
기술혁신과 경제성장: 요소대체율, 기술진보율 및 연구개발투자

(Innovation and Economic Growth: Factor Substitution,
Technological Change and R&D Investment)

신태영*

< 목 차 >

- I. 서론
- II. CES 생산모형
- III. 실증분석
- IV. 결론

Summary : In this study, we estimated a CES production function for the Korean economy. We have found in the empirical results that the elasticity of the factor substitution is less than one and that the Korean economy exhibits labor-saving technological progress. In addition, we obtained the regression coefficient of R&D investment on technological change, i.e., the elasticity of R&D investment with respect to the technological change was 0.26% point. It implies that if R&D stock increases by 1 %, labor efficiency increases 0.26% point through technological progress which is Hicksian non-neutral. It confirms that innovation-based growth strategy by increasing R&D investment would be effective on the one hand. Some policy consideration on the other might be needed for an increase in employment which is offset by technological progress.

* 과학기술정책연구원 부원장 (e-mail : tshin@stepi.re.kr)

Key words : CES production function, elasticity of substitution, R&D investment, and technological progress.

I. 서론

외환위기 이후 경제성장률이 5%를 하회하면서 장기적인 경제전망에 대해 비관적인 시각이 있다. 대기업은 기술고도화에 성공하여 수출경쟁력이 크게 강화되었으나, 기술력이 취약한 중소기업은 경영악화로 어려움을 겪고 있고, 외환위기 이후 중산층의 몰락으로 계층 간 소득격차는 더 벌어지고 있다. 이로써 소비감소 → 내수부진 → 투자부진 → 성장률 저하로 이어지는 악순환에 빠져들고 있다는 평가가 있다. 한국 경제가 회생하기 위해서는 장기적인 경제성장 잠재력을 높이고 지속가능한 경제성장을 구현하기 위해 새로운 성장전략이 필요하다는 주장이 일고 있다.

한 나라의 장기적인 경제성장에 대한 경제이론은 2차 대전 이후 신고전학과 이론이 근간을 이루어왔다. Solow(1964) 이후 신고전학파의 성장에 관한 연구는 요소간의 대체탄력성이 1인 C-D(Cobb-Douglas) 생산함수를 가정해왔다. C-D 생산함수에 대한 관심은 이를 바탕으로 장기간의 경제성장에서 관찰되는 실증적 사실(stylized facts)을 잘 설명하고 있었기 때문이다. 즉, 정상상태에서 자본-노동 비율과 1인당 소득이 증가하는 동안 요소 소득의 비율이 일정하게 유지되는 사실을 설명하는 데 적합하기 때문이다. 그러나 이러한 점은 기술진보의 방향이 요소의 소득분배 및 요소 고용증가율과 아무런 관련성이 없다는 의미이기도 하다.

1980년대 중반 Romer(1986)와 Lucas(1988)의 연구를 시발점으로 경제성장에 관한 연구가 다시 활기를 띠게 되었다. 이들의 공헌은 신고전학파의 이론에서 외생적으로 결정되는 기술진보를 모형 내에서 설명하고 있다는 점이다. 이들의 생각은 인적 자본을 포함하여 광범위한 종류의 자본에 대한 투자의 수익률이 경제가 발전한다 하더라도 체감하지 않을 것이라는 점에 기초하고 있다. 지식의 일출(spillover)이나 인적 자본의 외부효과 등이 자본축적에 대한 수익률 체감을 상쇄할 것이라고 본다(Romer 1987 & 1990, Aghion & Howitt 1992, Grossman & Helpman 1991). 이들 모형에 의하면, 기술진보는 목적지향적인 연구개발 활동에 의해 발생한다고 본다. 그리고 이러한 활동은 사후적인 독점력 보장에 의해 보상 받는다. 한 경제 내에서 연구개발 활동의 핵심이라 할 수 있는 아이디어가 마르지 않는 한 장기적으로 지속가능한 경제성장(sustainable growth)을 유지할 수 있게 된다. 그러므로 장기적인 경제성장은 정부정책에 영향을 받을 수 있다는 점을 강조한다.

내생적 성장이론의 등장과 함께 CES(Constant Elasticity of Substitution) 생산함수가 주목받고 있다(Klump, McAdam & Willman 2004; Acemoglu 2003). 이 배경에는 CES 생산함수를 이용하면 요소소득의 분배문제 및 요소 고용증가율을 요소간의 대체율과 자본과 노동의 효율성 증가율에 연계시키는 것이 가능하기 때문이다.

요소간의 대체탄력성이 1이 아니라고 한다면, 장기간 요소 소득의 비율이 일정하다는 것은 너무 비현실적이고 지나친 가정일 수 있다. 이러한 점에 대해서, Jones(2003)는 단기적으로 대체탄력성이 1보다 작고 장기적으로는 대체탄력성이 1과 같기 때문에 장기 생산함수는 C-D 생산함수라고 주장한다. 반면에, Acemoglu(2003)는 비중립적인 기술진보를 1보다 작은 대체탄력성과 연관 지어 장기적으로 기술진보는 노동 증대형(labor augmenting)이라고 주장한다. 지금까지 실증결과를 보면, 요소간 대체탄력성이 1보다 큰 경우도 있고, 1보다 작은 경우도 있다(David & van de Klundert 1965; Chirinko 1999 & 2002; Willman 2002; Klump, McAdam & Willman 2004).

Chirinko(2002)에 따르면 대체탄력성이 낮으면 낮을수록 금융정책에 의해서 조작되는 이자율의 변동에 따른 설비투자에 대한 기업의 반응이 민감하지 않다는 점을 지적하였다. Rowthorn(1999)은 대체탄력성이 1보다 작을 때 재정적 인센티브가 새로운 직업기회를 창출하는데 더 효과적이라는 것을 보여주고 있다.¹⁾ C-D 생산함수 세계에서는 임금정책이 고용에 더 효과적이다. 그러나 대체탄력성이 1보다 작을 때 자본투자는 고용을 증대시킬 것이나, 노동공급의 증가와 노동절약형 기술진보는 영구적인 실업 증가를 초래할 수 있다고 지적하였다. 이때 고용을 늘리기 위해서는 자본투자 효과가 기술진보의 노동 절약 효과를 상쇄할 수 있어야 한다.

국내 실증연구 결과를 살펴보면, CES 생산함수를 이용한 경우로서 하종인(1979)이 제조업 28개 업종별 대체탄력성을 구하였는데 0.523~1.434였고, 박기성·안주엽(2004) 0.7216, 장현준(1986) 0.625, 박준경·이호창(1986) 0.16~0.91였다. 그밖에 남성일(1990)은 translog 비용함수를 이용하여 산업별 자본-생산직 대체탄력성이 0.81~1.72, 자본-사무직 대체탄력성이 0.53~0.91임을 보여주었다. 이들 연구는 대체로 산업수준에서 집계된 데이터를 이용하였다. 그러나 이들은 추정치는 시계열 데이터의 spurious correlation을 고려하지 않음으로써 과대 또는 과소 추정되었을 가능성이 있다.²⁾

-
- 1) Rowthorn(1999)은 유럽의 만성적인 실업을 개선하기 위해 노동시장의 유연성에 대한 집중적인 정책도 중요하겠지만, 과거 유럽국가들은 고용창출을 위한 설비투자의 확대에 대해 소홀하였다고 주장한다.
 - 2) 외국의 경우 Bernt(1976)은 CES 생산함수를 이용하여 요소대체탄력성이 0.96~1.25임을 보였다. 다른 연구에서는 Sato(1970)가 0.5~0.7, Arrow, et al(1961) 0.57, Antras(2003) 0.8~1.02, Bodkin & Klein(1967) 0.5~0.7 임을 보여주는 등 대체로 대체탄력성이 1보다 작다는 결과를 보여주고 있다. 이들 연구는 민간부문 총량 또는 제조업 데이터를 이용하였다.

