http://dx.doi.org/10.14383/SIME.2016.24.3.81

연구개발투자에 따른 비용저감 효과 분석: ICT산업을 중심으로*

박철민** · 한정민*** · 구본철****

<목 차>

Ⅰ. 서론
Ⅱ. 선행연구 및 분석모형
Ⅲ. 자료 및 분석방법론
Ⅳ. 실증분석 결과
Ⅴ. 결론 및 한계점

국문초록 : 본 연구는 ICT산업의 연구개발투자에 따른 비용저감 효과를 계측하는데 그 목적이 있다. 일반적으로 연구개발투자는 제품혁신과 공정혁신을 유발하고, 또 이들은 각각 매출증대와 비용저감 효과를 견인하는 것으로 알려져 있다. 그러나 기 수행된 실증연구들을 살펴보면, 그 대부분이 연구개발투자의 매출증대 기여부분에 초점을 두고 있다. 이에 본 연구는 최근 주목받고 있는 ICT산업을 중심으로 연구개발투자의 비용저감 효과를 분석해 보았다. 이를 위해 초월대수 비용함수와 비용점유율 방정식을 설정하였으며, SUR방법을 통해 실증적으로 분석하였다. 그 분석결과, 연구개발투자에 따른 총비용의 감소효과는 유의한 것을 확인할 수 있었다. 추가적으로 연구개발투자와 각 생산요소들 간의 관계를 살

* 본 논문은 「2015 IITP&KOTIS 기술정책논문공모전」 최우수 논문을 수정·보완하였습니다.
** UST 과학기술경영정책학과 박사과정, 제1저자 (big2932@naver.com)
*** 기초과학연구원(IBS) 이노베이션팀 / 충남대학교 국가정책대학원 박사과정, 제2저자 (hjm@ibs.re.kr)
**** 기초과학연구원(IBS) 책임연구원 / UST 과학기술경영정책학과 교수, 교신저자 (bcku@ibs.re.kr)

펴보았는데, 연구개발투자와 중간투입은 상호 대체관계, 노동 및 자본과는 보완관계인 것으로 나타났다.

주제어 : 비용저감효과, 연구개발스톡, 초월대수 비용함수, SUR 분석, ICT산업

An Analyzing the Cost-Saving Effect of R&D Investment: Focusing on the ICT Industry

Cheolmin Pak · Jeongmin Han · Bonchul Ku

Abstract : The purpose of this study is to estimate the cost-saving effect of R&D investment in the ICT industry. As is well known, the R&D investment induces both the product innovation and the process innovation, in turn leads the effect of creating profit and cutting cost. However, it appears that studies concerned with the cost-saving effect of R&D investment have been unproductive, while most existing studies concentrate on the topic involved with the creating profit of R&D investment. Therefore, we extend the effect of R&D investment to a framework of the cost-saving focusing on the ICT industry. To empirically analyze the effect, we built a simultaneous three-equation model comprising a translog cost function and two cost share equations, and employed the SUR analysis. As a result, we found out that the cost-saving effect on the total cost is statistically significant. In addition, we examined relationships between the R&D investment and each cost of production elements. The results show that on the one hand, the R&D investment and the intermediate good cost have the substitution relationship. On the other hand, the complementary relationship is observed between the R&D investment and each labor or capital cost.

Key Words : Cost-Saving effect, R&D stock, Translog cost function, Seemingly Unrelated Regression(SUR), ICT industry

Ⅰ. 서론

최근 국가 연구개발(R&D, Research and Development) 투자규모의 지속적인 증대가 이루어져 오고 있다. 이는 그동안 경제성장을 주도해오던 노동과 물적 자본의 양적투입에 의한 성장전략이 더 이상 실효를 거두지 못하게 되면서 기술혁신, 즉 연구개발투자 확대를 통한 경제성장 전략이 새롭게 모색되고 있기 때문이다.

이러한 배경 하에, 국가 연구개발 투자규모는 현재 2013년을 기점으로 세계 최고 수준에 이르는 것으로 확인되고 있으며(KISTEP, 2014), 한편으로는 그 막대한 예산에 따른 실증적인 성과나 효과, 그리고 그 효율성 등에 대한 검증 또한 필연적으로 요구되고 있는 실정이다.

그러나 연구개발투자에 따른 경제적인 성과나 효과를 분석하려는 다각적인 노력에도 불구하고, 그 대부분은 연구개발투자가 생산 및 산출(output)에 미치는 영향을 다룬 연구들로 대종을 이루고 있다(김선근 외, 2004; 홍재표 외 2012). 즉 다시 말해, 연구개발투자의 비용저감 효과에 대한 논의는 다소 미흡하다고 볼 수 있다(김상호 외, 1999; 남준우, 2000; 추정엽, 2008).

이에 본 연구는 연구개발투자가 생산비용을 얼마나 저감시켰는가를 실증적으로 분석하는데 목적을 두는 바이며, ICT(information and communications technology)산업을 그 분석대상으로 삼았다. ICT산업은 대표적인 연구개발 집약적인 산업(R&D-intensive industry)이자, 최근 정부에 의해 미래성장산업으로 지정됨에 따라 그 연구결과의 유용성이 향후 클 것으로 기대되기 때문이다(김규남 외, 2013).

비용저감 효과를 분석하기 위해, 본 연구에서는 통상 사용되던 생산함수 대신 생산함수와 쌍대관계(duality)에 있는 비용함수를 이용하고자 한다. 이는 생산자의 이윤극대화(maximizing profit)를 가정해야 하는 생산함수에 비해 비용함수는 비용최소화(minimizing cost)만을 가정해도 되는 편의성(convenience)을 갖는 동시에, 생산함수의 경우 외생적으로 결정되어 있는 투입물과 산출물 가격 모두를 필요로 하는 반면, 비용함수의 경우 투입물의 가격변수만을 필요로 한다는 이점이 있기 때문이다(노재선 외, 2004). 그뿐만 아니라 비용함수를 통해 도출된 추정치들은 통상 생산함수의 경우에 비해 편의(bias)될 가능성이 더 적은 것으로 알려진 바 있다(정성철 외, 1993).

따라서 본 연구에서는 비용함수를 이용하여 연구개발투자의 비용저감 효과를 분석하고, 아울러 연구개발투자와 각 투입물의 가격변수들 사이의 관계 또한 구체적으로 살펴

봄으로써 ICT산업의 연구개발 투자효과에 대한 실증적 분석 근거로 제시하고자 한다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 우선 Ⅱ장에서는 선행연구의 검토 및 분석모형을 제시하고자 하며, Ⅲ장에서는 분석 자료의 선정과 분석방법론을 소개한다. 그리고 Ⅳ장에서는 실증분석 결과를, Ⅴ장에서는 결과에 대한 요약 및 본 연구가 가지는 한계점에 대해 정리해 보았다.

Ⅱ. 선행연구 및 분석모형

1. 선행연구 검토

연구개발투자에 따른 경제적 효과는 잘 알려진 바와 같이 기술혁신에 의해 발현된다고 할 수 있으며, 기술혁신의 유형은 대표적으로 제품혁신(product innovation)과 공정혁신(process innovation)을 들 수 있다(Lundvall, 1992; Nieto and Santamaria, 2007).[1)]

여기서, 제품혁신은 성능이나 용도에 있어 기존 제품과는 완전히 다른 제품 또는 서비스의 사업화에 성공하여 기업의 매출에 영향을 준 경우를 뜻하고, 공정혁신은 생산 공정, 납품, 유통 등에서 완전히 새롭거나 크게 개선된 방법을 적용한 경우를 의미한다(OECD, 2005). 즉, 혁신이론 관점에서 보면 연구개발투자는 이들 혁신을 통해 각각 부가가치 창출과 비용저감 효과가 유발되고, 더 나아가 생산성 향상에 기여하게 된다(Griliches, 1980).

