

국내 제조업 연구개발투자의 파급(Spillover) 효과 분석

Spillovers of R&D in Korean Manufacturing

장진규 선임연구원

한국과학기술연구원 정책·기획본부

I. 서론

오늘날 첨단산업은 물론 재래산업에 있어서도 생산성 증가와 국제경쟁력 제고를 목표로 많은 기업들이 기존 제품과 공정을 개선하거나 또는 새로이 개발하기 위해 연구개발투자를 행하고 있다. R&D 투자가 기존의 설비투자와 구분되는 주요한 특징은 R&D에 투자를 하는 기업들이 그것으로부터 얻게되는 이익을 전용하기가 어렵다는 사실이다. 다시말해 특정기업이 수행한 R&D 투자에 의해 창출된 새로운 기술지식들을 다른 기업들이 댓가의 지불없이 공유하는 것을 배제하기가 거의 불가능하다는 것이다. 이와같이 다른 여러 산업들의 R&D 투자가 어느 한 산업의 생산성에 영향을 주는 현상을 R&D 파급(Spillover)효과라 한다.

연구개발투자의 경제효과를 측정하기 위한 모형의 개발시에 이러한 Spillover의 중요성을 고려해야함은 Schmookler (1966), Terleckyj (1974,1980) 그리고 Griliches (1979)등에 의해 강조되어 왔다. Levin과 Reiss(1984)에 의하면 R&D Spillover가 1퍼센트 증가할 경우 평균 생산비용이 0.05 퍼센트 감소하게 된다. Jaffe(1986)는 Spillover가 1퍼센트 증가할 경우 이윤이 0.3 퍼센트 증가함을 보여주고 있으며 Bernstein과 Nadiri(1988)는 R&D Spillover가 1퍼센트 증가함에 따라 일반적으로 평균 생산비용이 0.2 퍼센트 감소하는 것으로 추정하였다.

본고는 비용함수(cost function)를 이용하여 국내 제조업의 R&D Spillover 효과를 측정하고자 하는데 그 목적이 있다. 비용함수를 이용하여 R&D Spillover 효과를 측정한 대표적 모형으로는 Bernstein과 Nadiri(1988)의 모형을 들 수 있으나 본고는 다음과 같은 점에서 Bernstein과 Nadiri의 모형과는 다르다고 할 수 있다.

첫째, 한 산업의 R&D 투자는 외생적(exogenous)으로 주어지는 것이 아니라 그 산업내의 기업들에 의한 최적화 행위(예를들면 비용최소화 등)에 의해 결정된다는 사실을 고려하여 본고에서는 R&D 변수를 그 산업의 의사결정 변수, 즉 내생(endogenous) 변수화 시킨 모형도 아울러

리 추정하고 있다는 점이다. 이러한 시도의 문제점은 R&D 자본의 가격에 대한 자료를 필요로 하나 국내에는 이러한 자료가 없다는 것이다. 따라서 본고에서는 Atrostic(1982)의 방법을 응용하여 R&D 자본 가격의 대응변수(proxy)를 구하고자 한다. 둘째, 한 산업의 총 R&D 자본은 그 산업에 속한 각 기업들의 의사결정에 의해 결정되며 궁극적으로는 R&D를 수행한 기업들만이 그 산업의 총 R&D 자본 결정에 기여한다는 사실이다. R&D를 수행한 기업들만이 그 산업의 총 R&D 자본에 포함된다는 사실은 산업차원에서의 "censored data" 문제를 야기시키고 이로 인해 발생하는 추정치의 selection bias를 없애기 위한 통계학적 처리가 필요한 것이다.

본고의 구성은 다음과 같다. II장에서는 우리가 추정하고자 하는 모형을 산업의 비용최소화 가정하에서 R&D 자본의 내생화 경우와 외생화 경우로 나누어 도출한다. III장에서는 모형의 추정에 필요한 자료들에 대해 간략하게 검토하고 R&D 자본의 가격에 대한 대응변수(proxy)를 구한 뒤 "censored data" 문제를 고려한 최종적인 모형을 추정한다. IV장에서는 주요 결과들을 분석하고 마지막장은 방법론 상의 문제점 및 앞으로의 연구 방향등을 제시하고자 한다.

II. 모형

A. R&D 자본의 내생화 (endogenous R&D capital) 모형

각 산업은 주어진 산출량(Y)의 생산에 필요한 비용을 최소화하려 한다고 가정하자. 이때, 생산함수는 노동투입(L)과 자본투입(K) 그리고 R&D 투입(Rp)의 함수이며 산출 및 투입요소 가격은 외생적으로 주어진다고 하자. 각 산업의 최적화 행동을 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$(1) \quad \underset{L, K, R_p}{\text{Min}} \quad C = wL + cK + rR_p$$

$$\text{s. t.} \quad \begin{aligned} f(L, K, R_p; R_s) &\geq Y \\ R_p &\geq 0 \end{aligned}$$

여기서 w는 노동의 가격, 즉 각 산업의 평균 임금을 나타내며 c는 자본의 가격, r은 R&D 자본의 가격이다. 한편, f는 생산함수이고 Y는 각산업이 생산하고자 하는 산출량이며 R_s는 외생적으로 주어지는 R&D Spillover 변수를 나타낸다.

위의 최적화 문제로부터 다음과 같은 라그랑지안(Lagrangian)을 구성할 수 있다..

$$\mathcal{L} = wL + cK + rR_p + \lambda (f(L, K, R_p; R_s) - Y)$$

여기서 λ는 라그랑지 승수 (Lagrange multiplier)이다.