본 연구의 목적은 총량수준에서 생산함수의 형태에 대한 실증을 제시하고 기술발전의 성격을 파악해 보고 기술진보와 연구개발투자 간의 관계를 실증적으로 구명해보는 데 있다. 이를 위해서 CES 생산함수를 활용하고, 구체적으로 요소 간의 대체율과 기술진보의 성격을 파악할 것이다. 나아가 기술진보율과 연구개발투자간의 관계도 알아보기로 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 2장에서 CES 생산함수를 이용하여 분석모형을 도출한다. 여기서 Hicks 중립적 기술진보와 비중립적 기술진보에 대한 기술진보율 측정에 대해 논하고 추정모형을 제시한다. 그리고 추정에 이용한 데이터를 설명한다. 3장에서 CES 생산함수를 통하여 요소간의 대체탄력성과 요소의 효율성 증가율에 대한 실증결과를 찾아보기로 한다. 나아가 추정된 생산함수를 바탕으로 기술진보와 연구개발투자 간의 관계도 알아보기로 한다. CES 생산함수 추정에 있어서 최소자승법을 일차적으로 이용하고, 시계열의 안정성(stationarity)에 대한 검정을 위해 단위근 검정과 공적분 검정을 시도하고 오차수정모형(error correction model)을 세우고 파라미터를 추정하여 변수간의 장기적인 관계를 파악한다. 마지막으로 4장에서는 결론과 함께 성장전략의 방향에 대한 시사점을 찾아본다.

II. CES 생산모형

1. Hicks 중립적 기술진보

총량수준에서 제조업부문의 생산이 자본과 노동 간에 일정한 대체탄력성과 규모에 대한 보수불변을 보인다고 가정한다면, CES 생산함수는 다음과 같이 표기될 수 있다.

$$(식1) \quad Y_t = A_t \left[\delta K_t^{-\rho} + (1-\delta)L_t^{-\rho} \right]^{-\frac{1}{\rho}}$$

단, Y_t 는 실질 생산량, K_t 자본, L_t 노동, A_t Hicks 중립적인 기술진보를 나타내는 변수, 그리고 $\rho = (1-\sigma)/\sigma$ 또는 $\sigma = 1/(1+\rho)$ 이고 σ 는 자본-노동 대체탄력성을 나타낸다. 대체탄력성은 (식 2)와 같이 정의된다. 이 때 f_L 과 f_K 는 각각 노동과 자본의 한계생산량이고 w 와 r 는 노동과 자본의 가격이다.

$$(식 2) \quad \sigma = \frac{d \log(K/L)}{d \log(f_L/f_K)} = \frac{d \log(K/L)}{d \log(w/r)}$$

한편 (식 1)은 다시 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$(식 3) \quad Y_t^{-\rho} = A_t^{-\rho} [\delta K_t^{-\rho} + (1-\delta)L_t^{-\rho}]$$

(식 3)로부터 요소의 한계생산성은 다음과 같이 된다.

$$(식 4) \quad \frac{\partial Y}{\partial L} = A_t^{-\rho} (1-\delta) \left(\frac{Y}{L} \right)^{1+\rho}$$

$$(식 5) \quad \frac{\partial Y}{\partial K} = A_t^{-\rho} \delta \left(\frac{Y}{K} \right)^{1+\rho}$$

이윤극대화 일차조건을 만족한다면,

$$(식 6) \quad \frac{\partial Y_t}{\partial K_t} = \frac{r_t}{p_t}$$

$$(식 7) \quad \frac{\partial Y_t}{\partial L_t} = \frac{w_t}{p_t}$$

단, r_t , w_t , p_t 는 각각 자본, 노동, 산출물에 대한 가격이다. 따라서 (식 4)와 (식 5)는 최종적으로 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$(식 8) \quad \log \frac{Y_t}{L_t} = \log \left[\frac{A_t^\rho}{1-\delta} \right]^\sigma + \sigma \log \frac{w_t}{p_t} + \epsilon_{L,t}$$

$$(식 9) \quad \log \frac{Y_t}{K_t} = \log \left[\frac{A_t^\rho}{\delta} \right]^\sigma + \sigma \log \frac{r_t}{p_t} + \epsilon_{K,t}$$

Hicks 중립적인 기술진보를 가정했을 때 (식 8)와 (식 9)을 추정하여 요소간의 대체탄력성을 얻을 수 있다. 나아가 (식 8)와 (식 9)을 결합하면 다음 식을 얻을 수 있다.

$$(식 10) \quad \log \frac{K_t}{L_t} = \log \left[\frac{\delta}{1-\delta} \right]^\sigma + \sigma \log \frac{w_t}{r_t} + \epsilon_{KL,t}$$

단, (식 8), (식 9), (식 10)에서 $\epsilon_{i,t}$, $i = L, K, KL$ 는 통계적 잔차항이다.

2. Hicks 비중립적 기술진보

Hicks 비중립적인 기술진보를 가정하면, (식 1)의 CES 생산함수는 다음과 같이 표기된다.

$$(식 11) \quad Y_t = \left[\delta(A_t K_t)^{-\rho} + (1-\delta)(B_t L_t)^{-\rho} \right]^{-\frac{1}{\rho}}$$

단, A_t 는 자본 증대형 효율성을 나타내는 지수이고 B_t 는 노동 증대형 효율성을 나타내는 지수이다. δ 는 상수이며, 이와 같은 표기 하에서는 (식 1)에서의 α 와 같이 총요소생산성을 나타내는 A_t 가 존재하지 않는다. (식 10)에서 대체탄력성 $\sigma = 1/(1+\rho)$ 이다. 만약에 노동-자본 간의 대체탄력성이 1보다 작으면, $\sigma < 1$, 기술진보는 노동증대형(labor augmenting)이라고 한다. 만약에 $\sigma > 1$ 이면 기술진보는 자본증대형(capital augmenting)이라고 한다. $\sigma = 1$ 이 되면 (식 10)은 Cobb-Douglas 생산함수가 되며, 기술진보는 Hicks 중립적인 성격을 띠게 된다. 각 요소의 한계생산성은 다음과 같다.

$$(식 12) \quad \frac{\partial Y_t}{\partial K_t} = \delta A_t \left[\frac{Y_t}{A_t K_t} \right]^{(1+\rho)}$$

$$(식 13) \quad \frac{\partial Y_t}{\partial L_t} = (1-\delta) B_t \left[\frac{Y_t}{B_t L_t} \right]^{(1+\rho)}$$

기술진보의 성격은 요소의 가격변화율의 상대적 크기에 의해서 결정되므로 기술진보의 성격을 결정짓는 조건을 찾아보기로 한다. 즉, 임금 상승률이 자본가격 상승률 보다 빠르면 노동절약형 기술진보가 되고, 반대면 자본 절약형이다. 두 요소의 가격상승률이 같다면 중립적인 기술진보를 나타낸다. 이를 자세히 보기 위해 (식 11), (식 12), (식 13)을 시간에 대해 미분을 하면, 다음과 같이 된다.

$$(식 14) \quad \frac{\dot{Y}_t}{Y_t} = \alpha \left[\frac{\dot{K}_t}{K_t} + \frac{\dot{A}_t}{A_t} \right] + \beta \left[\frac{\dot{L}_t}{L_t} + \frac{\dot{B}_t}{B_t} \right]$$

단, $\alpha = \delta \left[\frac{Y_t}{A_t K_t} \right]^\rho$, $\beta = (1 - \delta) \left[\frac{Y_t}{B_t L_t} \right]^\rho$ 이고 각 요소의 산출물 탄력성을 나타낸다. (식 11)은 일차동차 함수이므로 $\alpha + \beta = 1$ 이다.

$$(식 15) \quad \frac{\dot{f}_L}{f_L} = \frac{1}{\sigma} \left[\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} - \frac{\dot{L}_t}{L_t} \right] + \frac{\sigma - 1}{\sigma} \left[\frac{\dot{B}_t}{B_t} \right]$$

$$(식 16) \quad \frac{\dot{f}_K}{f_K} = \frac{1}{\sigma} \left[\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} - \frac{\dot{K}_t}{K_t} \right] + \frac{\sigma - 1}{\sigma} \left[\frac{\dot{A}_t}{A_t} \right]$$