그러나 연구개발투자의 경제적 효과를 다룬 선행연구들을 검토해보면, 대체로 부가가치 창출 및 매출증대와 관련된 논의에 그 초점을 두고 있으며, 비용저감 효과에 대한 분석은 그와 비등한 중요성에도 불구하고 많은 연구가 이루어지지 않은 것으로 확인된다. 대표적인 선행연구들은 다음과 같다.

먼저, Nadiri and Mamuneas(1994)는 초월대수함수를 통해 1956부터 1986년까지의 미국의 제조산업별 비용저감효과를 측정하였으며, 연구개발투자의 1% 증가시 비용저감효과는 산업별로 최소 0.009%에서 0.056%에 이르는 것을 확인하였다.

김상호 외(1999)에서는 1984년부터 1993년까지의 국내 제조업 회사들을 산업별로 분

1) 기술혁신의 유형은 연구자들에 따라 그 분류가 상이하며, 그 논의는 아직 진행 중이다. 특히, Von Hippel(1976)과 OECD(2005)에서는 혁신을 크게 제품혁신, 공정혁신, 조직혁신, 그리고 마케팅혁신 네 가지로 구분된다고 보았다.

류한 뒤 초월대수함수를 통해 연구개발투자의 비용저감효과를 측정하였다. 그 결과 연구개발투자의 1% 증가는 비용을 평균적으로 0.008% 감소시키는 것을 확인한 바 있다.

남준우(2000)는 분석기간을 1989년으로 특정하고 국내 제조업을 대상으로 초월대수함수와 콥-더글라스(Cobb-Douglas) 함수를 설정하여, 연구개발투자가 총가변비용에 미치는 장기적인 효과를 분석한 바 있다. 그러나 두 모형 모두 통계적으로 유의하지는 못한 것으로 나타났다.

그리고 노재선 외(2004)연구에서는 국내 농업을 중심으로 1971년부터 1998년까지 연구개발투자가 생산비를 저감시킨 효과를 비용함수를 통하여 동태적으로 추정하였다. 그 결과 연구개발투자에 따른 비용저감 효과는 1971년부터 꾸준히 상승국면을 유지하다가, 1990년을 정점으로 그 저감분이 감소하는 것으로 나타났다.

추정엽(2008)에서는 연구개발 투자가 비용구조에 어떤 영향을 미치는지 부품소재기업을 대상으로 실증분석을 수행하였다. 이를 위해 대기업과 중소기업으로 구분한 78개 부품소재기업의 2001년부터 2006년까지 재무제표를 수집하였으며, 초월대수 비용함수를 통한 추정이 이루어졌다. 분석결과, 대기업은 매출액의 증가와 영업비용 절감 효과가 통계적으로 유의하게 나타난데 반해, 중소기업은 통계적으로 유의하지도 않을뿐더러 대기업의 경우와 정반대의 결과가 나타난 바 있다.

한편, 어느 한 기업의 연구개발투자는 일반적으로 그 기업의 생산비용을 낮춰주는 효과를 유발할 뿐만 아니라, 그 영향은 여타기업 또는 기타산업들에게까지도 파급(spillover)되게 되는데(Griliches, 1979), 이러한 논리에 따라 Levin and Reiss(1984)는 제조업 기업들을 대상으로 분석해 본 결과, 연구개발 파급변수가 1% 증가하면 생산비용은 평균적으로 0.05% 감소하게 된다는 결과를 도출하였고, Jaffe(1986)와 Bernstein and Nadiri(1988)의 연구에서는 파급변수가 1% 증가함에 따라 생산비용이 각각 약 0.3%, 약 0.2% 감소하는 것으로 추정한 바 있다.

장진규 외(1994)에서도 국내 제조업 기업들을 8개의 산업 군으로 구분하여 연구개발투자의 파급효과에 대한 실증분석을 수행하였다. 그는 각 산업 군들의 자체 생산비가 하락하는 정도를 사적 수익률이라 정의하고 타 산업 군들로 파급되어 생산비를 하락시킨 정도의 총합을 사회적 수익률이라 정의한 뒤, 두 수익률을 각각 분석하였다. 이상 그의 연구에서 분류한 산업 군들 중 현재의 ICT산업과 가장 유사할 것으로 판단되는 8산업군(전기・전자・정밀기기)의 결과를 살펴보면, 사적 수익률은 약 0.3%인 것으로 나타났고 사회적 수익률은 2.8%로 나타났다.

이상의 논의를 종합하건대, 비록 그 정도의 차이는 있으나 연구개발투자의 생산비용

저감 효과는 대체로 유효한 것으로 확인된다. 특히 연구개발투자의 파급효과를 고려하면, 그 비용저감 효과는 더욱 극대화 된다고 볼 수 있다. 하지만, 기존연구들 대부분이 제조업부문의 기업데이터를 대상으로 분석을 수행하고 있는 바, 본 연구에서는 ICT산업을 대상으로 특정하고 국가단위의 자료를 활용한다는 데서 그 차별성을 두고자 한다.

2. 분석모형 설정

비용함수로는 일반적으로 초월대수(Translog) 비용함수, 일반화된 레온티에프(Generalized Leontief) 비용함수, 일반화된 박스-콕스(Generalized Box-Cox) 비용함수 등이 있으며, 이들은 모두 임의의 비용함수에 대해 2계 근사화(second order approximation)한다는 특징을 갖는다.

본 연구는 이들 중에서 초월대수 비용함수를 분석모형의 틀로서 활용하고자 하는데, 그 까닭은 초월대수 비용함수의 경우 내생 혹은 외생적인 연구개발투자의 영향을 함수에 포함시키는 것이 용이한데다, 그 추정방정식이 로그 선형이므로 분석에 있어서도 간편하다는 장점이 있기 때문이다(남준우, 2000).

이상 실증분석을 위해 다음과 같은 각 생산요소에 대해 연속으로 2차 미분 가능한 생산함수가 있다고 가정하자.

$$Y = f(L, M, K, R) \quad (1)$$

단, Y는 총생산; L은 노동투입; M은 중간재투입; K는 자본투입; R은 연구개발투입

여기에 비용최소화의 원칙이 주어지고 투입요소들의 가격과 산출수준 및 연구개발투입이 외생적(exogenous)으로 결정된다고 하면, (1)식은 생산함수와 비용함수 간의 쌍대성(duality)에 의해 아래와 같은 비용함수로 나타낼 수 있다(Diewert, 1974).

$$C = C(P_L, P_M, P_K, Y, R) \quad (2)$$

단, C는 총생산비용; P_L은 노동가격; P_M은 중간재가격; P_K는 자본가격; Y는 총생산; R은 연구개발투입

(2)식을 2차 항까지 테일러(Taylor series) 전개하여 확장하면 (3)식과 같은 초월대수 비용함수로 나타낼 수 있다(Christensen et al., 1971; 1976).

$$\ln C = \alpha_0 + \sum_i \beta_i \ln P_i + \alpha_Y \ln Y + \alpha_R \ln R + \frac{1}{2}\sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln P_i \ln P_j + \frac{1}{2}\gamma_{YY}(\ln Y)^2 + \frac{1}{2}\gamma_{RR}(\ln R)^2 + \sum_i \gamma_{Yi} \ln Y \ln P_i + \sum_i \gamma_{Ri} \ln R \ln P_i \quad (3)$$

여기서 α, β, γ는 각 하위첨자($i = L, M, K$) 변수들에 대한 탄성치 또는 교차 탄성치를 의미한다. 한편, 본 연구에서는 모수추정의 엄밀성을 높이기 위해 연립방정식 모형을 구축하고자 하므로,[2] 쉐퍼드 정리(Shephard's lemma)에 따라 위의 비용함수 (3)을 각 생산요소가격으로 편미분하여 해당 생산요소의 비용점유율방정식(cost share equation; $S_i, i = L, M, K$)을 추가로 유도하였다.

