.0645 (6.30)	.0334 (2.30)	.0174 (1.75)	.0165 (.71)	.8600	2.27

註:1) 모든 경우 2次式을 이용하여 時差分布를 推定하였으며 事前制約條件은 사용하지 않음.
2) ()內는 t값.

이 경우 R^2 는 限界收益遞減模型에 비해서 낮으나 통계적 결과는 대체로 양호하다고 할 수 있으며 특히 前者의 模型은 $\partial V_n / \partial K_g$ 가 K_g 증가에 따라 빠른 속도로 하락하는 추세를 보이는데 반해 不均衡成長模型의 경우에는 그 下落速度가 훨씬 완만하다는 특징을 가지고 있다.

이 결과를 이용하여 $\partial V_n / \partial K_g$ 와 ΔK_g 에 의한 V_n 增加率寄與度를 계산한 것이 <표 6>에 제시되어 있다. 初期值 즉 1964年の 값은 限界收益遞減模型의 결과와 대동소이하나 그 하락의 속도는 훨씬 완만하여 이에 따라 V_n 增加率에 대한 寄與度는 前者의 경우에는 강한 감소추세를 나타내고 있으나 이 경우에는 대체로 2~3%포인트 水準에서 기간에 따라 기복을 보이고 있는 것으로 나타나고 있다. 다만 기여도의 절대규모가 전반적으로 前者의 模型에 비해 상당히 크다는 느낌을 주고 있는데 이것은 두 模型間의 상수항의 推定值의 差異에 反映되어 있다. 즉 앞의 모델에서는 α 의 推定值 $\hat{\alpha}$ 가 약 -0.3%포인트였음에 비해 이번의 模型에서는 $\hat{\alpha}$ 가 약 -2.5%포인트인 것으로 나타나고 있다. 이러한 현상은 不均衡成長模型이 生産性 增加에 負의 영향을 미치는 다른 중요한 變數를 누락시키고 있기 때문에 나타나는 것으로도 해석할 수 있다. 예컨대 이것은 K_g 의 構成에서 점차로 産業生産에 직접 영향을 덜 주는 部分의 比重이 커져 온 것을 反映하는 것일 수 있다. 만일 이런 해석이 타당한 것이라면 앞절의 模型 즉 限界收益遞減模型에서도 $\partial V_n / \partial K_g$ 가 빠르게 감소하는 현상이 단순히 K_g 의 규모가 커지는 것을 반영할 뿐 아니라 K_g 의 증가와 함께 K_g 의 구성에 있어서 産業生産에 직접 영향을

〈표 6〉 社會間接資本의 生産性 提高效果 推定 : 不均衡成長模型

年 度	V_n 의 增加率(%)	$\partial V_n / \partial K_g$	ΔK_g 의 V_n 增加率에 대한 寄與度: (% 포인트)
1964	10.83	0.643	2.81
1965	5.36	0.616	2.32
1966	13.98	0.613	2.30
1967	5.43	0.583	2.73
1968	11.10	0.535	3.78
1969	14.81	0.485	4.56
1970	6.63	0.418	4.84
1971	9.39	0.367	4.37
1972	6.31	0.329	3.69
1973	16.56	0.314	3.24
1974	8.70	0.306	2.55
1975	7.42	0.298	2.37
1976	16.80	0.299	2.59
1977	9.99	0.294	2.57
1978	11.69	0.288	2.92
1979	5.81	0.269	3.23
1980	-9.95	0.228	3.11
1981	7.97	0.201	3.21
1982	5.06	0.182	2.68

떨 주는 부문의 비중이 커져온 것을 반영하는 것이라고 해석할 수 있다. 즉 순수한 K_g 規模增加에 따른 收益遞減效果를 반영하는 ρ 의 절대값의 크기는 앞에서 추정된 값 (1.05)보다 상당히 작을 수도 있다는 생각을 가능케 한다.