(식 14)를 (식 15)와 (식 16)에 대입하면,

$$(식 17) \quad \frac{\dot{f}_L}{f_L} = \frac{\alpha}{\sigma} \left[\frac{\dot{K}}{K_t} - \frac{\dot{L}_t}{L_t} \right] + \frac{1}{\sigma} \left[\frac{\dot{C}_t}{C_t} \right] + \frac{\sigma - 1}{\sigma} \left[\frac{\dot{B}_t}{B_t} \right]$$

$$(식 18) \quad \frac{\dot{f}_K}{f_K} = -\frac{\beta}{\sigma} \left[\frac{\dot{K}}{K_t} - \frac{\dot{L}_t}{L_t} \right] + \frac{1}{\sigma} \left[\frac{\dot{C}_t}{C_t} \right] + \frac{\sigma - 1}{\sigma} \left[\frac{\dot{A}_t}{A_t} \right]$$

단 $\dot{C}_t/C_t = \alpha(\dot{A}_t/A_t) + \beta(\dot{B}_t/B_t)$ 이고 총효율성 증가율을 나타낸다.

(식 17)과 (식 18)로부터 (식 19)을 얻을 수 있다. 그리고 각 요소의 보수가 한계생산성과 같다면 (식 19)은 다시 (식 20)과 같이 쓸 수 있다.

$$(식 19) \quad \left[\frac{\dot{f}_L}{f_L} - \frac{\dot{f}_K}{f_K} \right] = \frac{1}{\sigma} \left[\frac{\dot{K}_t}{K_t} - \frac{\dot{L}_t}{L_t} \right] + \frac{\sigma - 1}{\sigma} \left[\frac{\dot{B}_t}{B_t} - \frac{\dot{A}_t}{A_t} \right]$$

$$(식 20) \quad \left[\frac{\dot{w}_t}{w_t} - \frac{\dot{r}_t}{r_t} \right] = \frac{1}{\sigma} \left[\frac{\dot{K}_t}{K_t} - \frac{\dot{L}_t}{L_t} \right] + \frac{\sigma - 1}{\sigma} \left[\frac{\dot{B}_t}{B_t} - \frac{\dot{A}_t}{A_t} \right]$$

단, w_t 와 r_t 는 각각 L_t 와 K_t 의 가격이다. K/L 의 증가속도가 일정하다고 가정하면, 다음 세 가지 경우로 나눌 수 있다.

① $\sigma < 1$ 이고: $\dot{A}_t/A_t < \dot{B}_t/B_t$ 이면 즉, B_t 가 A_t 보다 빠르게 증가하면 노동절약형이다. 그러나 반대로 $\dot{A}_t/A_t > \dot{B}_t/B_t$ 이면 기술진보는 자본절약형이다.

② $\sigma > 1$ 이고: $\dot{A}_t/A_t > \dot{B}_t/B_t$ 기술진보는 노동절약형이다. $\dot{A}_t/A_t < \dot{B}_t/B_t$ 이면 자본절약형이다.

③ $\sigma = 1$ 이고: $[\dot{f}_L/f_L - \dot{f}_K/f_K] = 0$ 혹은 $[\dot{w}_t/w_t - \dot{r}_t/r_t] = 0$ 이면 기술진보는 항상 Hicks 중립적이다.³⁾

이윤극대화 일차조건을 이용하고, $A_t = e^{\lambda^K \cdot t}$, $B_t = e^{\lambda^L \cdot t}$ 이라면, 다음과 같이 추정가능한 방정식을 얻을 수 있다.

$$(식 21) \quad \log \frac{Y_t}{K_t} = -\sigma \log \delta + \sigma \log \frac{r_t}{p_t} + \lambda_t^K (1 - \sigma) \cdot t + \epsilon_{K,t}$$

$$(식 22) \quad \log \frac{Y_t}{L_t} = -\sigma \log (1 - \delta) + \sigma \log \frac{w_t}{p_t} + \lambda_t^L (1 - \sigma) \cdot t + \epsilon_{L,t}$$

다시 (식 21)와 (식 22)을 결합하면,

$$(식 23) \quad \log \frac{K_t}{L_t} = \sigma \log \frac{\delta}{1 - \delta} + \sigma \log \frac{w_t}{r_t} + [\lambda_t^L - \lambda_t^K] (1 - \sigma) \cdot t + \epsilon_{KL,t}$$

(식 21), (식 22), (식 23)으로부터 요소간 대체탄력성(σ)과 요소의 효율성 증가율을 나타내는 파라미터 λ^L , λ^K 에 대한 추정치를 얻을 수 있다. 특히 (식 23)은 앞서 논의한 바와 같이 기술진보의 성격을 파악하는데 중요하다. 왜냐하면 주어진 σ 추정치에 대하여 $[\lambda_t^L - \lambda_t^K]$ 이 영보다 크느냐 작으냐에 따라 기술진보가 노동 절약형 혹은 자본 절약형인가가 결정되기 때문이다. $\sigma < 1$ 이고 $[\lambda_t^L - \lambda_t^K]$ 이 영보다 크다면 노동절약적 기술진보를 의미한다. 일반적으로 선진국의 장기적인 통계적 추세에서 요소의 상대적 몫은 안정적이며, 자본-노동 비율은 완만하게 증가하는 것을 관찰할 수 있다. 결과적으로 기술진보의 偏倚(bias)를 고려하지 않거나 회귀방정식에 $[\lambda_t^L - \lambda_t^K]$ 항을 포함하지 않으면 대체탄력성 σ 의 추정치는 1에 가까울 것이다.

3) 생산요소의 한계생산성이 같은 속도로 증가한다 해도 대체탄력성의 값이 1이 아닐 수도 있다 ($\sigma \neq 1$).

3. 기술진보율의 측정

다음으로 Hicks 중립적인 경우와 비중립적인 경우에 대해서 기술진보율을 어떻게 측정하는지 살펴보기로 한다.

먼저 (식 14)를 다음과 같이 바꾸어 쓸 수 있다.

$$(식24) \quad \left[\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} - \frac{\dot{L}_t}{L_t} \right] = \alpha \frac{\dot{A}_t}{A_t} + \beta \frac{\dot{B}_t}{B_t} - \alpha \left[\frac{\dot{L}_t}{L_t} - \frac{\dot{K}_t}{K_t} \right]$$

만약에 자본과 노동의 효율성 증가속도가 같다면 기술진보율 간에 $\dot{A}/A = \dot{B}/B = \dot{T}/T$ 와 같은 관계가 성립한다. 여기서 \dot{T}/T 는 총요소생산성이다. 그러므로 (식 24)은 다시 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$(식25) \quad \frac{\dot{z}_t}{z_t} = \alpha \frac{\dot{A}_t}{A_t} + \beta \frac{\dot{B}_t}{B_t} - \alpha \frac{\dot{x}_t}{x_t} = \frac{\dot{T}_t}{T_t} - \alpha \frac{\dot{x}_t}{x_t}$$

그러므로

$$(식26) \quad \frac{\dot{T}_t}{T_t} = \frac{\dot{z}_t}{z_t} + \alpha \frac{\dot{x}_t}{x_t}$$

단, $z = Y_t/L_t$, $x_t = L_t/K_t = 1/k$. 따라서 (식 25)를 이용하면 Hicks 중립적 기술진보 하에서 총요소생산성의 변화율을 구할 수 있다.