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_i} = \frac{P_i}{C}\frac{\partial C}{\partial P_i} = \frac{P_i X_i}{C} \equiv S_i = \beta_i + \gamma_{ij} \ln P_j + \gamma_{iY} \ln Y + \gamma_{iR} \ln R, \quad (4)$$

단, $\Sigma_{i=1} P_i X_i = C$ 이고 $S_i \equiv \frac{P_i X_i}{C}$이면, $\Sigma_{i=1} S_i = 1$

그러나 위 식을 그대로 분석모형으로 활용하면, 그 회귀 추정량이 불일치성(inconsistent)을 띠는 편의(endogeneity bias)가 발생하게 된다(장진규 외, 1994). 따라서 비용함수가 제대로 정의(well-behaved)되기 위해서는 신고전파 생산이론에 따라 아래와 같은 1차 동차성(homogeneous of degree one)[3]과 $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$을 충족시키기 위한 대칭성(symmetry) 제약조건이 부가되어야 한다(박승록, 2014).

$$\sum_i \beta_i = 1$$
$$\sum_i \gamma_{Yi} = 0, \ \sum_i \gamma_{Ri} = 0 \quad (5)$$
$$\sum_i \gamma_{ij} = \sum_j \gamma_{ij} = \sum_i \sum_j \gamma_{ij} = 0$$

2) 비록 (3)식을 통한 비용저감효과의 분석도 가능할 것이나, 본 연구에서는 보다 많은 자유도(degrees of freedom)의 확보와 다중공선성(multicollinearity) 문제를 피하기 위해 초월대수 비용함수와 비용점유율방정식으로 구성된 연립방정식 모형을 설정하였다.

3) 이는 모든 생산요소의 가격이 동일한 비율로 증가할 경우, 총비용도 동일한 비율로 증가한다는 것을 의미한다(박승록, 2014).

그뿐만 아니라, 각 생산요소의 비용점유율의 합은 1($S_L + S_M + S_K = 1$)이므로 하나의 비용점유율방정식은 다른 비용점유율방정식의 선형함수가 되고, 연립방정식체계 내 오차항(ϵ)의 공분산행렬(covariance matrix)은 특이행렬(singular matrix)이 되기 때문에, 모든 비용점유율방정식을 분석모형에 포함시킬 경우 계량기법으로 인한 연립방정식 추정이 불가능해진다.

따라서 오차항 공분산행렬의 비특이성(non-singular)을 보장하기 위해서는 요소가격들을 임의로 선택된 특정 요소의 가격으로 나누어주고, 선택된 요소의 비용점유율방정식과 선택된 요소를 포함하는 다른 요소의 비용점유율방정식의 항들은 생략하여 추정해야 한다. 그에 따라 총비용함수와 함께 3가지의 비용점유율방정식들 가운데 2개의 방정식에서 모수(parameter)가 추정되어지면, 나머지 하나의 방정식 값은 동차성과 대칭성 제약조건에 의해 쉽게 추정할 수 있다(조헌주, 2015).

이에 본 연구에서는 3가지의 비용점유율방정식들(S_i) 중 임의로 자본투입의 비용점유율방정식(S_K)을 제외한 노동과 중간투입의 비용점유율방정식을 추정하고자 하였으며, 생산요소 가격변수들 중 임의로 자본가격(P_K)을 나누어 정리해주었다. 이상 도출・설정된 분석모형은 이하 (6), (7), (8)과 같다.

$$\begin{aligned}\ln\left(\frac{C}{P_K}\right) &= \alpha_0 + \beta_L \ln\frac{P_L}{P_K} + \beta_M \ln\frac{P_M}{P_K} + \alpha_Y \ln Y + \alpha_R \ln R \\ &+ \frac{1}{2}\gamma_{LL}\ln\left(\frac{P_L}{P_K}\right)^2 + \frac{1}{2}\gamma_{MM}\ln\left(\frac{P_M}{P_K}\right)^2 + \frac{1}{2}\gamma_{YY}(\ln Y)^2 + \frac{1}{2}\gamma_{RR}(\ln R)^2 \\ &+ \gamma_{LM}\ln\frac{P_L}{P_K}\ln\frac{P_M}{P_K} + \gamma_{LY}\ln\frac{P_L}{P_K}\ln Y + \gamma_{LR}\ln\frac{P_L}{P_K}\ln R \\ &+ \gamma_{MY}\ln\frac{P_M}{P_K}\ln Y + \gamma_{\mathrm{MR}}\ln\frac{P_M}{P_K}\ln R + \gamma_{\mathrm{YR}}\ln Y \ln R + \epsilon\end{aligned} \tag{6}$$

$$S_L = \beta_L + \gamma_{LL}\ln\frac{P_L}{P_K} + \gamma_{LM}\ln\frac{P_M}{P_K} + \gamma_{LY}\ln Y + \gamma_{LR}\ln R + \epsilon_L \tag{7}$$

$$S_M = \beta_M + \gamma_{MM}\ln\frac{P_M}{P_K} + \gamma_{LM}\ln\frac{P_L}{P_K} + \gamma_{MY}\ln Y + \gamma_{MR}\ln R + \epsilon_M \tag{8}$$

최종적으로 총비용함수 (6)과 노동비용점유율(S_L)방정식 (7), 중간투입비용점유율(S_M)방정식 (8)을 결합한 연립방정식을 통해 실증분석을 수행한다.

Ⅲ. 자료 및 분석방법론

1. 데이터 선정

실증분석결과가 현실을 잘 투영하기 위해선 각 변수의 데이터선정이 무엇보다 중요하다. 이에 본 연구에서는 공신력을 갖춘 「2014 ICT실태조사」, 「연구개발활동조사보고서」, 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서 필요한 적정 데이터들을 구득하였다.

하지만 ICT산업의 경우, 한국표준산업분류(KSIC)에서 별도의 독립적인 산업으로 분류하지 않고 있기 때문에 아래 <표 1>과 같이, 발표기관마다 그리고 기간마다 그 산업의 분류가 다소 상이하다. 따라서 이에 기인하는 통계상의 불일치는 주의할 필요가 있을 것이다(박철민 외, 2016). 예컨대, 「ICT실태조사」의 경우 2012년부터 소프트웨어 및 디지털 콘텐츠산업도 ICT산업의 범주에 포함시키고 있는데, 본 연구에서는 자료상의 불일치성을 최소화하기 위해 해당산업의 몫은 제거한 데이터들을 분석에 활용하였다.

<표 1> 기관별 ICT산업[4] 분류

출처	산업 분류
2014 ICT실태조사	정보통신 방송기기, 정보통신방송서비스, 소프트웨어 및 디지털 콘텐츠
연구개발활동조사보고서	전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 출판, 영상, 방송통신 및 서비스업
한국은행(ECOS)	전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 출판, 영상, 방송통신 및 서비스업

한편, 2장에서 설정한 분석모형에 따라 실증분석을 수행하기 위해서는 ICT산업의 총비용(C), 노동투입가격(P_L), 중간투입가격(P_M), 자본투입가격(P_K), 총생산(Y) 그리고 연구개발투입(R)에 대한 데이터를 필요로 한다.

먼저 노동투입가격의 변수는 한국은행에서 제공하는 정보통신업 종사자들의 월평균 임금을 사용하였으며 소비자물가지수를 통해 실질가격으로 환산하였다.

그리고 중간투입의 가격은 이달석(2000)의 연구를 응용하여 한국은행에서 제공하고

4) 「ICT실태조사」와 「연구개발활동조사보고서」에서는 ICT산업을 특별히 정의하지 않고 있으며, 한국은행의 경우 제조업부문에서 정보의 전달과 표시, 정보처리와 물리적 현상의 기록·측정·조사, 물리적 공정의 제어를 위해 전자적 처리수단이 사용되는 산업과 서비스업 부문에서 전자적 수단에 의하여 정보를 처리, 전달, 시현하는 산업이라 정의하고 있다.