(주 1) 생산함수에 관한 신고전파 경제학의 가정들이 충족된다고 하자

L과 K에 대해 내부해(interior solution)를 가정하면 최적화를 위한 Kuhn-Tucker 조건은 다음과 같다.

$$(2) \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial L} = 0, \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial K} = 0$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial R_p} \geq 0, \quad R_p \geq 0, \quad R_p \cdot \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial R_p} = 0$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \lambda} \geq 0, \quad \lambda \geq 0, \quad \lambda \cdot \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \lambda} = 0$$

적절한 가정²⁾하에 위의 식을 풀면 다음과 같은 조건부 요소수요함수체계(conditional factor demand function system)를 구할 수 있다.³⁾

$$(3) \quad L = L^*(w, c, r, Y, R_s)$$

$$K = K^*(w, c, r, Y, R_s)$$

$$\begin{cases} R_p = R^*(w, c, r, Y, R_s) & \text{if } R^* > 0 \\ R_p = 0 & \text{if } R^* \leq 0 \end{cases}$$

조건부 요소수요함수 체계 (3)의 특정 형태는 생산함수의 특정 형태 내지는 최적화 문제 (1)의 결과로써 도출되는 비용함수(cost function)의 특정 형태에 의해 결정된다.

본고에서는 다음과 같은 Translog 비용함수를 가정하기로 한다.

$$(4) \quad \ln C = a_0 + a_w \ln w + a_c \ln c + a_r \ln r + a_y \ln Y + a_R \ln R_s$$

$$+ \frac{1}{2} \beta_w (\ln w)^2 + \frac{1}{2} \beta_c (\ln c)^2 + \frac{1}{2} \beta_r (\ln r)^2 + \frac{1}{2} \beta_y (\ln Y)^2$$

$$+ \frac{1}{2} \beta_R (\ln R_s)^2 + \beta_{wc} \ln w \ln c + \beta_{wr} \ln w \ln r + \beta_{wy} \ln w \ln Y$$

$$+ \beta_{wR} \ln w \ln R_s + \beta_{cr} \ln c \ln r + \beta_{cy} \ln c \ln Y + \beta_{cR} \ln c \ln R_s$$

$$+ \beta_{ry} \ln r \ln Y + \beta_{rR} \ln r \ln R_s + \beta_{yR} \ln Y \ln R_s + \varepsilon_1$$

$$= X_c \Pi_c + \varepsilon_1$$

(주 2) "Kuhn-Tucker Sufficiency Theorem" 또는 "Arrow-Enthoven Sufficiency Theorem"을 참조하기 바람 (Chiang 1974)

(주 3) RD에 관한 non-negativity 조건으로부터 Tobit Type 모델을 구성할 수 있다. Ransom(1987) 참조 要.

여기서 X_c 는 각 변수들을 요소로하는 행 벡터(row vector)이며 Π_c 는 이에 대응하는 파라메터들의 열벡터(column vector)이고 ε_1 은 error term이다.

포락선 정리(envelope theorem)를 이용하여 비용함수(4)를 각각의 요소가격으로 편미분하면 특정 조건부 요소수요함수체계(3)를 구할 수 있는데 그 형태는 다음과 같다.

$$(5) \quad S_l = \alpha_w + \beta_w \ln w + \beta_{lc} \ln c + \beta_{lr} \ln r + \beta_{ly} \ln Y + \beta_{lR} \ln R_s + \varepsilon_2 \\ = X_l \Pi_l + \varepsilon_2$$

$$(6) \quad S_k = \alpha_c + \beta_c \ln c + \beta_{kc} \ln w + \beta_{kr} \ln r + \beta_{ky} \ln Y + \beta_{kR} \ln R_s + \varepsilon_3 \\ = X_k \Pi_k + \varepsilon_3$$

$$(7) \quad \begin{cases} S_r = S_r^* = \alpha_r + \beta_r \ln r + \beta_{rr} \ln w + \beta_{rc} \ln c + \beta_{ry} \ln Y + \beta_{rR} \ln R_s \\ \quad + \varepsilon_4 = X_r \Pi_r + \varepsilon_4 & \text{if } S_r^* > 0 \\ S_r = 0 & \text{if } S_r^* \leq 0 \end{cases}$$

여기서 S_l 은 노동의 비용 배분을(share)이고 S_k 는 자본의 비용 배분율이며 S_r 은 R&D 자본의 비용 배분율이다. 한편 X_l, X_k, X_r 은 각 변수들을 요소로하는 행벡터이며 Π_l, Π_k, Π_r 은 이에 상응하는 파라메터들의 열 vector이다.

$\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \varepsilon_4$ 는 평균이 0이고 공분산

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} & \omega_{13} & \omega_{14} \\ \omega_{21} & \omega_{22} & \omega_{23} & \omega_{24} \\ \omega_{31} & \omega_{32} & \omega_{33} & \omega_{34} \\ \omega_{41} & \omega_{42} & \omega_{43} & \omega_{44} \end{bmatrix} \quad \text{를 갖는 정규 오차항들이라고 가정하자.}$$

B. R&D 자본의 외생화 (exogenous R&D capital) 모형

각 산업의 최적화 행동은 다음과 같은 식으로 나타내진다.

$$(8) \quad \begin{aligned} \text{Min}_{L, K} \quad C &= wL + cK \\ \text{s. t.} \quad f(L, K; R_p, R_s) &\geq Y \end{aligned}$$

위의 최적화 문제로 부터 다음과 같은 Translog 비용함수가 도출된다고하자.

$$\begin{aligned}
 (9) \quad \ln C &= a_0 + a_w \ln w + a_c \ln c + a_y \ln Y + a_R \ln RS + a_{rd} \ln Rp \\
 &+ \frac{1}{2} \beta_w (\ln w)^2 + \frac{1}{2} \beta_c (\ln c)^2 + \frac{1}{2} \beta_{rd} (\ln Rp)^2 + \frac{1}{2} \beta_y (\ln Y)^2 \\
 &+ \frac{1}{2} \beta_R (\ln RS)^2 + \beta_{wc} \ln w \ln c + \beta_{wR} \ln w \ln Rp + \beta_{wy} \ln w \ln Y \\
 &+ \beta_{wR} \ln w \ln RS + \beta_{cR} \ln c \ln Rp + \beta_{cy} \ln c \ln Y + \beta_{cR} \ln c \ln RS \\
 &+ \beta_{ry} \ln Rp \ln Y + \beta_{rR} \ln Rp \ln RS + \beta_{yR} \ln Y \ln RS + \varepsilon_1 \\
 &= X_c \Pi_c + \varepsilon_1
 \end{aligned}$$

여기서 X_c 는 각 변수들을 요소로하는 행 벡터(row vector)이며 Π_c 는 이에 대응하는 파라미터들의 열벡터(column vector)이고 ε_1 은 error term이다.