다른 한편, 요소의 보수가 가격과 같다면 (식 17)과 (식 18)의 좌변은 가격변동률과 같다. 그리고 (식 14)을 두식에 대입하여 정리하면 다음과 같이 된다.

$$(식27) \quad \frac{\dot{w}_t}{w_t} = \frac{\alpha}{\sigma} \left[\frac{\dot{K}_t}{K_t} - \frac{\dot{L}_t}{L_t} \right] + \frac{\alpha}{\sigma} \frac{\dot{A}_t}{A_t} + \left(1 - \frac{\alpha}{\sigma} \right) \frac{\dot{B}_t}{B_t}$$

$$(식28) \quad \frac{\dot{w}_t}{w_t} = \frac{\beta}{\sigma} \left[\frac{\dot{K}_t}{K_t} - \frac{\dot{L}_t}{L_t} \right] + \left(1 - \frac{\beta}{\sigma} \right) \frac{\dot{A}_t}{A_t} + \frac{\beta}{\sigma} \frac{\dot{B}_t}{B_t}$$

그리고 이들은 다시 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$(식29) \quad \frac{\dot{w}_t}{w_t} = \frac{\dot{B}_t}{B_t} - \frac{\alpha}{\sigma} \left[\frac{\dot{B}_t}{B_t} - \frac{\dot{A}_t}{A_t} + \frac{\dot{x}}{x} \right]$$

$$(식30) \quad \frac{\dot{r}_t}{r_t} = \frac{\dot{A}_t}{A_t} - \frac{\beta}{\sigma} \left[\frac{\dot{B}_t}{B_t} - \frac{\dot{A}_t}{A_t} + \frac{\dot{x}}{x} \right]$$

(식 29)과 (식 30)에서 다음과 같이 기술진보율을 측정할 수 있다.

$$(식31) \quad \frac{\dot{A}_t}{A_t} = \frac{\sigma}{(\sigma-1)} \frac{\dot{r}_t}{r_t} - \frac{1}{\sigma-1} \frac{\dot{y}_t}{y_t}, \quad \sigma \neq 1$$

$$(식32) \quad \frac{\dot{B}_t}{B_t} = \frac{\sigma}{(\sigma-1)} \frac{\dot{w}_t}{w_t} - \frac{1}{\sigma-1} \frac{\dot{y}_t}{y_t}, \quad \sigma \neq 1$$

단, $y_t = Y_t/K_t$.

4. 데이터

추정에는 1970~2004년 기간에 대한 총량경제지표들을 이용하였다. 먼저 자본스톡과 유효 노동투입량을 구하였다.

자본스톡은 영구재고법을 이용하여 국민계정에서 구하였다. 감가상각률은 기계설비와 건물 각각에 대해 0.1과 0.04를 적용하여 기계설비 자본스톡과 건물 자본스톡을 따로 구한 다음 이들을 합해 사용하였다. 다른 한편, 생산함수에서 노동투입량은 인적 자본을 반영한 유효노동투입량을 이용한다. L_t 를 총취업자 수라고 할 때 유효 노동투입량을 ($H_t \times L_t$)라고 하자. 그러면 유효 노동투입량을 계산하기 위해 먼저 H_t 를 구해야 하는데, 다음과 같은 식을 이용하였다.

$$(식 33) \quad H_t = \sum_{j=1}^4 W_{jt} S_{jt}$$

단, S_{jt} 는 학력별(중졸 이하, 고졸, 초대졸, 대졸 이상) 취업자 비중을 나타낸다. 그리고 W_{jt} 는 학력별 상대임금을 바탕으로 한 가중치를 나타낸다. 상대임금을 사용한 이유는 학력에 따른 생산성이 노동의 질을 반영한다고 본 것이다(Edwards 2004).

마지막으로 노동소득과 자산소득은 국민계정에서 구하였는데, 노동소득은 국민계정 상에서 피용자보수에 자산소득의 1/3을 더하였다.⁴⁾ 노동과 자본에 대한 가격은 다음과 같은 식을 이용하여 구하였다.

$$(식 34) \quad pQ = wL + rK \quad \text{혹은} \quad Q = [wL + rK] / p$$

(식 34)에서 우변의 첫째 항은 노동소득이고 둘째 항은 자본소득을 나타낸다. 따라서 실질 임금(w_t)은 노동소득을 노동투입량으로 나누어 구할 수 있다. 마찬가지로 자본의 가격(r_t)도 자본소득을 자본스톡으로 나눔으로써 구하였다.

III. 실증분석

1. OLS 추정

먼저 (식 8), (식 9), (식 10)을 이용하여 Hicks 중립적인 기술진보 가정 하에서 요소간의 대체탄력성을 OLS(Ordinary Least Squares) 방법으로 추정하였다. 추정기간은 1970~2004년 기간이었다. 그 결과를 <표 1>에서 볼 수 있다. 우선 대체탄력성은 각각 0.656, 0.818, 0.714였고 모두 통계적으로 유의성이 있었다. 이들에 대해 “대체탄력성 추정치가 1이다” ($H_0: \sigma = 1$)라는 귀무가설을 세우고 t 값을 구하였는데 귀무가설은 모두 기각되었다. 즉, 추정된 대체탄력성은 모두 1%의 유의수준에서 1보다 작았다. 다른 한편, R^2 는 모두 높게 나타났다. 다만 D-W 값이 매우 낮았다. 낮은 D-W 값은 시계열의 불안정성에서 야기될 수 있음을 의미한다.

4) Krueger(1999)는 자산소득의 2/3를 피용자보수에 더하였다. 한국의 경우 그렇게 하면 지나치게 자산소득의 비율이 떨어지고, 그렇게 하지 않을 경우 자산소득의 분배율이 급속하게 감소하는 것을 볼 수 있다. 어떤 경우든 실증결과에 큰 영향을 미치지 않았다.

<표 1> OLS 추정결과: Hicks 중립적 기술진보

| | (식 8) | (식 9) | (식 10) |
|-------------------------------|------------------|------------------|------------------|
| σ | 0.656 (0.011) | 0.818 (0.017) | 0.714 (0.015) |
| t-value for $H_0: \sigma = 1$ | -85.46 | -11.18 | -19.34 |
| R^2 | 0.991 | 0.988 | 0.988 |
| D-W | 0.353 | 0.210 | 0.230 |
| 표본기간 | 1970~2004 | 1974~2003 | 1974~2003 |

주 : ()은 표준오차

Hicks 비중립적 기술진보 가정 하에서 (식 21), (식 22), (식 23)을 역시 OLS 방법으로 1970~2004년 기간에 대해 추정하였다. 그 결과를 <표 2>에서 볼 수 있다. 결과에서 대체탄력성 σ 는 0.290~0.492였다. 그리고 요소효율성 증가율을 나타내는 파라미터에서 $\lambda^L (=0.026)$ 의 추정치가 $\lambda^K (= -0.009)$ 보다 크게 나타났다. 그리고 노동의 효율성은 증가하나 자본의 효율성은 오히려 감소하는 것으로 나타났다. 역시 R^2 는 높았으나 특히 (식 20)과 (식 22)는 D-W 값이 낮았다. $[\lambda^L - \lambda^K]$ 의 추정치는 0.056으로서 기술진보가 노동절약형임을 보여주고 있다.

<표 2> OLS 추정결과: Hicks 비중립적 기술진보

| | (식 21) | (식 22) | (식 23) |
|-------------------------------------|-------------------|------------------|------------------|
| σ | 0.492 (0.038) | 0.461 (0.066) | 0.290 (0.047) |
| $\lambda^L(1-\sigma)$ | | 0.014 (0.003) | |
| $\lambda^K(1-\sigma)$ | -0.009 (0.002) | | |
| $[\lambda^L - \lambda^K](1-\sigma)$ | | | 0.040 (0.004) |
| λ^L | | 0.026 | |
| λ^K | -0.019 | | |
| $[\lambda^L - \lambda^K]$ | | | 0.056 |
| t-value for $H_0: \sigma = 1$ | -13.36 | 8.167 | 15.11 |
| R^2 | 0.994 | 0.995 | 0.997 |
| D-W | 0.523 | 1.698 | 0.503 |
| 표본기간 | 1970~2004 | 1980~2003 | 1974~2003 |

주 : ()은 표준오차

2. 단위근 검정과 ECM 추정

OLS 추정결과는 시계열의 불안성 문제를 해결하지 못하기 때문에 추정결과에 가성적 오차(spurious error)를 포함하고 있을 수 있다. 따라서 각 변수들에 대한 단위근 검정과 공적분 검정을 하고, 오차수정모형(ECM: error correction model)을 세워 추정키로 한다.