있는 자료인 생산자물가지수를 대용변수로서 활용하였으며, 자본투입가격은 조헌주(2015)와 마찬가지로, Hall et al.(1967)에서 소개되고 OECD(2001)에서 권고하는 방법을 통해 도출 및 활용하였다. 그에 따라 한국은행에서 제공하는 정보통신업의 명목 생산자본스톡에 실질 생산자본스톡을 나눈 값을 자본가격으로 보았다.

총비용에 대한 데이터는 현재 발표되지 않고 있는 관계로 논리적으로 추론할 필요가 있다. 따라서 본 연구에서는 총비용이 이론경제학에서 일반적으로 통용되고 있는 '$C = wL + rK + M$'항등식을 따른다고 보았다. 여기서 w는 연임금(annual salary)을 의미하므로 노동가격의 변수(P_L)인 정보통신업 종사자들의 월평균임금에 12를 곱하여 조정하였다. L은 노동자수를 의미하며 연구개발종사자들의 임금은 연구개발스톡에 포함[5] 되기 때문에 이중계상을 배제하기 위해 차감하는 것이 바람직하다고 판단하였다. 따라서 ICT산업의 총종사자수에서 ICT 연구개발종사자를 차감한 값을 활용하였다.

K는 자본서비스량을 의미하는데 본 연구에서는 한국은행에서 제공하는 실질 ICT 설비투자액을 그 대용변수로 보았다. 그리고 이것 또한 설비투자액을 그대로 적용하면 연구개발스톡과 중복될 것이라 판단하였기에 설비투자액에서 연구개발비의 비목 중 설비에 해당되는 비용[6]들은 차감하여 조정하였다.

M은 중간투입 총비용을 의미한다. 그래서 ICT산업의 연도별 생산액에 부가가치를 차감한 값을 활용하였으며 이 변수도 연구개발스톡과의 중복을 피하기 위해 연구개발비의 비목 중 기타경상비에 해당하는 금액을 차감하였다. 그리고 이로부터 생산요소별 비용점유율 값은 각각 $S_L = wL/C,\ S_K = rK/C,\ S_M = M/C$ 임을 알 수 있다.

총생산(Y)은 ICT산업의 총생산액을 적용하였다. 자료는 「2014 ICT실태조사」에서 발표한 연도별 생산액을 활용하였으며, 물가증감분의 조정을 위해 한국은행에서 제공하는 정보통신업 디플레이터를 통해 실질가격으로 환산하였다.

연구개발투입 R에 관한 변수는 일반적으로 연구개발스톡(R&D stock)이 사용된다. 하지만 정보통신부문의 연구개발스톡에 대한 공식적인 자료는 발표되지 않고 있기 때문에 별도로 산정한 수치를 본 연구의 연구개발투입변수로서 활용하였다.

여기서 연구개발스톡이란 연구개발 결과 생산되는 지식 및 경험이 시간의 경과에 따라 축적된 것을 정량적으로 표현한 것이다. 이는 자본스톡과 비슷한 개념이라 할 수 있으며 그 산출방법도 자본스톡과 유사한 형태를 갖는다. 그에 따라 연구개발스톡은 일반적으로 연구개발투자가 투입되면 일정한 시차를 가진 뒤 새로운 지식축적이 일어나고

5) 연구개발종사자들의 임금은 연구개발비의 비목중 인건비에 포함된다.
6) 연구개발비의 비목중 기계・기구・장치비

기존의 축적된 지식은 일정 비율에 따라 진부화되어 간다고 가정하므로 연구개발스톡은 다음과 같은 수식으로 정리할 수 있다(Griliches, 1979).

$$RS_t = RI_{t-i} + (1-\delta)RS_{t-1} \quad (9)$$

단, RS_t는 t시점의 연구개발스톡; RI_t는 t시점의 연구개발투자; δ는 지식 진부화율; i는 연구개발시차

그리고 첫 해의 연구개발스톡을 이미 오래 전부터 매년 새롭게 형성된 지식이 누적되어온 결과라고 정의한다면, (9)식은 다음과 같이 변형된다.

$$RS_{t_0} = \sum_{j=0}^{\infty} RI_{t-i-j}(1-\delta)^j \quad (10)$$

여기서 기준이 되는 첫 해 이전의 연구개발투자 증가율을 첫 해가 지난 이후에 실현된 평균적인 연구개발투자의 증가율(g)과 같다고 가정하면 (10)식은 다음과 같이 변형되고 이로부터 RS_{t_0}의 값을 구할 수 있다[7].

$$RS_{t_0} = RI_{t_0} + RI_{t_0}\left[\frac{1-\delta}{1+g}\right] + RI_{t_0}\left[\frac{1-\delta}{1+g}\right]^2 + \cdots \fallingdotseq RI_{t_0}\left[\frac{1+g}{g+\delta}\right] \quad (11)$$

이제 (9)와 (11)식으로부터 ICT의 연구개발스톡을 구할 수 있다. 그러나 실제 값을 추계하기 위해선 ICT 관련 연구개발투자의 시계열 자료, 연구개발시차(time-lag), 지식진부화율(knowledge obsolescence rate), 연구개발 디플레이터(R&D deflator) 등의 자료를 필요로 한다.

이에 ICT산업의 연구개발시차(i)는 그간 보편적으로 활용되었던 개발·응용연구의 시차인 3년이라는 시차를 적용하지 않는 대신 2년으로 하였다(양희승, 2010). 이는 이경석 외(2005)와 이헌준 외(2014)에서 분포시차모형을 통해 확인해 본 결과, 정보통신산업의 경우 2년이라는 공통된 수치를 도출하였기 때문이다. 지식진부화(δ)의 경우 0.186으로 설정하였는데 이는 「한국의 국민대차대조표 해설」의 조사결과 정보통신산업의 R&D

7) 첫 해 이전의 연구개발스톡(RS_{t_0})은 미지수이기 때문에 이와 같은 귀납적인 추론방법을 그 대안으로서 활용하였다.

감가상각률이 2010년 기준 18.6%로 나타났기 때문이다. 마지막으로 연구개발 디플레이터는 연쇄피셔지수 방법을 응용하여 ICT R&D에 특화된 디플레이터[8]를 산출하였고, 이를 통해 명목 연구개발비를 실질가격으로 환산하였다(박철민 외, 2015).

이상 본 연구에서는 정보통신 부문 연구개발투자액의 경우 연도별로 발표된 「연구개발활동조사보고서」를 참고하였으며, 특별히 공공부문과 민간부문을 구분하지 않은 통합자료를 활용하였다. 그리고 그 값을 실질가격으로 환산한 결과 연구개발투자의 증가율(g)은 약 14.9%인 것으로 나타났다.[9]

<표 2> 변수의 기초통계량

구분	평균	표준오차	중앙값	최대값	최소값
노동투입가격(P_L)	80.94	4.31	83.94	113.71	54.73
중간투입가격(P_M)	82.71	3.36	78.87	102.69	63.94
자본투입가격(P_K)	88.53	2.81	86.88	107.45	70.52
총비용(C)	204016	25271	197341	363797	51044
총생산(Y)	255554	28753	255998	431053	72178
연구개발투입(R)	29594	4805	24202	69574	8624
노동비용점유율(S_L)	10.98	0.28	11.01	13.29	9.26
중간투입비용점유율(S_M)	70.88	0.55	71.58	73.66	63.72

※ 총비용, 총생산, 연구개발투입의 단위는 십억 원, 비용점유율 단위는 %, 생산요소의 가격변수들은 단위의 단일화를 위해 지수화(2010년 기준 100)한 값임.