포락성 정리를 이용하여 위의 비용함수를 각각의 요소가격으로 편미분하면 다음과 같은 구체적 비용 배분을 함수를 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 (10) \quad S_l &= a_w + \beta_w \ln w + \beta_{wc} \ln c + \beta_{wy} \ln y + \beta_{wR} \ln Ro + \beta_{wR} \ln RD + \varepsilon_2 \\
 &= X_l \Pi_l + \varepsilon_2
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (11) \quad S_k &= a_c + \beta_c \ln C + \beta_{wc} \ln w + \beta_{cR} \ln RD + \beta_{cy} \ln y + \beta_{cR} \ln Ro + \varepsilon_3 \\
 &= X_k \Pi_k + \varepsilon_3
 \end{aligned}$$

여기서 S_l 은 노동의 비용 배분율이고 S_k 는 자본의 비용 배분율이다. 한편 X_l, X_k 은 각 변수들을 요소로하는 행벡터이며 Π_l, Π_k 은 이에 상응하는 파라미터들의 열 vector이다.

$\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3$ 는 평균이 0이고 공분산

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} & \omega_{13} \\ \omega_{21} & \omega_{22} & \omega_{23} \\ \omega_{31} & \omega_{32} & \omega_{33} \end{bmatrix} \quad \text{를 갖는 정규 오차항들이라고 가정하자.}$$

III. 자료의 검토 및 모형의 추정

자본(K), R&D 자본(Rp) 그리고 Spillover 변수(Rs)에 관한 자료는 홍순기 등(1991)의 자료를 사용하였다. 임금(w)과 근로자 수(L)는 노동 통계연감에 나오는 산업별 근로자 일인당 일평균 임금과 산업별 상용 근로자 수를 사용하였고 자본 코스트(c)는 김준영 등(1992)의 자료를 사용하였다. 산출(Y)에 관한 자료는 한국은행의 제조업 국내 총 생산액(GDP) 자료를 사용하였다. 자본 코스트와 상용 근로자 수를 제외한 모든 자료는 1980년 불변가격으로 표시하였으며 단위는 억원으로 환산하였다.

A. R&D 자본의 내생화 모형

위의 모형을 추정할 때 다음과 같은 두가지 문제점이 발생한다. 첫째는 R&D 자본의 가격 r 에 관한 자료가 없다는 사실이고 둘째는 R&D를 수행하는 기업들만이 그 산업의 총 R&D 자본에 포함된다는 사실이다.

첫번째 문제의 해결책으로써 여러가지 조건(예를들면 R&D 투자와 관련된 이자율, 세율 등)을 고려하여 직접 R&D 자본의 가격 r 을 추정하는 방법도 있겠으나 본고에서는 적절한 대응변수(proxy)를 구하는 것으로 해결점을 찾고자 한다.

한 산업의 법인세 차감전 순 이익(PR)은 자체 R&D 자본(R_p)과 Spillover 변수(R_s)의 함수라 가정하자. 즉,

$$(12) \quad PR = g(R_p, R_s)$$

구체적 함수의 형태 g 를 결정하기 위해 변수 PR에 Box-Cox Transformation을 적용하여 변환된 변수를 $PR(\lambda)$ 라 한뒤에 다음과 같은 식을 가정하자.

$$(13) \quad PR(\lambda) = \Psi_0 + \Psi_1 R_p + \Psi_2 R_s + U$$

$$\text{여기서 } PR(\lambda) = \frac{PR^\lambda - 1}{\lambda} \quad \text{이며 } U \text{는 normal error term이다.}$$

식 (13)에 대해 likelihood ratio test를 한 결과 변환 파라미터(transformation parameter) λ 가 영에 가깝기 때문에 다음과 같은 식을 설정할 수 있다.

$$(14) \quad \ln(PR) = \phi_0 + \phi_1 R_p + \phi_2 R_s + \varepsilon$$

식(14)의 파라미터들을 회귀분석을 이용하여 추정한 뒤에 추정된 파라미터들을 각각 ϕ_0' , ϕ_1' , ϕ_2' 이라하면 다음과 같은 관계식을 유도할 수 있다.

$$(15) \quad PR = \exp(\phi_0' + \phi_1' R_p + \phi_2' R_s)$$

이하에서는 식(15)를 R_p 에 대해 일차 편미분을 한뒤 R_p 와 R_s 의 자료값을 대입하여 구해진 값을 R&D 자본 가격 r 에 대한 대응변수(proxy)로 사용하기로 한다.

두번째 문제, 즉 R&D를 수행하는 기업들만이 그 산업의 총 R&D 자본에 포함된다는 사실은 산업차원에서의 selection bias를 초래하므로 이에대한 적절한 통계학적 처리를 필요로 한다.

($S_R^* > 0$) 이라는 조건하에 식 (4), (5), (6), (7)에 조건부 평균(conditional expectation)을 취하면 다음과 같은 식을 얻는다.

$$(4)' \quad \ln C = X_c \Pi_c + a_1 \varphi + e_1$$

$$(5)' \quad S_1 = X_1 \Pi_1 + a_2 \varphi + e_2$$

$$(6)' \quad S_k = X_k \Pi_k + a_3 \varphi + e_3$$

$$(7)' \quad S_r = X_r \Pi_r + a_4 \varphi + e_4$$

여기서 $a_1 = \omega_{14}/\omega_4$, $a_2 = \omega_{24}/\omega_4$, $a_3 = \omega_{34}/\omega_4$, $a_4 = \omega_4$ 그리고 $\omega_4 = \sqrt{\omega_{44}}$ 이다.