단위근 검정은 ADF(Augmented Dickey Fuller) 방식을 이용하였는데, ADF는 다음식을 이용한다.

$$(식35) \quad \Delta x_t = \gamma_1 + \gamma_2 t + \gamma_3 x_{t-1} + \gamma_4 \Delta x_{t-1} + \epsilon_t$$

<표 3> 단위근 검정 결과

| 변수 | ADF 통계량 |
|-----------------|----------------|
| $\log(Y_t/K_t)$ | -0.840 (0.795) |
| $\log(Y_t/L_t)$ | -0.072 (0.944) |
| $\log(K_t/L_t)$ | -1.172 (0.672) |
| $\log(w_t/p_t)$ | -0.702 (0.831) |
| $\log(r_t/p_t)$ | -1.380 (0.580) |
| $\log(w_t/r_t)$ | -1.600 (0.469) |
| Critical values | |
| 1% | -3.679 |
| 5% | -2.968 |
| 10% | -2.623 |

주 : ()안의 숫자는 MacKinnon one-sided p-values.

<표 4> Johansen 공적분 검정 결과

| | Trace Stat. | Max-Eigen Stat. | 공적분벡터 |
|-----------------------------------|-------------|-----------------|------------------------|
| $\log(Y_t/K_t)$ 와 $\log(r_t/p_t)$ | 9.465 | 7.881 | [1, -0.693] (0.037) |
| $\log(Y_t/L_t)$ 와 $\log(w_t/p_t)$ | 4.662 | 4.659 | [1, -0.978] (0.055) |
| $\log(K_t/L_t)$ 와 $\log(w_t/r_t)$ | 14.08 | 14.07 | [1, -0.800] (0.021) |
| Critical value (5%) | 15.49 | 14.26 | |

주 : 1. Trace와 Max-Eigen 검정은 5% 수준에서 “ H_0 : 공적분 관계수가 없다”를 기각하지 못하며, “ H_0 : 공적분 관계수가 최대 한 개가 있다”도 기각하지 못함.
2. ()안의 숫자는 표준오차

ADF 통계량은 위 식을 OLS로 추정한 뒤 얻은 γ_3 의 t 값에 기초하여 구해진다. <표 3>에 서 보듯이 각 변수에 대해 단위근을 가지고 있다는 귀무가설 $I(1)$ 을 기각할 수 없다. 이런 경 우 <표 1>의 OLS 결과는 가성적(spurious)인 오차로 인해 bias를 가질 수 있다.

다음으로 변수 간에 공적분 검정을 해보았다. 그 결과를 <표 4>에서 볼 수 있다. 공적분 검정 결과에서 공적분 벡터는 두 변수간의 장기적인 관계를 나타내는데 여기서 두 변수간의 관계를 나타내는 파라미터는 대체탄력성(σ)을 나타낸다. 이들은 0.693, 0.978, 0.800이었고 유 의성이 있었다. 귀무가설 $H_0: \sigma = 1$ 에 대해서 $[\log(Q_t/L_t), \log(w_t/p_t)]$ 의 경우에만 귀무 가설을 기각할 수 없을 정도로 t 값이 낮았다. 따라서 OLS 추정식 (식 21), (식 22), (식 23)에 대해 다음과 같이 오차수정모형(ECM)을 세우고 추정하기로 한다.

$$(식36) \quad \Delta x_t = \sum_{i=1}^q \psi_i \Delta x_{t-i} + \phi \gamma' [x_{t-1} \quad (t-1)]' + \mu + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, \Sigma)$$

단, ψ 와 ϕ 는 각각 단기적 관계와 장기적 관계를 나타내는 파라미터이고, x_t 와 γ 는 다음 <표 5>과 같이 정의 된다.

<표 5> 변수와 파라미터 Matrix

| OLS 추정식 | x_i | γ |
|---------|--|--|
| (식 21) | $[\log(Y_t/K_t) \quad \log(r_t/p_t)]'$ | $[-1 \quad \sigma \quad \lambda^K(1-\sigma)]'$ |
| (식 22) | $[\log(Y_t/L_t) \quad \log(w_t/p_t)]'$ | $[-1 \quad \sigma \quad \lambda^L(1-\sigma)]'$ |
| (식 23) | $[\log(K_t/L_t) \quad \log(w_t/r_t)]'$ | $[-1 \quad \sigma \quad (\lambda^L - \lambda^K)(1-\sigma)]'$ |

<표 6> ECM 모형 추정결과

| | (식 21) | (식 22) | (식 23) |
|-------------------------------------|-------------------|------------------|------------------|
| σ | 0.442 (0.077) | 0.369 (0.171) | 0.480 (0.090) |
| $\lambda^L(1-\sigma)$ | | 0.019 (0.006) | |
| $\lambda^K(1-\sigma)$ | -0.011 (0.004) | | |
| $[\lambda^L - \lambda^K](1-\sigma)$ | | | 0.025 (0.008) |
| λ^L | | 0.030 | |
| λ^K | -0.020 | | |
| $[\lambda^L - \lambda^K]$ | | | 0.047 |
| t-value for $H_0: \sigma = 1$ | -7.217 | -3.686 | -5.755 |
| R^2 | 0.396 | 0.469 | 0.482 |
| D-W | 2.182 | 1.989 | 1.683 |
| 표본기간 | 1972~2004 | 1981~2003 | 1981~2003 |

주 : ()은 표준오차

ECM 모형의 추정결과는 <표 6>에서 볼 수 있다. 시차변수는 Δx_t 에서 단위근이 $I(0)$ 이 있으므로 하나만 허용하였다. 추정결과가 <표 4>의 결과와 크게 다르지 않음을 볼 수 있었다. ECM 모형에서 대체탄력성은 모두 유의성이 있었다. 대체탄력성이 1이라는 귀무가설은 모두 기각되었다. 추정된 대체탄력성은 0.442, 0.369, 0.480으로 나타났는데 이는--물론 데이터의 차이로 인하여 직접비교할 수 없겠지만--기존 국내 연구의 결과보다 작은 것이다.

그리고 요소의 효율성 증가율을 나타내는 파라미터에서 $\lambda^L(=0.030)$ 이 $\lambda^K(=-0.011)$ 보다 높게 나타났다. (식 23)에서 $[\lambda^L - \lambda^K]$ 를 계산한 결과 0.047이었다. 다시 말하면, $\sigma < 1$ 인 가

운데 $[\lambda^L - \lambda^K]$ 가 영보다 크다는 것은 기술진보의 성격이 노동절약형이라는 것을 의미하는데, 자본-노동 비율의 증가속도가 일정할 때 노동의 한계생산성이 자본의 한계생산성보다 빠르게 증가한다는 의미이다[(식 19)].⁵⁾ 성장모형에서 혁신의 인센티브는 각 요소의 몫에 의존하게 되는데, 노동의 몫(labor share)의 증가는 노동증대형 기술진보를 촉진한다(Acemoglu 2003, Rowthorn 1999). 예로서 노동조합이나 노동시장의 불완전경쟁으로 임금이 빠르게 증가할 수 있는데 이렇게 되면 자본소득과 이윤이 줄어들게 되고 기업은 노동절약적인 기술혁신을 추진할 인센티브가 생기게 된다. 이는 자본-노동 비율과 임금-자본가격의 비율을 증가시킨다. 자본-노동 간의 보완성($\sigma < 1$)은 자본-노동 비율의 증가가 임금-자본가격 비율의 증가보다 작다는 것을 의미한다. 한국경제에 있어서 1987년 이후 거세진 노동운동과 여러 가지 요인에 의해 임금이 빠르게 상승하였고 1991년을 기점으로 제조업 부문의 취업자 수가 감소세를 보여 온 것은 이러한 점을 반영하는 것이라 할 수 있다. 반면, 만약에 $\sigma = 1$ 이면, 설비투자 및 노동공급의 변동과 기술진보는 균형실업률이 영향을 미치지 못한다(Rowthorn 1999).