IV. 要約 및 結論

以上에서 우리는 社會間接資本(K_g)이 明示的으로 들어가 있는 生産函數를 假定하여 K_g 가 TFP 의 增加率에 미치는 影響을 計量經濟學的方法으로 推定할 수 있는 模型을 유도하고 우리나라 非住宅企業部門의 TFP 指數推定結果를 이용하여 앞에서 설정된 模型의 실증적 추정을 시도하였다. K_g 가 非社會間接資本部門 附加價值(V_n)에 미친 限界的 影響($\partial V_n / \partial K_g$)에 관한 세가지 가정하에서 時差分布模型을 推定하였는데 推定結果는 〈표 7〉과 같이 요약된다.

아직은 시작단계에 불과한 이 研究로서 중요한 결론을 내리기는 아직 이르다고 할 수 있으나 첫째로 産業部門 生産性增加에 K_g 가 상당히 유익한 正의 影響을 주어 왔다는

(丑7) 推 定 結 果 要 約

SOC 變數	α (常 數)	β (T)	β' (D)	γ, γ' (SOC變數)	R^2	DW
限界收益不變模型 $\Delta K_g V^{-1}$.1494 (9.22)	-.0020 (-7.90)	-	.1248 (2.88)	.84	1.06
限界收益遞減模型 $\Delta K_g V^{-1} K_g^{-1.05}$	-.0031 (-2.19)	-	.0044 (2.34)	638.79 (10.66)	.91	1.92
不均衡成長模型 $\Delta K_g V^{-1} V_n K_g^{-1}$	-.0216 (-5.23)	-	.0185 (7.95)	.2216 (7.79)	.85	2.16

註: 1) () 內는 t값.

2) γ' () 是 時差項中 부호가 正이고 t값이 1.5이상인 부분만을 가지고 時差分布加重值를 계산하여 OLS로 다시 推定하여 구한 값임.

것과 둘째로 시간이 지남에 따라 K_g 의 한계적 증가가 産業部門의 附加價值 增加에 주는 限界의 效果가 상당히 빠른 속도로 감소해 왔다는 것은 이 研究가 비교적 일관성있게 뒷받침하고 있다고 볼 수 있다. 그리고 특히 $\partial V_n / \partial K_g$ 가 역사적으로 체감해 온 현상은 (1) K_g 의 規模增大에 따른 限界收益의 遞減現象 또는 (2) 허쉬만의 DPA/SOC 比率下落 추세에 따른 SOC에로의 해소과정 등으로 부분적으로 설명될 수 있다고 판단되며 제3의 可能性으로서 K_g 의 構成變化도 한가지 설명요인으로 거론될 수 있다. 이상의 推定結果만 가지고는 이들 요인들간의 상대적 기여정도를 식별해 낼 수 없으나 세가지 요인들이 모두 작용했다고 보면 推定結果의 일관성 있는 해석이 가능해진다.

參 考 文 獻

1. 郭泰元, 「減價償却制度と資本所得課税」, 韓國開發研究院, 1985.
2. Arrow, K. T., "The Rate of Discount on Public Investments with Imperfect Capital Markets," in D. C. Rind and Others(eds.), *Discounting for Time and Risk in Energy Policy*, Resources for the Future: Washington D. C., 1982, pp. 115 - 136.
3. Feder, G., "On Exports and Economic Growth," *Journal of Development Economics* 12, 1982, pp. 59 - 73.
4. Gollop, F. M. and D. W. Jorgenson, *U. S. Economic Growth: 1948~1973*, manuscript, 1979.
5. Hirschman, A. O., *The Strategy of Economic Development*, Yale University Press, 1958.
6. Kim, K. S. and J. K. Park, *Sources of Economic Growth in Korea: 1963~1982*, Korea Development Institute: Seoul, 1985.
7. Ram, R., "Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence from Cross - Section and Time - Series Data," *The American Economic Review*, March 1986, pp. 191 - 203.