기간은 1997년부터 2013년까지, 총 17개 연도를 대상으로 하였다. 그 이유는 ICT 관련 대부분의 자료들이 1995년부터 발표되고는 있으나 데이터 확인결과 '95년과 '96년의 수치는 신빙성이 떨어진다고 판단하여 제외하였고[10], 분석수행 당시 2015년 기준으로 가용할 수 있는 대부분의 최근자료들은 2013년까지이기 때문이다. 그리고 모든 데이터들은 물가변동에 의한 편의(bias)를 최소화하기 위해 2010년 기준의 불변가격으로 환산 및 분석의 용이성을 위해 자연로그로 변환 후 활용하였다.

8) 디플레이터 산출을 위해선 인건비, 기타경상비, 기계・장치, 토지・건물, 컴퓨터소프트웨어 등 비목별 대용지표를 필요로 하며(박철민 외, 2015), 본 연구에서는 각각 ICT R&D 1인당 인건비지수, IT생산자물가지수, IT설비지수, 공업지역지가지수, 소프트웨어지수를 활용하였다.

9) 본 증가율은 CAGR(Compound Annual Growth Rate)로 산출하였다.

10) 95년과 96년도 정보통신방송서비스 산업의 경우 부가가치가 총생산액보다 높게 계측되었는데, 이는 이론상 불가능하며 통계상의 오류로 의심된다.

2. 분석방법론

본 연구에서는 초월대수 비용함수와 비용점유율 방정식이 결합된 연립방정식체계 내 모수들을 추정하기 위한 분석방법으로 Zeller(1962, 1963)가 제안한 SUR(seemingly unrelated regression)모형을 활용하고자 한다.

단일 방정식으로 구성된 일련의 종속변수를 하나의 집합으로 간주할 경우 동시에 관찰된 각각의 방정식의 종속변수들 간에는 상관관계가 존재할 가능성이 높다. 이처럼 방정식간의 동시적 상관관계(contemporaneous correlation)가 있음에도 통상최소자승법(OLS)을 이용한다면, 추정된 계수는 불편성(unbiasedness)과 일치성(consistency)은 유지되지만 효율성(efficiency)의 문제가 발생하게 된다. 이러한 문제를 해결하기 위해 고안된 것이 SUR 모형이다. 이 분석방법은 연립방정식 내 추정모형들의 오차항이 동일시점에서 서로 상관성이 존재한다는 가정을 고려함으로써, 단지 단일 방정식들을 독립적으로 추정하는 것보다는 효율적인 추정량을 제공한다(송문갑 외, 1992).

SUR 모형은 GLS 추정기법 적용을 M개의 종속변수를 가진 방정식체계로 확장한 개념이라 할 수 있다(신강원 외, 2014). 따라서 이러한 M개의 종속변수를 가진 i번째 개체의 방정식 체계는 식 (12)와 같다.

$$\begin{bmatrix} y_{i1} \\ \vdots \\ y_{im} \\ \vdots \\ y_{iM} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_{i1} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & x_{im} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & x_{iM} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_m \\ \vdots \\ \beta_M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{i1} \\ \vdots \\ \epsilon_{im} \\ \vdots \\ \epsilon_{iM} \end{bmatrix} \tag{12}$$

여기서 y_{im}은 i번째 개체에 대한 m번째 모형의 종속변수, x_{im}은 i번째 개체에 대한 m번째 모형의 외생변수 벡터, β_m은 m번째 모형에 포함된 K_m개의 외생변수에 대한 $K_g \times 1$ 회귀계수 벡터, ϵ_{im}은 y_{im}에 대한 오차항을 각각 의미한다.

(12)식에서 i번째 개체에 대한 M개의 방정식체계에 포함된 오차항이 상호 연관성이 있다면, $E[\epsilon_{ij}\epsilon_{ij'}|X] = \sigma_{ij'}$이고 $j \neq j'$일 때 $\sigma_{ij'} \neq 0$이다. 이 때 각 모형에 대한 $M \times 1$ 오차항 벡터를 ϵ_j라고 정의($j = 1, 2, \cdots, M$)하면 $E[\epsilon_j|X] = 0$, $E[\epsilon_j\epsilon_j'|X] = \sigma_{ij}I_T$, $E[\epsilon_j\epsilon_{j'}'|X] = \sigma_{ij'}I_T\,(j \neq j')$이다. 따라서 전체 외생변수 X에 대한 오차항의 조건부 공분산 행렬 Ω는 식 (13)과 같이 표현된다.

$$\Omega = E[\epsilon\epsilon' | X] = \Sigma \otimes I_T \tag{13}$$

여기서 Σ는 공분산 σ_{ij}를 요소로 갖는 $M \times M$ 행렬, I_T는 $T \times T$ 항등행렬, $\otimes$는 두 행렬간의 크로넥커 곱(Kronecker product)을 각각 의미한다. 그리고 이는 다시 $\Omega^{-1} = (\Sigma \otimes I_T)^{-1} = \Sigma^{-1} \otimes I_T{}^{-1} = \Sigma^{-1} \otimes I_T$ 이므로 SUR 모형의 회귀계수 추정량은 식 (14)와 같다.

$$\hat{\beta} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} y = \{X' (\Sigma^{-1} \otimes I_T) X\}^{-1} \{X' (\Sigma^{-1} \otimes I_T) y\} \tag{14}$$

여기서 Σ, I_T, X는 전술한 것과 동일하며, y는 M개의 모형별 T개의 개체수를 가진 종속변수 벡터를 의미한다. 그리고 만약 Σ가 알려져 있다면, (14)의 추정량은 최소분산 불편추정량임과 동시에 오차항이 정규분포를 따를 때의 최대우도 추정량(maximum likelihood estimation)이 된다. 하지만 대부분의 경우 Σ는 알려져 있지 않으므로 Σ의 일치 추정량 $\widehat{\Sigma}$을 구해 $\hat{\beta}_{FGLS}$을 추정한다.

그 절차는 먼저 각 단일 방정식별 OLS 추정을 통해 잔차(u_i)를 구하고 σ_{ij}의 추정치를 $\widehat{\sigma_{ij}} = u_i' u_j / T(\text{or } T-1)$에 의해 구한다. 그리고 다시 추정된 $\widehat{\sigma_{ij}}$을 이용하여 $\hat{\beta}_{FGLS}$를 추정한다. 여기서 구한 $\hat{\beta}_{FGLS}$은 β의 FGLS(feasible generalized least squares) 추정량이라고 한다. 이상 일련의 과정을 $\widehat{\sigma_{ij}}$와 $\hat{\beta}_{FGLS}$가 어떤 일정한 값에 수렴할 때까지 구한 $\hat{\beta}_{FGLS}$를 IFGLS(Iterated FGLS)라고 하며, 이는 오차항이 정규분포를 따른다는 전제 하에서 구한 최대우도 추정량이랑 일치하게 된다(박수경, 2003).

한편, 모형 내 각 방정식의 오차항간 상관성 여부에 대한 검정은 통상 아래 식 (15)에 제시된 Breusch-Pagan 검정통계량 λ를 이용하여 수행할 수 있다. 동시적인 상관이 존재하지 않는다는 귀무가설은 자유도가 $M(M-1)/2$인 χ^2분포를 따르는 검정통계량 λ를 이용해 검정되며, 검정통계량 λ의 구성요소인 r_{ij}는 잔차를 이용한 상관계수 $\widehat{\sigma_{ij}} / \left(\widehat{\sigma_{ii}} \widehat{\sigma_{ij}}\right)^{1/2}$로 정의된다(신강원 외, 2014).

$$\lambda = T \sum_{i=2}^{M} \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2 \tag{15}$$

이에 본 연구에서도 실증분석에 앞서 SUR 적용의 타당성을 살펴보기 위해 각 추정모형의 오차항에 대한 독립성을 Breusch-Pagan 검정을 통한 분석을 실시하였으며, 그 결과 모형 모두 오차항간에 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다.[11] 따라서 전술한 바와 같이 동시적 상관관계를 고려하기 위해서는 SUR 모형의 적용이 보다 타당한 추정결과를 제시할 것으로 판단된다.