한편, ϕ 를 표준 정규 확률밀도함수, Φ 를 표준정규 확률분포함수이라 하면 $\varphi = (\phi/\Phi)$ 이고 φ 는 $(X_r \Pi_r / \omega_4)$ 에서 평가된다.

식 (4)', (5)', (6)', (7)'를 추정할때의 문제점은 (Π_r / ω_4) 의 값을 모르기 때문에 변수 φ 의 값을 알 수 없다는 것이다. 본고에서는 Amemiya(1973)의 instrumental variable estimation 방법을 응용하여 (Π_r / ω_4) 를 먼저 추정한뒤 변수 φ 의 값을 계산하고자 한다. truncated normal distribution의 이차적률(second moments)에 대한 공식을 이용하면 다음과 같은 식을 얻는다.

$$E(Sr^2 | Sr^* > 0) = E(Sr | Sr^* > 0) X_r \Pi_r + \omega_{44}$$

위식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(16) \quad Sr^2 = Sr X_r \Pi_r + \omega_{44} + \nu$$

$$\text{여기서 } E(\nu | Sr^* > 0) = 0$$

S_r 를 $Sr = X_r \Pi_r + \varepsilon_4$ 의 최소자승 prediction이라 하면 식(12)를 instruments ($S_r X_r, 1$)을 이용하여 추정할 수 있다.

여기서 추정된 Π_r, ω_4 로부터 (Π_r / ω_4) 를 구한뒤 $\varphi' = \phi(X_r \Pi_r / \omega_4) / \Phi(X_r \Pi_r / \omega_4)$ 를 구할 수 있다.

식 (4)', (5)', (6)', (7)'에 φ 대신 φ' 를 대입한뒤 Zellner의 Seemingly Unrelated Regression (SUR) 방법을 이용하여 추정한다.

비용함수(cost function)의 특성 가운데 하나인 각 요소가격에 관한 일차동차성(homogenous of degree one)으로부터 (4)의 파라미터들에 대해 다음과 같은 제약조건들을 유도할 수 있다.

$$(17) \quad a_w + a_c + a_r = 1, \quad \beta_w + \beta_{wc} + \beta_{wr} = 0$$

$$\beta_c + \beta_{cr} + \beta_{wc} = 0, \quad \beta_r + \beta_{rr} + \beta_{cr} = 0$$

$$\beta_{wy} + \beta_{cy} + \beta_{ry} = 0, \quad \beta_{wr} + \beta_{cr} + \beta_{rr} = 0$$

제약조건 (17)을 적용하여 (4)', (5)', (6)', (7)' 을 수정하면 다음과 같다.

$$(18) \quad \begin{aligned} \ln(C/c) &= a_0 + a_w \ln(w/c) + a_y \ln Y + a_R \ln R_s \\ &\quad - \frac{1}{2} \beta_{wc} (\ln(w/c))^2 - \frac{1}{2} \beta_{wr} (\ln(w/r))^2 - \frac{1}{2} \beta_{cr} (\ln(r/c))^2 \\ &\quad + \frac{1}{2} \beta_y (\ln Y)^2 + \frac{1}{2} \beta_R (\ln R_s)^2 + \beta_{wy} \ln(w/c) \cdot \ln Y \\ &\quad - \beta_{cr} \ln(w/c) \cdot \ln R_s + \beta_{ry} \ln(r/c) \cdot \ln Y \\ &\quad - \beta_{rr} \ln(w/r) \cdot \ln R_s + \beta_{yR} \ln Y \cdot \ln R_s + a_1 \varphi' + \varepsilon_1 \\ &= X_c \Pi_c + \varepsilon_1 \end{aligned}$$

$$(19) S_1 = \alpha_w - \beta_{wc} \ln(w/c) - \beta_{wr} \ln(w/r) + \beta_{wy} \ln Y + \beta_{wR} \ln R_s + \alpha_2 \varphi' + \varepsilon_2$$

$$= X_1 \Pi_1 + \varepsilon_2$$

$$(20) S_k = \alpha_c + \beta_c \ln c + \beta_{kc} \ln w + \beta_{kr} \ln r + \beta_{ky} \ln Y + \beta_{kR} \ln R_s + \alpha_3 \varphi' + \varepsilon_3$$

$$= X_k \Pi_k + \varepsilon_3$$

$$(21) \begin{cases} S_r = S_r^* = \alpha_r + \beta_{wr} \ln(w/r) - \beta_{cr} \ln(r/c) + \beta_{ry} \ln Y + \beta_{rR} \ln R_s + \alpha_4 \varphi' \\ \quad + \varepsilon_4 = X_r \Pi_r + \varepsilon_4 & \text{if } S_r^* > 0 \\ S_r = 0 & \text{if } S_r^* \leq 0 \end{cases}$$

Zellner의 SUR 방법을 이용하여 식 (18), (19), (20), (21)을 추정할 경우의 문제점은 비용 share 방정식 (19), (20), (21)에 있는 오차항들의 합이 영이되기 때문에 추정된 공분산 matrix 가 singular가 된다는 것이다. 이 문제의 해결책은 배분을 방정식 중에 하나를 제외시켜 추정 하는 것인데, 본고에서는 자본 배분을 방정식 (20)을 제외시키기로한다. 식 (18), (19), (21)을 추정한 구체적 결과는 <표1>에 나타나있다.