요약하면 <표 6>에서 보듯이 국민경제 수준에서 한국의 생산함수는 대체탄력성이 1보다 작다는 것을 확인할 수 있었다. Hicks 비중립적인 가정 하에서 기술진보의 성격은 노동절약적임을 알 수 있었다. 기술발전으로 인해 연간 유효 노동력의 효율성이 자본의 효율성에 비해 4.7%($[\lambda^L - \lambda^K]$) 더 빠르게 증가함을 보여주고 있다.

3. 기술진보율과 연구개발투자

앞서 논의한 바와 같이 추정결과와 (식 25), (식 31), (식 32)를 이용하여 기술진보율, \dot{A}/A , \dot{B}/B , \dot{T}/T 를 구해보았다. 이를 <표 7>과 <그림 1>에서 볼 수 있다. 이때 대체탄력성의 값은 앞서 추정한 결과를 이용하였다. <표 7>에서 두 번째, 세 번째, 네 번째 칼럼은 Hicks 중립적 기술진보 가정 하에서 <표 1>의 결과를 이용하여 구한 것이다. 그리고 마지막 칼럼은 (식 26)을 이용하여 구한 것이다.

Hicks 비중립적인 경우에 대해서도 <표 6>의 추정결과와 (식 31), (식 32)을 이용하여 $\frac{\dot{A}}{A}$ 와 $\frac{\dot{B}}{B}$ 를 구하였다. 이를 <표 8>에서 볼 수 있다. Hicks 중립적인 경우와 비중립적인 경우를 그림으로 비교한 것을 <그림 1>에서 예시적으로 볼 수 있는데, 노동절약형 기술진보율

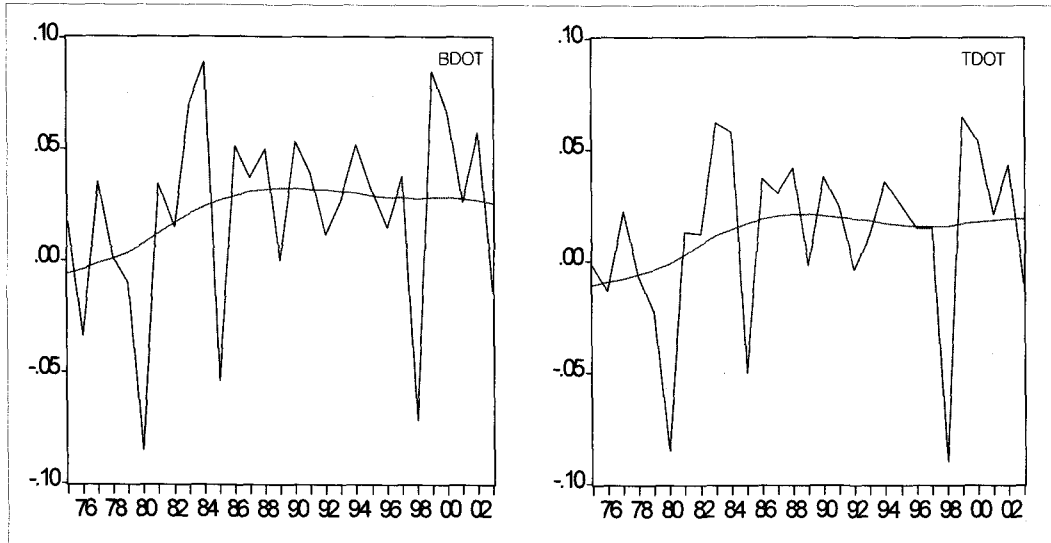
5) 만약에 Hicks 중립적인 기술진보라면 λ^L 와 λ^K 서로 같아지며, $\sigma = 1$ 이면 Solow의 방식의 총요소 생산성파도 같다.

($\sigma = 0.369$)이 Hicks 중립적 기술진보율($\sigma = 0.693$) 보다 대체로 높은 것을 볼 수 있다. 다음에서 추계된 결과를 이용하여, 기술발전과 연구개발과 관련시켜 보았다. 즉, 기술발전이 연구개발 스톡에 의해 영향을 받는다고 가정하면, 다음과 같은 관계식을 쓸 수 있다.⁶⁾

(식 37)
$$\log \frac{\dot{B}}{B_t} = \alpha_1 \log RSK_t + \epsilon_{B,t}$$

(식 38)
$$\log \frac{\dot{T}}{T_t} = \beta_1 \log RSK_t + \epsilon_{T,t}$$

<그림 1> 기술진보율: \dot{B}/B 과 \dot{T}/T



주 : 완만한 선은 Hodrick-Prescott filtering.

6) Jones & Williams(1999)는 지식생산함수를 연구개발투자와 지식스톡에 의해 결정된다고 보고 다음과 같이 표기하였다. 즉, $(1 + \psi) \dot{A}_t = \delta R_t^\lambda A_t^\phi$, $\lambda \in (0, 1]$. 여기에서 가장 단순한 case는 $\psi = 0$, $\lambda = 1$ 그리고 $\phi = 0$ 일 때, 총요소생산성의 증가율은 연구개발투자와 비례적인 관계에 있게 된다. 이를 확장하여 OECD(2004)는 다음과 같은 추정식을 이용하였다. $\log MFP_t = \beta_0 + \beta_1 \log BRD_t + \beta_2 \log PRD_t + \beta_3 \log FRD_t + \epsilon_t$, 단, MFP 는 multifactor productivity, BRD 민간 R&D 투자, PRD 공공 R&D 투자, FRD 외국의 R&D 투자를 나타낸다.

<표 7> Hick 중립적 기술진보율: $\frac{\dot{T}}{T}$

| | $\sigma = 0.693a$ | $\sigma = 0.800a$ | $\sigma = 0.978a$ | $\sigma = 1.000b$ |
|------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 1980 | -0.030 | -0.032 | -0.036 | -0.085 |
| 1981 | 0.032 | 0.033 | 0.035 | 0.013 |
| 1982 | 0.048 | 0.047 | 0.046 | 0.012 |
| 1983 | 0.108 | 0.107 | 0.107 | 0.062 |
| 1984 | 0.074 | 0.076 | 0.081 | 0.058 |
| 1985 | -0.060 | -0.059 | -0.057 | -0.050 |
| 1986 | 0.040 | 0.041 | 0.045 | 0.037 |
| 1987 | 0.039 | 0.040 | 0.042 | 0.030 |
| 1988 | 0.069 | 0.068 | 0.070 | 0.042 |
| 1989 | 0.026 | 0.025 | 0.024 | -0.002 |
| 1990 | 0.085 | 0.084 | 0.084 | 0.038 |
| 1991 | 0.044 | 0.044 | 0.046 | 0.024 |
| 1992 | 0.012 | 0.013 | 0.014 | -0.004 |
| 1993 | 0.030 | 0.031 | 0.032 | 0.011 |
| 1994 | 0.059 | 0.059 | 0.061 | 0.036 |
| 1995 | 0.067 | 0.064 | 0.063 | 0.025 |
| 1996 | 0.060 | 0.057 | 0.054 | 0.015 |
| 1997 | 0.027 | 0.028 | 0.030 | 0.015 |
| 1998 | -0.081 | -0.080 | -0.080 | -0.090 |
| 1999 | 0.055 | 0.057 | 0.063 | 0.065 |
| 2000 | 0.051 | 0.052 | 0.056 | 0.054 |
| 2001 | 0.040 | 0.039 | 0.039 | 0.021 |
| 2002 | 0.035 | 0.036 | 0.041 | 0.043 |
| 2003 | 0.008 | 0.007 | 0.005 | -0.010 |

주 : a 는 <표 4>의 결과를 이용한 것이고, b는 (식 26)을 이용하여 구한 것임.