Ⅳ. 실증분석 결과

이상 본 연구에서는 STATA 14가 지원하는 반복(iterated) SUR 방법을 활용하였으며, 그 추정결과는 각각 <표 3>, <표 4>와 같다.

<표 3> 비용함수의 추정결과

추정함수	R^2	파라미터	추정치	표준오차	z	$p-value$
비용함수 ($\ln C$)	0.993	α_0	-30.876	21.055	-1.47	0.143
		β_L	1.514	0.081	18.59	0.000
		β_M	-1.440	0.167	-8.64	0.000
		β_K*	1.074			
		α_Y	2.637	2.568	1.03	0.304
		α_R	1.808	1.032	1.75	0.080
		γ_{LL}	0.122	0.017	7.19	0.000
		γ_{MM}	0.181	0.078	2.31	0.021
		γ_{KK}*	-0.208			
		γ_{YY}	-0.0415	0.069	-0.60	0.550
		γ_{RR}	-0.057	0.031	-1.85	0.064
		γ_{LM}	-0.137	0.033	-4.12	0.000
		γ_{LK}*	0.252			
		γ_{LY}	-0.116	0.009	-13.13	0.000
		γ_{LR}	0.041	0.007	6.27	0.000
		γ_{MK}*	-0.044			
		γ_{MY}	0.171	0.018	9.79	0.000
		γ_{MR}	-0.057	0.013	-4.29	0.000
		γ_{KY}*	-0.056			
		γ_{KR}*	0.016			
		γ_{YR}**	3.84e-15	(omitted)		

* 는 동차성 및 대칭성 조건에 의한 추정치

** 는 공선성(collinearity)의 문제로 누락된(omitted) 변수

11) Breusch-Pagan test of independence: χ^2(d.f. 3) = 9.687, P-value = 0.0214

<표 4> 비용점유율 방정식의 추정결과

추정함수	R^2	파라미터	추정치	표준오차	z	$p-value$
노동투입 비용점유율 (S_L)	0.959	β_L	1.514	0.081	18.59	0.000
		γ_{LL}	0.122	0.017	7.19	0.000
		γ_{LM}	−0.137	0.033	−4.12	0.000
		γ_{LK}*	0.252			
		γ_{LY}	−0.116	0.009	−13.13	0.000
		γ_{LR}	0.041	0.007	6.27	0.000
중간투입 비용점유율 (S_M)	0.941	β_M	−1.440	0.167	−8.64	0.000
		γ_{ML}	−0.137	0.033	−4.12	0.000
		γ_{MM}	0.181	0.078	2.31	0.021
		γ_{MK}*	−0.044			
		γ_{MY}	0.171	0.018	9.79	0.000
		γ_{MR}	−0.057	0.013	−4.29	0.000
자본투입 비용점유율 (S_K)	–	β_K*	1.074			
		γ_{KL}*	0.252			
		γ_{KM}*	−0.044			
		γ_{KK}*	−0.208			
		γ_{KY}*	−0.056			
		γ_{KR}*	0.016			

* 는 동차성 및 대칭성 조건에 의한 추정치

** 는 공선성(collinearity)의 문제로 누락된(omitted) 변수

이상 <표 3>과 <표 4>에서 나타난 결과를 통해 각 변수들의 비용탄력성을 추정할 수 있다. z값을 확인한 결과 대부분의 회귀계수 값들이 통계적으로 유의한 것으로 나왔고 모형의 R^2값도 각각 0.993, 0.959, 0.941으로 나와 모형의 적합도 또한 높은 것으로 확인되었다.

한편, 본 연구의 목적은 주지하는 바와 같이 연구개발투자에 따른 비용저감효과분이며, 이는 다른 조건이 일정하다고 가정할 경우(ceteris paribus) 다음 (16)과 같은 식에 의해 도출될 수 있다.

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln R} = \alpha_R + \gamma_{RR} \ln R + \sum_i \gamma_{Ri} \ln P_i + \gamma_{YR} \ln Y \qquad (16)$$

이상 (16)식을 토대로 연구개발과 결부된 항의 계수들을 보면, 본 효과는 하나의 계수값으로 특정되는 것이 아니라 각 생산요소의 가격변수들에 의존하고 있음을 알 수 있다. 이에 본 논문은 각 생산요소 가격의 대표 값으로서 그들의 평균치를 대입해 보았으며,

그 결과 약 -0.005가 도출되었다. 이는 ICT산업의 연구개발스톡이 1% 증가하면, 동산업의 총비용에서 평균적으로 약 0.005% 정도가 감소한다는 것을 의미한다.

한편, (16)식을 통해 도출된 값은 단지 당해 연도만을 대상으로 하고 있다. 그러나 연구개발투자는 그 특성상 비용저감효과가 단지 그 당해 연도에만 국한될 뿐 아니라 그 영향이 지속적으로 이어질 가능성이 크기 때문에 장기적인 관점에서 살펴보는 것도 의미있을 것이다. 따라서 비용의 저감효과가 모든 연도에 있어 동일하다고 가정한다면[12] 연구개발투자(RI)의 증가가 초래하는 장기적인 비용저감효과는 아래 (17)과 같다.

$$\sum_{i=1}^{\infty}\frac{\partial \ln C_{t+i}}{\partial \ln RI_t}=\sum_{i=1}^{\infty}\frac{\partial \ln C_{t+i}}{\partial \ln R_{t+i}}\frac{\partial \ln R_{t+i}}{\partial \ln RI_t} \tag{17}$$

$$=\frac{\partial \ln C_{t+i}}{\partial \ln R}(1+(1-\theta)+(1-\theta)^2+\cdots)=\frac{\partial \ln C_{t+i}}{\partial \ln R}\frac{1}{\theta}$$

여기서 θ는 비용저감효과에 대한 감가상각률을 의미하며, 본 연구에서는 지식의 진부화를 표현하기 위한 정보통신산업의 R&D 감가상각률 18.6%를 그대로 θ의 값으로 활용하였다.

그 결과 연구개발투입에 대한 장기적인 비용저감 탄력성은 -0.029인 것으로 나타났다. 즉, ICT 연구개발투자의 1% 증가는 총비용의 약 0.029%를 장기적으로 저감시키는 것으로 분석할 수 있다.

이로 보건대, 본 연구의 결과는 선행연구 결과들에 비해 비용저감효과가 다소 미미한 것으로 나타났다. 이러한 결과에 대해 비용함수에서 그 구조적 원인을 찾자면, 연구개발스톡과 중간투입가격의 교차항(γ_{MR}) 계수는 비록 음(-)의 값을 가지나 연구개발스톡과 노동투입가격 및 자본투입가격의 교차항(각각 γ_{LR}, γ_{KR})의 회귀계수가 양(+)으로 추정되면서 비용저감부분을 일부 상쇄하였기 때문인 것으로 분석된다.

한 가지 흥미로운 점은 ICT산업의 연구개발투자에 따른 효과를 자체 산업에 한정할 경우 비용저감효과와 부가가치창출 효과, 양자 간에 대조적인 결과를 보이고 있다는 점이다. 본 연구의 결과인 비용저감효과는 선행연구 결과에 비추어 볼 때 제조업들의 평균 비용저감효과들보다 다소 낮게 계측된 반면, 본 연구와 같은 데이터를 활용하여 부가가치 창출효과를 다룬 박철민 외(2016)에 의하면, ICT산업의 연구개발투자가 부가가치 창

12) 엄밀히 따지면, 비용저감 효과의 발생기간을 유한하게 고려하는 것이 보다 타당할 것이나, 본 연구에서는 단순히 그 기간이 장기적인 영속성을 띤다고 가정하여 도출하였다.