<표 1> R&D 자본의 내생화 모형의 SUR 추정결과

A. 식(18)의 추정결과

| 독립변수 | 계수(coeffcient) | 표준오차(standard error) |
|-------------------------------------|----------------|----------------------|
| 상수항 | -17.6059 | 2.307 |
| (ln w/c) | 0.773260 | 0.2352 |
| (ln r/c) | -0.085743 | 0.01868 |
| ln R _s | -3.72657 | 0.4829 |
| ln y | 7.35204 | 0.6502 |
| ½ (ln w/c) ² | -0.267809 | 0.05465 |
| ½ (ln w/r) ² | 0.02781 | 0.00365 |
| ½ (ln r/c) ² | 0.008493 | 0.002128 |
| ½ (ln R _s) ² | -0.493367 | 0.07817 |
| ½ (ln y) ² | -1.05104 | 0.09754 |
| (ln w/c) · ln R _s | 0.04052 | 0.01886 |
| (ln w/r) · ln R _s | -0.002294 | 0.001851 |
| (ln w/c) · ln y | -0.119324 | 0.02307 |
| (ln r/c) · ln y | 0.002453 | 0.002152 |
| (ln y) · ln R _s | 0.655245 | 0.0798 |
| φ' | -135.848 | 15.19 |

B. 식(19)의 추정결과

| 독립변수 | 계수(coefficient) | 표준오차(standard error) |
|----------|-----------------|----------------------|
| 상수항 | 0.77326 | 0.2352 |
| (ln w/c) | -0.267809 | 0.05465 |
| (ln w/r) | 0.027816 | 0.003645 |
| ln Rs | 0.038229 | 0.01876 |
| ln y | -0.119324 | 0.02307 |
| ϕ' | 18.8167 | 10.47 |

C. 식(21)의 추정결과

| 독립변수 | 계수(coefficient) | 표준오차(standard error) |
|----------|-----------------|----------------------|
| 상수항 | -0.085743 | 0.01868 |
| (ln w/r) | -0.027816 | 0.003645 |
| (ln r/c) | 0.008493 | 0.002128 |
| ln Rs | 0.002294 | 0.001851 |
| ln y | 0.002453 | 0.002152 |
| ϕ' | 4.62784 | 0.8518 |

Log-likelihood = 275.3773

B. R&D 자본의 외생화 모형

비용함수(cost function)의 특성 가운데 하나인 각 요소가격에 관한 일차동차성(homogenous of degree one)으로 부터 (9)의 파라미터들에 대해 다음과 같은 제약조건들을 유도할 수 있다.

$$(22) \quad \begin{aligned} a_w + a_c &= 1, & \beta_w + \beta_{wc} &= 0 \\ \beta_c + \beta_{wc} &= 0, & \beta_{wy} + \beta_{cy} &= 0, \\ \beta_{wr} + \beta_{cr} &= 0, & \beta_{wr} + \beta_{cr} &= 0 \end{aligned}$$

제약조건 (22)를 적용하여 (9), (10), (11) 을 수정하면 다음과 같다.

$$(23) \quad \begin{aligned} \ln(C/c) &= a_0 + a_w \ln(w/c) + a_y \ln Y + a_R \ln R_s + a_{rd} \ln R_p \\ &\quad - \frac{1}{2} \beta_{wc} (\ln(w/c))^2 + \frac{1}{2} \beta_{rd} (\ln R_p)^2 + \frac{1}{2} \beta_y (\ln Y)^2 \\ &\quad + \frac{1}{2} \beta_R (\ln R_s)^2 + \beta_{wy} \ln(w/c) \cdot \ln Y + \beta_{wR} \ln(w/c) \cdot \ln R_s \\ &\quad + \beta_{wrd} \ln(w/c) \cdot \ln R_p + \beta_{Ry} \ln Y \cdot \ln R_s + \beta_{Rrd} \ln R_p \cdot \ln R_s \\ &\quad + \beta_{rdy} \ln Y \cdot \ln R_p + \epsilon_1 \\ &= X_c II_c + \epsilon_1 \end{aligned}$$

$$(24) \quad \begin{aligned} S_1 &= a_w - \beta_{wc} \ln(w/c) + \beta_{wrd} \ln R_p + \beta_{wy} \ln Y + \beta_{wR} \ln R_s + \epsilon_2 \\ &= X_1 II_1 + \epsilon_2 \end{aligned}$$

$$(25) \quad S_k = \alpha_c + \beta_c \ln c + \beta_w \ln w + \beta_r \ln R_p + \beta_y \ln Y + \beta_{rs} \ln R_s + \varepsilon_3$$

$$= X_k \Pi_k + \varepsilon_3$$

Zellner의 SUR 방법을 이용하여 식 (23), (24), (25)을 추정할 경우의 문제점은 비용 배분을 방정식 (24), (25)에 있는 오차항들의 합이 영이되기 때문에 추정된 공분산 matrix가 singular 가 된다는 것이다. 이 문제의 해결책은 배분을 방정식 중에 하나를 제외시켜 추정하는 것인데, 본고에서는 자본 배분을 방정식 (25)를 제외시키기로한다. 식 (23), (24)을 추정한 구체적 결과는 <표2>에 나타나있다. 4)

<표 2> R&D 자본의 외생화 모형의 SUR 추정결과

A. 식(23)의 추정결과

| 독립변수 | 계수(coefficient) | 표준오차(standard error) |
|---------------------------|-----------------|----------------------|
| 상수항 | -4.46067 | 3.677 |
| (ln w/c) | 0.847925 | 0.2167 |
| ln y | 3.68612 | 1.107 |
| ln Rs | -4.07582 | 0.7116 |
| ln Rp | 1.51537 | 0.3138 |
| 1/2 (ln w/c) ² | -0.201845 | 0.03978 |
| 1/2 (ln y) ² | -0.636953 | 0.1620 |
| 1/2 (ln Rs) ² | -0.23512 | 0.1348 |
| 1/2 (ln Rp) ² | -0.288026 | 0.05352 |
| (ln w/c) · ln y | -0.118081 | 0.02393 |
| (ln w/c) · ln Rs | 0.044162 | 0.01947 |
| ln y · ln Rs | 0.613695 | 0.1218 |

B. 식(24)의 추정결과

| 독립변수 | 계수(coefficient) | 표준오차(standard error) |
|----------|-----------------|----------------------|
| 상수항 | 0.847925 | 0.2167 |
| (ln w/c) | -0.201845 | 0.03978 |
| ln y | -0.118081 | 0.02393 |
| ln Rs | 0.044162 | 0.01947 |

Log-likelihood = 39.4483

IV. R&D 파급(Spillover) 효과

A. R&D 자본의 내생화 모형

식 (14)로 부터 R&D Spillover 효과를 구하면 다음과 같은 식으로 나타내진다.