단, $\frac{\dot{B}}{B}$ 와 $\frac{\dot{T}}{T}$ 는 앞에서 정의된 바와 같고, RSK_t 는 연구개발 스톡 그리고 $\epsilon_{i,t}$ 는 통계적 잔차항이다. 위 식에서 $\alpha_1, \beta_1 (\geq 0)$ 은 각각 연구개발 스톡이 1% 증가하였을 때 $\frac{\dot{B}}{B}$ 와 $\frac{\dot{T}}{T}$ 가 각각 $\alpha_1\%$ 포인트, $\beta_1\%$ 포인트 증가하는 것을 의미한다.

<표 8> Hick 비종립적 기술진보율: $\frac{\dot{B}}{B}$

| | $\sigma = 0.369$ | | $\sigma = 0.442$ | | $\sigma = 0.480$ | |
|------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | $\frac{\dot{A}}{A}$ | $\frac{\dot{B}}{B}$ | $\frac{\dot{A}}{A}$ | $\frac{\dot{B}}{B}$ | $\frac{\dot{A}}{A}$ | $\frac{\dot{B}}{B}$ |
| 1980 | -0.103 | -0.079 | -0.087 | -0.085 | -0.077 | -0.089 |
| 1981 | -0.043 | 0.034 | -0.043 | 0.034 | -0.043 | 0.034 |
| 1982 | -0.006 | 0.018 | 0.004 | 0.014 | 0.010 | 0.012 |
| 1983 | 0.028 | 0.073 | 0.038 | 0.069 | 0.045 | 0.067 |
| 1984 | -0.031 | 0.088 | -0.035 | 0.089 | -0.038 | 0.090 |
| 1985 | -0.036 | -0.054 | -0.038 | -0.054 | -0.040 | -0.053 |
| 1986 | 0.002 | 0.050 | -0.001 | 0.051 | -0.003 | 0.052 |
| 1987 | 0.010 | 0.037 | 0.011 | 0.037 | 0.012 | 0.037 |
| 1988 | 0.016 | 0.051 | 0.022 | 0.049 | 0.025 | 0.048 |
| 1989 | -0.015 | 0.002 | -0.006 | -0.001 | -0.001 | -0.002 |
| 1990 | -0.022 | 0.056 | -0.012 | 0.053 | -0.006 | 0.051 |
| 1991 | -0.026 | 0.039 | -0.024 | 0.038 | -0.022 | 0.038 |
| 1992 | -0.054 | 0.011 | -0.053 | 0.011 | -0.053 | 0.011 |
| 1993 | -0.046 | 0.027 | -0.044 | 0.027 | -0.043 | 0.027 |
| 1994 | -0.023 | 0.052 | -0.020 | 0.052 | -0.018 | 0.051 |
| 1995 | -0.007 | 0.034 | 0.005 | 0.030 | 0.013 | 0.028 |
| 1996 | -0.005 | 0.019 | 0.012 | 0.015 | 0.023 | 0.012 |
| 1997 | -0.074 | 0.037 | -0.078 | 0.038 | -0.081 | 0.039 |
| 1998 | -0.158 | -0.073 | -0.163 | -0.072 | -0.165 | -0.072 |
| 1999 | -0.002 | 0.082 | -0.013 | 0.085 | -0.021 | 0.087 |
| 2000 | 0.016 | 0.065 | 0.010 | 0.066 | 0.007 | 0.067 |
| 2001 | -0.001 | 0.027 | 0.004 | 0.026 | 0.007 | 0.025 |
| 2002 | -0.001 | 0.055 | -0.009 | 0.057 | -0.014 | 0.059 |
| 2003 | -0.002 | -0.012 | 0.006 | -0.014 | 0.011 | -0.016 |

<표 9> 기술진보와 연구개발: 추정결과

| | $\frac{\dot{B}}{B_t}$: (식 37) | | | $\frac{\dot{T}}{T_t}$: (식 38) | | | |
|------------|--------------------------------|-------------------|-------------------|--------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | $\sigma = 0.369$ | $\sigma = 0.442$ | $\sigma = 0.480$ | $\sigma = 0.693$ | $\sigma = 0.800$ | $\sigma = 0.978$ | $\sigma = 1.000$ |
| $\log R_t$ | 0.0027 (3.012) | 0.0026 (2.862) | 0.0026 (2.772) | 0.0035 (3.940) | 0.0035 (3.960) | 0.0036 (4.036) | 0.0015 (1.859) |
| R^2 | 0.008 | 0.010 | 0.011 | -0.015 | -0.015 | -0.014 | 0.007 |
| D-W | 2.243 | 2.259 | 2.262 | 1.864 | 1.893 | 1.944 | 2.030 |

주 : ()안의 숫자는 t 값

두 식을 추정하는데 연구개발 스톡을 구해야 하는데, 연구개발투자를 정부부문과 민간부
 문으로 나누어 구한 다음 합해서 사용하였다. 이 때 정부 연구개발투자는 비교적 기초연구에
 가까운 분야에 투자되는 것을 감안하여 연구개발 시차(R&D lag)를 3년으로 하고, 민간 연구
 개발투자의 연구개발 시차는 2년으로 가정하였다. 두 부문의 연구개발투자에 대해 지식진부
 화율을 0.125로 가정하였다. 통계는 1970~2003년 기간을 이용하였으며, 이중 1980~2003년
 간의 추계치를 회귀분석에 이용하였다.⁷⁾

(식 37)과 (식 38)는 1980~2003년 기간에 대해 NLS를 이용하여 회귀계수를 추정하였다.
 추정결과를 <표 9>에서 보면, α_1 에 대한 추정치는 모두 1% 수준에서 유효하였고, β_1 의 추
 정치는 $\sigma = 1$ 의 경우(10% 수준)를 제외하고 모두 1% 수준에서 유의성이 있었다. D-W 검정
 에서 자기상관관계 존재에 대한 귀무가설을 채택할 수 없었다.⁸⁾ 추정결과를 풀이해 보면, 연
 구개발스톡의 기술발전에 대한 탄력성은 $\frac{B}{B_t}$ 의 경우 0.26~0.27% 포인트였다. 즉, 연구개발
 스톡이 1%가 증가하면 노동의 효율성이 0.26~0.27% 포인트 증가한다는 의미이다.⁹⁾ 이와
 유사한 경우로서 하준경(2005)은 C-D 생산함수를 가정하고 총요소생산성에 대한 연구개발
 투자의 탄력성을 구하였는데 연구개발투자가 1% 증가하면 총요소생산성이 26% 증가한다는
 결과를 보여주었다.

IV. 결론

본 연구에서는 CES 생산함수를 이용하여 요소간의 대체율과 기술진보의 성격을 알아보았
 다. Hicks 중립적, 비중립적 기술진보를 가정하고 요소간의 대체탄력성을 1970~2004년 기간
 에 대해 총량 데이터를 이용하여 추정하였다. ECM 모형을 세워 추정한 결과, Hicks 비중립
 적인 기술진보의 경우에 대해서 대체탄력성이 1보다 작았다($\sigma < 1$). 그리고 Hicks 중립적인
 경우도 $\sigma < 1$ 임을 확인하였다. 나아가 기술진보의 성격은 노동절약형, 즉 $[\lambda^L - \lambda^K] > 0$ 이었
 다. 기술진보에 따른 유효노동력의 효율성이 자본의 효율성 보다 4.7% 더 빠르게 증가한다는
 점을 볼 수 있었다. 다른 한편 기술진보율을 연구개발 스톡에 대해 회귀한 결과, 노동증대형

7) 이같은 방법을 사용할 때 초기값이 중요한데 시계열이 짧은 관계로 본 연구에서는 1970년을 초기값
 으로 하였다. 연구개발스톡에 추계에 대해서는 신태영·박병무(1999)를 참고할 수 있다.