출에 공헌하는 기여도가 48.2%에 이르는 것으로 나타나 국내 산업들의 평균치인 28.1%(신태영, 2004)를 크게 상회하는 것으로 분석된 바 있기 때문이다.[13] 이에 따라 ICT산업의 연구개발투자는 제품혁신에 비해 공정혁신적 기능이 다소 미약한 것으로 판단된다.

추가적으로 비용점유율 방정식의 추정결과를 통해 연구개발투자에 따른 각 생산비용 몫의 변화를 살펴보았다. 이에 연구개발스톡과 중간투입비용의 경우 대체관계(γ_{MR}:-0.057)로 나타나, 연구개발비용의 증가는 중간투입비용을 감소시키는 것으로 확인된다. 반면, 연구개발스톡과 노동비용 및 자본비용은 보완관계(각각 γ_{LR}: 0.041, γ_{KR}: 0.016)로 나타났기 때문에 연구개발비의 증가는 노동비용과 자본비용을 오히려 증가시킴을 알 수 있다.

이러한 결과들에 대한 원인을 진단해보자면, 먼저 ICT산업의 연구개발스톡 증가는 정보통신기술의 발전을 이끌기 때문에 연구개발스톡과 중간투입비용 양자 간에 대체효과가 발생했다고 볼 수 있다. 즉, 정보통신기술의 발전은 통신 및 데이터 처리능력을 향상시켰고, 이로 인한 정보교환의 원활성 및 정보소통의 수월성이 거래비용이나 물류비용 등과 같은 중간투입에 대한 비용을 낮추었기 때문인 것이다(OECD, 2015). 특히, 기술의 발전은 통상 자원 이용의 유연성 및 효율성 제고와 그 희소성을 보완한다는 점을 감안하면(Bretschger, 2005), 양자 간의 대체관계는 타당한 결과인 것으로 사료된다.

다음은 연구개발스톡과 노동비용 간의 관계이다. 이 양자 간의 관계에 대해선 전통적으로 대체와 보완, 두 가지 효과의 발생 가능성이 함께 병립하고 있는 것으로 확인된다. 일반적으로 개별 경제주체들이 연구개발에 투자하는 동기는 대개 기술혁신을 통해 노동투입을 절약하고, 기존의 숙련을 대체하는데 있음에도 불구하고, 역사적으로 돌이켜 보면 간혹 창발된 기술혁신이 이러한 동기나 의도와는 정반대되는 영향을 낳은 경우도 있기 때문이다(허재준 외, 2003).

특히 ICT의 경우, 그 기술이 고도화되고 확산될수록 단순노동의 수요는 감소시키지만, 숙련노동의 수요는 증대시키는 숙련 편향적(skill-biased) 특성을 지니는 것으로 알려진 바 있는데(Berman et al., 1994; 1998; Autor et al., 1998),[14] 이러한 논리에 따르면, 연구개발투자에 따른 노동비용의 상승은 연구개발스톡의 증가에 따라 ICT산업이 고도화될수록 동산업에 종사하는 고숙련 기술자들에 대한 노동수요가 높아졌기 때문인 것으로 판단된다.

---

13) 그 외 홍재표 외(2012), 김규남 외(2013) 등을 비롯한 다수의 연구들에서도 ICT산업의 연구개발투자가 상대적으로 큰 가치창출효과를 유발한다는, 이와 유사한 연구결과를 제시한 바 있다.

14) 한편, 이와 같은 ICT산업의 숙련노동편향성은 기술혁신 과정의 초기단계에 발생하는 일시적인 현상이라는 가설도 있다(허재준 외, 2003).

자본비용의 경우, 일반적으로 연구개발투자가 증대될수록 자본비용은 증가하는 것으로 알려져 있다(Hall, 2002). 이는 연구개발투자의 특성상 연구개발의 실패, 연구목적과 상이한 결과, 부적절한 상품화 시기 등 내·외부적인 원인에 의해 그 보상이 낮아지거나 전혀 없을 수 있는, 즉 큰 불확실성을 내포하고 있기 때문이며(한은정, 2015), 이러한 불확실성이 곧 위험프리미엄(risk premium)으로 작용하면서 자본비용을 증가시키는 것이다. 따라서 이와 같은 관점에서 보자면, ICT산업의 연구개발투자가 증대될수록 동산업의 불확실성 또한 덩달아 증가하게 될 것이고, 이로 인한 리스크(risk)의 증가가 자본비용의 상승을 부추긴 것으로 해석된다.

Ⅴ. 결론 및 한계점

본 연구는 연구개발투자의 확대를 통한 성장전략이 보다 중요한 관심을 갖는 현시점에서 대표적인 R&D 집약적 산업인 ICT산업을 중심으로 연구개발투자로 인한 비용저감 효과를 실증적으로 분석했다는 점에서 그 의의를 찾을 수 있을 것이다. 이에 본고에서는 ICT산업에서 연구개발 투자가 생산비용을 얼마나 저감시켰는지를 분석하기 위해, 초월대수 비용함수와 두 비용점유율방정식의 결합을 통한 연립방정식 분석모형을 설정한 후 SUR기법을 이용하여 연구개발스톡의 비용탄력성을 추정하였다.

이상 그 분석결과를 정리하면 다음과 같다. 먼저, 연구개발스톡의 비용탄력성은 약 -0.005인 것으로 도출되었으므로 다른 조건이 일정하다고 가정할 경우, 연구개발스톡의 1% 증가에 대한 비용저감 효과는 약 0.005%라고 볼 수 있다. 즉, 계측된 자료에 의하면 2013년 기준 ICT 총비용은 약 328조 원, 연구개발스톡은 약 69.6조이므로, 연구개발스톡이 대략 7천억 증가한다면 총비용은 약 180억 원 저감되는 것으로 해석할 수 있다. 아울러 장기적인 비용저감 효과는 그 비용저감 효과가 모든 연도에 있어 동일하다고 가정할 경우, 총비용의 약 0.029%를 저감시키는 것으로 확인된다.

하지만, ICT산업의 연구개발투자는 비록 총비용을 저감시키고는 있으나 그 비용저감 효과는 선행연구 결과들에 비해 다소 미미한 것으로 분석되었는데, 이는 연구개발투입의 증가가 노동과 자본비용의 상승을 부추겼고 그로 인한 구축효과에 의해 비롯된 것으로 보인다. 단, ICT라는 기술의 특성상 타산업과의 융합이 비교적 용이하므로(정순기 외, 2013), 그 파급효과를 고려하면 비용저감 효과는 더욱 크게 유효할 것으로 기대된다. 따

라서 ICT산업의 연구개발 투자가 단지 그 한산업 내의 비용저감 효과뿐만 아니라 기타 산업들에는 얼마나 비용저감 효과를 유발하는지 그 영향을 실증적으로 분석하는 것 또한 큰 의미가 있을 것이라 사료된다.

그리고 더 구체적으로 연구개발투자에 따른 각 생산비용 몫의 변화를 살펴보면, 먼저 연구개발스톡과 중간투입비용의 경우 상호 대체관계로 나타났고 연구개발스톡과 노동비용 및 자본비용은 보완관계로 나타났다. 즉, 연구개발 투입의 증가는 중간투입에 대한 비용은 낮추지만, ICT산업 종사자들의 임금과 ICT설비투자에 대한 가격은 상승시키는 것으로 해석할 수 있다.

이상 이러한 결과들을 종합해볼 때, 본 연구의 결과는 ICT산업의 연구개발투자와 연구개발활동 지원에 대한 정책적 합목적성과 그 타당성을 제공한다 하겠으며, 아울러 동 산업에 대한 정부 및 민간차원의 연구개발 투자 확대 및 지원 정책이 지속적으로 추진되어야 할 것임을 시사한다 하겠다.