4 식 (23)에서 ln(w/c) · lnRp, lnRp · lnRs, lnY · lnRp 그리고 식 (24)에서 lnRp 의 계수 추정치들은 통계적 유의성이 없어 <표2>에서 제외시켰다.

$$(26) \frac{\partial \ln C}{\partial \ln R_0} = \alpha_R + \beta_R \ln R_0 - \beta_{CR} \ln(w/c) - \beta_{rR} \ln(w/r) + \beta_{yR} \ln y + a_1 \frac{\partial \phi'}{\partial \ln R_0}$$

식 (26)로 부터 한 산업에 나타나는 R&D Spillover 효과는 상수가 아니라 그 산업의 부가가치, Spillover 변수 그리고 각 요소가격들에 의존하는 값임을 알 수 있다. 한편, R&D Spillover 변수는 요소수요에도 영향을 주게되는데 그 구체적인 형태는 다음식으로 나타난다.

$$(27) \frac{\partial S_1}{\partial \ln R_0} = \beta_{wR} + a_2 \frac{\partial \phi'}{\partial \ln R_0}$$

$$(28) \frac{\partial S_R}{\partial \ln R_0} = \beta_{rR} + a_3 \frac{\partial \phi'}{\partial \ln R_0}$$

만약 한 산업의 생산에 있어 Spillover 변수로 인하여 특정요소의 비용 배분율이 증가하면 Spillover 변수는 그 생산요소의 사용을 증가시키는 효과를 갖는다.

<표 1>의 추정결과로부터 (26), (27), (28)의 구체적 값을 산업별, 연도별로 구하면 <표 3>과 같다. 1983-1987년 사이에 우리나라 제조업의 평균 R&D Spillover 효과는 R&D Spillover 변수가 1% 증가함에 따라 생산비용이 1.49% 감소하는 것으로 나타났다.

<표 3>으로 부터 다음과 같은 몇가지 일반적 결론을 얻을 수 있다.

<표 3> R&D 자본의 내생화 모형에서의 산업별 Spillover 효과

| | 1983 | | | 1985 | | |
|---------|----------|----------|------------|----------|-----------|-----------|
| | 생산비 | 노동share | R&D share | 생산비 | 노동share | R&D share |
| 음식료 | -0.62947 | 0.037980 | 0.0022326 | -1.23035 | 0.037139 | 0.0020257 |
| 섬유 | -1.14156 | 0.038220 | 0.0022917 | -2.07912 | 0.037917 | 0.0022172 |
| 목재·가구 | -0.34085 | 0.038228 | 0.0022936 | -1.05004 | 0.038220 | 0.002292 |
| 종이·인쇄출판 | -0.80160 | 0.038217 | 0.0022908 | -1.40866 | 0.037903 | 0.002214 |
| 화학제품 | -0.78856 | 0.037627 | 0.0021458 | -1.79413 | 0.015931 | -0.003190 |
| 석유정제·석탄 | -0.00294 | 0.024271 | -0.0011388 | -0.16065 | -0.026250 | -0.013563 |
| 고무제품 | -0.27431 | 0.038228 | 0.0022937 | -1.48754 | 0.038226 | 0.002293 |
| 비금속광물 | -0.77260 | 0.038213 | 0.0022899 | -1.59483 | 0.037228 | 0.002048 |
| 1차금속 | -1.36598 | 0.037547 | 0.0021261 | -1.71763 | 0.008715 | -0.004964 |
| 조립금속 | -1.09788 | 0.038226 | 0.0022930 | -1.64089 | 0.038146 | 0.002273 |
| 일반기계 | -1.18525 | 0.038001 | 0.0022378 | -2.12985 | 0.033304 | 0.001083 |
| 전기·전자 | -2.07570 | 0.037688 | 0.0021607 | -2.78344 | 0.033087 | 0.001029 |
| 수송기계 | -1.51445 | 0.036102 | 0.0017707 | -2.13998 | 0.013134 | -0.003878 |
| 정밀기계 | -0.48052 | 0.038228 | 0.0022937 | -1.38923 | 0.038228 | 0.002293 |
| 기타제조업 | -1.11891 | 0.038228 | 0.0022936 | -1.96185 | 0.038224 | 0.002293 |

| | 1986 | | | 1987 | | |
|---------|----------|----------|-----------|----------|-----------|-----------|
| | 생산비 | 노동share | R&D share | 생산비 | 노동share | R&D share |
| 음식료 | -1.45146 | 0.035127 | 0.001531 | -1.69673 | 0.03044 | 0.000379 |
| 섬유 | -2.05012 | 0.036994 | 0.001990 | -2.25932 | 0.03606 | 0.001762 |
| 목재·가구 | -1.28219 | 0.038156 | 0.002276 | -1.32022 | 0.03813 | 0.002269 |
| 종이·인쇄출판 | -1.81049 | 0.036206 | 0.001796 | -1.97485 | 0.03629 | 0.001817 |
| 화학제품 | -1.37261 | -0.00430 | -0.008166 | -1.64336 | -0.02729 | -0.013819 |
| 석유정제·석탄 | 0.80576 | -0.16935 | -0.048757 | 0.51463 | -0.15777 | -0.045907 |
| 고무제품 | -1.60486 | 0.03822 | 0.002292 | -1.74694 | 0.038211 | 0.002289 |
| 비금속광물 | -1.74518 | 0.03492 | 0.001479 | -1.86370 | 0.032962 | 0.000999 |
| 1차금속 | -1.50715 | -0.05153 | -0.019781 | -1.38000 | -0.092384 | -0.029828 |
| 조립금속 | -1.77327 | 0.03771 | 0.002165 | -1.94782 | 0.037490 | 0.002112 |
| 일반기계 | -2.03368 | 0.02158 | -0.001802 | -2.09756 | 0.024315 | -0.001128 |
| 전기·전자 | -2.93767 | 0.02820 | -0.000173 | -2.95893 | 0.037417 | 0.002094 |
| 수송기계 | -1.96450 | -0.01345 | -0.010415 | -2.36370 | -0.000319 | -0.007186 |
| 정밀기계 | -1.53047 | 0.03822 | 0.002291 | -1.84337 | 0.038212 | 0.002290 |
| 기타제조업 | -2.05604 | 0.03818 | 0.002282 | -2.36125 | 0.038116 | 0.002266 |