8) 시계열이 비교적 짧고 추정결과 D-W 값이 자기상관관계의 존재를 기각하고 있기 때문에 굳이
 ECM 모형을 이용하지 않아도 될 것이다.

9) 개략적으로 계산하면, 2003년을 기준으로 연구개발투자가 4%(불변가격 기준) 정도 증가하면 연구
 개발스톡이 1% 정도 증가한다.

기술진보에 대한 연구개발 스톡의 탄력성은 0.26% 포인트였고, Hicks 중립적 기술진보에 대한 탄력성은 0.35% 포인트였다.

본 연구의 결과를 바탕으로 보면, 다른 사정이 동일한 상태에서 기술진보가 지속적으로 일어나거나, 연구개발 활동의 강화로 기술진보가 가속화 한다면, 지속적인 성장이 가능해져 1인당 소득은 계속 증가할 것이다. 그러나 이러한 기술발전은 노동을 절약하는 형태로 전개되어 국내 실업문제를 계속 악화시킬 수 있다.¹⁰⁾ 한국경제의 지속가능한 성장을 유지하기 위하여 연구개발투자의 확대하고 기술진보에 따른 노동절약효과를 상쇄하기 위해 물적 자본투자가 확대할 필요성이 있다.

마지막으로 본 연구에서는 국민경제 수준의 총량 데이터를 이용하였다. 따라서 기술혁신과 산출물 관계를 산업수준에서 파악할 수는 없다. 산업별 수준에서 이와 같은 분석을 시도한다면 더 많은 정책적 시사점을 얻을 수 있을 것이다. 그러나 산업별 연구개발투자에 관한 통계가 미비한 측면이 있어 이에 관한 연구는 다음 기회로 미루기로 한다.

참고문헌

- 김광석·홍성덕 (1992), “제조업의 총요소생산성동향과 그 결정요인,” KDI.
- 남성일(1990. 6), “한국제조업의 대체탄력성과 노동수요탄력성: Translog 비용함수에 의한 추정”, 『경제학연구』, 38집 2호, pp.359~384.
- 박기성·안주엽(2004. 4), “임금과 생산성,” 『노동경제논집』, 27권 1호, pp.165~179.
- 박준경·이호창(1986. 6), “우리나라 집계생산함수 추정”, 『한국개발연구』, 8권 2호, pp.67~84.
- 신태영·박병무(1999), “거시계량경제모형을 이용한 연구개발투자의 정책효과 분석,” STEPI.
- 장현준(1986. 6), “고용과 생산기술발전의 상관관계: 한국, 일본, 대만의 비교”, 『한국개발연구』, 8권 2호, pp.85~103.
- 하종인(1979. 12), “우리나라 제조업의 자본집약도와 대체탄력성”, 『한은조사월보』, 33호.
- 하준경 (2005), “연구개발의 경제성장 효과 분석,” 『경제분석』, 제11권 2호, 한국은행, 금융경제연구원.

10) 장현준(1986)에서도 기술향상이 고용흡수력을 떨어뜨리는 효과가 있었음을 지적하였다.

- Acemoglu, D.K. (2003), "Labor- and Capital-Augmenting Technical Change," *Journal of European Economic Association*, Vol.1, pp.1~37.
- Agihon, P. & P. Howitt (1998), *Endogenous Growth Theory*, Cambridge MA: MIT Press.
- Antras, P. (2003), "Is the U.S. Aggregate Production Function Cobb-Douglas? New Estimates of the Elasticity of Substitution," *Mimeo*. Harvard University and NBER.
- Arrow, K.J., B. Chenery, B.S. Minhas & R.M. Solow (1961), "Capital-labor substitution and economic efficiency," *Review of Economics and Statistics*, Vol.43, No.3, pp.225~250.
- Banerjee, A., J.J. Dolado, J.W. Galbraith & D.F. Hendry (2003), *Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Cambridge: Oxford University Press.
- Barro, R.J. & X. Sala-i-Martin (2004), *Economic Growth*, 2nd ed. Cambridge, MA: MIT Press.
- Barro, R.J. (1997), *"Determinants of Economic Growth: A Cross Country Empirical Study"*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Barro, R.J. (1998), "Notes on growth accounting," *NBER Working Paper*, No.6654.
- Berndt, E.R. (1976), "Reconciling alternative estimates of the elasticity of substitution," *Review of Economics and Statistics*, Vol.58, No.1, pp.59~68.
- Bodkin, R.G. & L.R. Klein (1967), "Non-linear estimation of aggregate production functions," *Review of Economics and Statistics*, Vol.49, pp.28~44.
- Brown, M. & J.S. de Cani (1963), "Technical change and the distribution of income," *International Economic Review*, Vol.4, No.3, pp.289~309.
- Chirinko, R.S. (1999), "Business fixed investment: A critical survey of modeling strategies, empirical results, and policy implication," *Journal of Economic Literature*, Vol.31, No.4, pp.1875~1911.
- Chirinko, R.S. (2002), "Corporate taxation, capital formation, and the substitution elasticity between labor and capital," *National Tax Journal*, Vol.60, pp.339~355.
- David, P.A. & Th. van den Klundert (1965), "Biased efficiency growth and capital-labor substitution in the U.S., 1899~1960," *American Economic Review*, Vol.55, pp.357~394.
- Edwards, T.H. (2004), "Mankiw-Romer-Weil growth model and the valuation of human capital," *Mimeo*. Center for the Study of Globalization and Regionalization, Warwick, UK.

- Grossman, G.M. & E. Helpman (1991), *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Jalava, J., Pohjola, M., Ripatti, A. & Vilman J. (2005), "Biased technical change and capital-labor substitution in Finland, 1902~2003," *Mimeo*. Bank of Finland.
- Jones, C.I. (2003), "Growth, capital shares, and a new perspective on production functions," *Proceedings*, Federal Reserve Bank of San Francisco, November Issue.
- Jones, C.I. (2004b), "The shape of production functions and the direction of technical change," *NBER Working Papers*, No.10457.
- Klump, R. (2003), "Inflation, factor substitution and growth," *ECB Working Paper*, No.280.
- Klump, R., P. McAdam & A. Willman (2004), "Factor substitution and factor augmenting technical progress in the U.S.: A normalized supply-side system approach," *Working Paper Series*, No.367.
- Krueger, A.B. (1999), "Measuring labor's share," *American Economic Review*, Vol.89, No.2, pp.45~51.
- Lucas, R.E. (1988), "On the mathematics of economic development," *Journal of Monetary Economics*, Vol.22, pp.3~42.
- Nadiri, M.I. (1993), "Innovations and technologicla spillovers," *NBER Working Paper*, No.9525.
- OECD (2001), *The sources of economic growth in OECD countries*, Paris: OECD.
- Park, Seung-Rok (2001), "A review of total factor productivity studies in Korea and a discussion of limits to national and corporate technology strategies," *International Journal of Technology Management*, Vol.22, Nos.5/6, pp.524~538.
- Romer, P.M. (1986), "Increasing returns and long-run growth," *Journal of Political Economy*, Vol.94, pp.1002~1037.
- Rowthorn, R. (1999), "Unemployment, wage bargaining and capital-labor substitution," *Cambridge Journal of Economics*, Vol.23, pp.413~425.
- Sato, R. (1970), "The estimation of biased technical progress and the production function," *Internaitonal Economic Review*, Vol.11, No.2, pp.179~208.
- Solow, R.M. (1964), "Capital, Labor, and Income in Manufacturing," *The Behavior of Income Shares*, NBER Studies in Income and Wealth, Vol.27, pp.101~142.
- Willman, A. (2002), "Euro area production function and potential output: A supply-side

system approach," *ECB Working Paper*, No.153.

□ 논문 접수: 2007년 8월 9일/ 최종 수정본 접수: 2007년 10월 16일