첫째, 1986년과 1987년의 석유정제·석탄 산업을 제외하고 R&D Spillover 변수는 1983-1987년 사이에 각 산업의 생산비용을 감소시켜 주고 있으며 그 효과는 대체로 매년 증가하는 추세를 보여주고 있다.

둘째, 1983년의 경우 R&D Spillover 변수는 전 산업에 걸쳐 노동과 보완적 관계를 유지하고 있으며 석유정제·석탄 산업을 제외하고는 R&D 스프록과도 보완적 관계를 유지하고 있다. 즉, R&D Spillover 의 증가는 노동수요와 R&D 수요의 증가를 가져오고 있다. 이는 타산업들로 부터 흘러 들어오는 각종 지식들을 소화하기 위해 자산업의 인력과 R&D 투자를 상대적으로 증가시켰음을 의미한다. 1985년에 석유정제·석탄, 1986년과 1987년에 화학제품, 석유정제·석탄, 1차금속, 수송기계를 제외하고 R&D Spillover 변수는 노동과 보완적 관계를 보여주고 있다.

B. R&D 자본의 외생화 모형

<표 2>로 부터 R&D 자본의 외생화 모형의 산업별, 연도별 자체 R&D 효과와 R&D Spillover 효과를 구하면 <표 4>와 같다.

<표 4> R&D 자본의 외생화 모형에서의 산업별 Spillover 효과 및 자체 R&D 효과

| | 1983 | | 1985 | |
|---------|-----------|--------|-----------|--------|
| | spillover | 자체 R&D | spillover | 자체 R&D |
| 음식료 | 0.41 | -2.18 | 0.17 | -2.40 |
| 섬유 | 0.12 | -1.92 | -0.31 | -2.13 |
| 목재·가구 | -0.26 | -0.58 | -0.60 | -0.74 |
| 종이·인쇄출판 | -0.18 | -1.04 | -0.44 | -1.29 |
| 화학제품 | 0.16 | -1.73 | -0.34 | -2.30 |
| 석유정제·석탄 | 0.31 | -0.70 | 0.12 | -1.30 |
| 고무제품 | -0.05 | -1.59 | -0.55 | -1.96 |
| 비금속광물 | -0.06 | -1.49 | -0.41 | -1.76 |
| 1차금속 | -0.22 | -1.83 | -0.45 | -2.00 |
| 조립금속 | -0.41 | -1.04 | -0.60 | -1.62 |
| 일반기계 | -0.27 | -1.62 | -0.64 | -2.11 |
| 전기·전자 | -0.47 | -2.60 | -0.75 | -3.03 |
| 수송기계 | -0.38 | -2.03 | -0.59 | -2.51 |
| 정밀기계 | -0.43 | -0.43 | -0.83 | -0.63 |
| 기타제조업 | -0.57 | -0.62 | -0.92 | -1.15 |

| | 1986 | | 1987 | |
|---------|-----------|--------|-----------|--------|
| | spillover | 자체 R&D | spillover | 자체 R&D |
| 음식료 | 0.08 | -2.52 | -0.03 | -2.70 |
| 섬유 | -0.26 | -2.28 | -0.33 | -2.39 |
| 목재·가구 | -0.71 | -0.76 | -0.70 | -0.79 |
| 종이·인쇄출판 | -0.59 | -1.50 | -0.61 | -1.70 |
| 화학제품 | -0.18 | -2.53 | -0.35 | -2.71 |
| 석유정제·석탄 | 0.12 | -1.50 | 0.02 | -1.69 |
| 고무제품 | -0.55 | -2.05 | -0.61 | -2.12 |
| 비금속광물 | -0.46 | -1.91 | -0.49 | -2.04 |
| 1차금속 | -0.52 | -2.13 | -0.57 | -2.24 |
| 조립금속 | -0.61 | -1.74 | -0.69 | -1.90 |
| 일반기계 | -0.53 | -2.29 | -0.45 | -2.50 |
| 전기·전자 | -0.72 | -3.30 | -0.61 | -3.52 |
| 수송기계 | -0.53 | -2.74 | -0.63 | -2.94 |
| 정밀기계 | -0.86 | -0.69 | -0.94 | -0.97 |
| 기타제조업 | -0.92 | -1.22 | -1.02 | -1.33 |

<표 4>로 부터 1983-1987년 사이에 국내 제조업의 R&D Spillover 효과는 R&D Spillover 변수가 1% 증가함에 따라 생산비가 제조업 평균 0.4% 감소하였음을 알 수 있다. 자체 R&D 효과는 R&D 자본이 1% 증가함에 따라 생산비가 제조업 평균 1.8% 감소한 것으로 나타났다.

<표 4>에서 알 수 있듯이 자체 R&D 효과는 1983-1987년 사이에 전 산업에 걸쳐 생산비를 감소시켜 주고있으며 그 효과도 대체로 매년 증가하는 양상을 보여주고있다. 반면 1983-1987년 사이에 R&D Spillover 효과는 몇개의 산업에 대해 생산비를 오히려 증가시키는 현상을 보여주고있다. 예를들면 1983년의 경우 R&D Spillover 변수는 음식료, 섬유, 화학제품, 석유정제, 석탄 산업의 생산비를 증가시키는 것으로 나타났는데 이러한 현상은 1985년과 1986년에는 음식료, 석유정제, 석탄 산업에만 나타나고 1987년에는 석유정제, 석탄 산업 한 부분에서만 나타나고있다. 이러한 현상에 대한 원인은 첫째, 사용된 자료상의 문제점, 둘째, R&D 자본을 외생변수화 시킴으로써 나타나는 endogeneity bias, 셋째, 한 산업의 R&D 자본은 그 산업에 속한, R&D를 수행하는 기업들 만의 합으로 이루어져 있다는 사실로 부터 발생하는 bias 등에서 기인한다고 할 수 있다.

R&D 자본의 외생화 모형의 경우 R&D Spillover 변수는 전 산업, 전 기간에 걸쳐 노동과 보완적 관계를 유지하고있다. 즉, R&D Spillover 변수의 증가는 노동 수요의 증가를 가져오고있다.

추정된 노동의 비용 배분을 식에서 자체 R&D 변수는 통계적 유의성이 없는바 이는 자체 R&D 투자가 노동수요에 큰 영향을 주고있지 못함을 의미한다.

V. 결론

본고에서는 R&D 자본을 내생적 의사결정 변수화한 경우와 외생변수화한 경우로 나누어 R&D Spillover 효과를 측정하였다.

R&D 자본의 내생화 모형의 경우 R&D Spillover 효과는 R&D Spillover 변수가 1% 증가함에 따라 제조업 평균 1.49% 생산비 하락을 가져온 것으로 나타났고 R&D 자본의 외생화 모형의 경우에는 제조업 평균 0.4% 생산비 하락을 가져오는 것으로 나타났다. 파급효과가 양 모형간에 큰 차이를 보이고 있는데 R&D 자본을 외생변수화 시킴으로써 나타나는 bias와 한 산업의 R&D 자본은 그 산업에 속한, R&D를 수행한 기업들만의 합으로 이루어져 있다는 사실을 고려하지 않음으로써 나타나는 bias등으로 인해 외생화 모형에서의 R&D 파급효과가 내생화 모형에서보다 작아진 것으로 판단된다. 자체 R&D 효과는 R&D 자본이 1% 증가함에 따라 생산비가 제조업 평균 1.8% 감소한 것으로 나타났다. 자체 R&D 효과는 1983-1987년 사이에 전 산업에 걸쳐 생산비를 감소시켜 주고있으며 그 효과도 대체로 매년 증가하는 양상을 보여주고있다.

본고에서 고려된 모형은 다음과 같은 방향으로 개선될 필요성이 있다.

첫째는 특정 산업의 R&D 투자가 다른 산업들에 얼마만큼 영향을 주었는지를 추정하는 R&D Spillover Network 모형의 개발이다. 이 모형은 국내 R&D 투자와 관련된 시계열 자료의 확장이 선행되어야한다. 둘째는 비용함수의 형태에 따라 R&D Spillover 효과가 어떻게 달라지는가를 파악하는 감응도 분석(sensitivity analysis)이다. 셋째는 정책적 시사점 도출을 위한 모형의 변형이다. 예를들면 R&D와 관련된 조세정책의 효과 분석을 위한 모형개발등과 같은 연구이다.

참고 문헌

< 국내 문헌 >

- 김준영 등 (1992), 한국의 자본스톡, 자본코스트 및 투자함수 추정, 한국 경제학회.
- 장진규 (1992), 국내 제조업 연구개발 투자의 파급(spillover)효과 분석, 기술경영경제학회.
- 홍순기 등 (1987), 산업기술 투자의 경제효과 분석에 관한 연구, 과학기술정책 연구평가 센터.
- (1991), 연구개발 투자의 산업부문간 흐름과 직·간접 생산성 증대효과 분석에 관한 연구, 과학기술 정책연구소.

< 외국 문헌 >

- Bernstein, J.I. and Nadiri, M.I. (1988), "Interindustry R&D spillovers, rates of return, and production in high-tech industries," American Economic Review, Papers and Proceedings, pp. 429-434.
- Chiang, A. (1974), Fundamental Methods of Mathematical Economics, 2nd ed., New York: McGraw-Hill.
- Christensen, L. and Greene, W. (1976), "Economies of scale in U.S. electric power generation," Journal of Political Economy, Vol.84, pp. 655-676.
- Griliches, Z. (1979), "Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth," Bell Journal of Economics, Vol.10, pp. 92-116.
- , Z. and Mairesse, J. (1984), "Productivity and R&D at the firm level," in Z. Griliches, ed., R&D, Patents and Productivity, NBER, Chicago: University of Chicago Press.
- Jaffe, A. (1986), "Technological opportunity and spillovers of R&D," American Economic Review, Vol.76, pp. 984-1001.
- Levin, R.C. and Reiss, P.C. (1984), "Tests of a Schumpeterian model of R&D and market structure," in Z. Griliches, ed., R&D, Patents and Productivity, NBER, Chicago: University of Chicago Press.

- Nadiri, M.I. and Bitros, G.C. (1980), "Research and development expenditures and labor productivity at the firm level: a dynamic model," in J.W. Kendrick and B.N. Vaccara, eds., New Developments in Productivity Measurement and Analysis, Chicago: University of Chicago Press.
- Schmookler, J. (1966), Invention and Economic Growth, Cambridge: Harvard University Press.
- Terleckyj, N.E. (1974), "Effect of R&D on the productivity growth of industries: an exploratory study," Washington National Planning Association.
- (1980), "Direct and indirect effects of industrial research and development on the productivity growth of industries," in J.W. Kendrick and B.N. Vaccara, eds., New Developments in Productivity Measurement and Analysis, Chicago: University of Chicago Press.
- Varian, H.R. (1984), Microeconomic Analysis, 2nd ed., New York: Norton & Company.
- Zellner, A. (1962), "An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests of aggregation bias," Journal of the American Statistical Association, Vol. 57, pp. 500-509.