그러나 본 연구는 몇 가지 측면에서 한계점을 지닌다. 우선, ICT산업의 비용저감 효과를 분석하기 위해 활용된 분석 데이터들이 일관성 측면에서 미흡한 부분이 있다. 통상 발표기관마다 통계상의 불일치가 존재하기 때문에 동일 기관의 자료 활용이 권고되나, 자료상의 제약으로 인하여 일관된 기관의 자료만을 활용하지 않고 여러 기관들의 자료를 포괄적으로 활용하였기 때문이다. 추후 실증분석의 엄밀성을 더욱 높이기 위해서는 자료선정에 신중을 기할 필요가 있을 것이다.

그리고 본 연구에서는 자료상의 제약으로 인해 제품혁신과 공정혁신을 따로 구분 없이 총연구개발스톡만을 대상으로 비용저감효과를 분석하였다. 이는 곧, 연구개발투자의 증가에 따른 생산비용 저감 효과를 과소 추정할 가능성이 다분하다 하겠다. 따라서 추후 연구에서는 분석 자료의 엄밀성을 높여 순수 공정혁신 연구개발스톡과 생산비용 간의 관계를 분석하는 것도 또 다른 유의미한 시사점을 남길 수 있을 것으로 사료 된다.

끝으로, 이와 같은 분석결과를 필요이상으로 확대 해석하는 것은 마땅히 경계될 필요가 있다. 본 연구의 결과는 분석의 용이성을 위해 일부 인위적인 가정과 제약 하에서 얻어진 것들이므로 도출된 결과를 일반화하기 어렵기 때문이다. 예컨대, 핵심 독립변수 중 하나인 연구개발스톡은 비록 선행연구들에 의해 많이 준용된 바 있지만, 실제 그 계측과정에는 다양한 가정들이 전제되어 있어 계측상의 오류(measurement error)를 배제하기란 어렵다. 따라서 이러한 부분들에 대해서는 그 해석에 다소 주의를 기할 필요가 있다.

참고문헌

(1) 국내문헌

KISTEP (2014), 「2013년도 연구개발활동조사보고서」, 서울: 한국과학기술기획평가원.

김규남・김정언・정현준・이영수 (2013), 「ICT R&D 투자의 효율성 분석과 중장기 투자방향 연구」, 충북: 정보통신정책연구원.

김상호・한광호 (1999), “한국 제조업에 있어서 사회간접자본과 공공연구개발 자본의 생산효과”, 「한국지역개발학회지」, 제11권 제1호, pp. 139-157.

김선근・오완근 (2004), “정부와 민간의 R&D 투자 및 국민소득간의 인과관계 분석: 한・미・일 국제비교”, 「기술혁신학회지」, 제7권 제2호, pp. 257-281.

남준우 (2000), “초월대수함수를 통하여 본 연구개발투자의 가격에 대한 장기효과 분석”, 「시장경제연구」, 제29권 제2호, pp. 201-212.

노재선・홍준표・권오상 (2004), “한국 농업의 연구개발투자 효과분석”, 「농업경영・정책연구」, 제31권 제2호, pp. 311-328.

박수경 (2003), “목표좌표를 이용한 다차원 선호도 분석의 최적좌표화”, 숙명여자대학교 석사학위논문.

박승록 (2014), “창조경제에서 정보통신기술의 활용과 일자리 창출 및 성장”, 「생산성논집」, 제28권 제2호, pp. 51-86.

박철민・구본철 (2015), “우리나라 R&D 디플레이터의 산출 및 분석”, 기술경영경제학회 2015 하계학술대회 발표논문집.

박철민・한정민・구본철 (2016), “R&D기여율 차등적용에 관한 탐색연구: ICT R&D사업을 중심으로”, 「기술혁신학회지」, 제19권 제1호, pp. 29-47.

송문갑・전태갑 (1992), “SUR 모형을 이용한 농가소비구조 분석”, 「전남대학교 지역개발연구」, 제28권, pp. 67-85.

신강원・최기주 (2014), “SUR 모형을 이용한 강수량과 대중교통 승객 수간 관계 분석”, 「대한교통학회지」, 제32권 제2호, pp. 83-92.

신태영 (2004), 「연구개발투자의 경제성장에 대한 기여도」, 충남: 과학기술정책연구원.

양희승 (2010), “R&D 예비타당성조사에서의 편익 추정의 정형화 가능성에 관한 고찰”, 「정책분석평가학회보」, 제20권 제2호, pp. 77-101.

이경석・박명철・이덕희 (2006), “시차분석을 통한 정보통신산업 연구개발투자가 총요소생산성에 미치는 효과 연구”, 「한국통신학회논문지」, 제31권 제2B호, pp. 154-163.

이달석 (2000), “한국 제조업의 생산구조와 에너지수요요소간 대체와 기술변화의 영향”, 명지대학교 박사학위논문.

이헌준・백철우・이정동 (2014), “기업 R&D투자의 시차효과분석”, 「기술혁신연구」, 제22권 제1호, pp. 1-22.

장진규・정성철・김기국 (1994), 「연구개발 투자의 경제효과 분석」, 서울: 한국과학기술연구원.

정기순 (2001), “초월대수가변비용함수모형을 이용한 정보통신기기 제조업의 기술진보 측정”, 충남대학교 석사학위논문.

정성철・장진규 (1993), 「기술개발투자의 경제효과분석: 모형개발을 위한 사전조사 연구」, 서울: 한국과학기술연구원.

정순기・이병호 (2013), “ICT 융합 진화과정의 동태성: 실리콘밸리 지식 융합 사례를 중심으로”, 「한국IT서비스학회지」, 제12권 제1호, pp. 143-161.

조헌주 (2015), “초월대수 비용함수 추정을 통한 KLEM 요소간 대체성 연구”, 부경대학교 석사학위논문.

추정엽 (2008), “부품소재기업의 연구개발투자와 비용효율성의 관련성에 관한 실증연구”, 「산업경제연구」, 제21권 제6호, pp. 2413-2431.

한국은행 (2014), 「한국의 국민대차대조표 해설」, 서울: 한국은행.

한국정보통신기술협회 (2003), 「정보통신부문 상품 및 서비스 분류체계 표준」, 경기: 정보통신기술협회.

한국정보통신진흥협회 (2015), 「2014 ICT실태조사」, 서울: 정보통신진흥협회.

한은정 (2015), “연구개발지출이 자본비용에 미치는 영향”, 경북대학교 석사학위논문.

허재준・이영수・서환주, (2003), 「정보통신기술과 숙련노동」, 서울: 한국노동연구원

홍재표・최나린・김방룡 (2012), “IT산업 연구개발투자의 경제적 효과 분석”, 「한국통신학회논문지」, 제37권 제9호, pp. 837-848.

(2) 국외문헌

Autor, D. H., L. F. Katz and A. B. Krueger (1998), “Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 4, pp. 1169-1213.

Berman, E, J. Bound and S. Machine (1998), “Implications of Skill-biased Technological Change: International Evidence”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 4, pp. 1245-1279.

Berman, E, J. Bound and Z. Griliches (1994), “Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufacturing Industries”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 2, pp. 367-398.

Bernstein, J. I. and Nadiri, M. I. (1988), “Interindustry R&D spillovers, rates of return, and production in high-tech industries”, *American Economic Reivew, Papers and Proceedings*, pp. 429-434.

Bernstein, J. I. and Mamuneas, T. P. (2006), "R&D depreciation, stocks, user costs and productivity growth for US R&D knowledge intensive industries", *Structural Change and Economic Dynamics*, Vol. 17, No. 1, pp. 70-98.

Bretschger, L. (2005), "Economics of technological change and the natural environment: How effective are innovations as a remedy for resource scarcity?", *Ecological Economics*, Vol. 54, No. 2, pp. 148-163.

Christensen, R. G., Jorgenson, D. W. and L. J. Lau (1971), "Conjugate duality and transcendental logarithmic production function", *Econometrica*, Vol. 39, No. 4, pp. 255-256.

Christensen, L. R. and W. H. Greene (1976), "Economies of scale in U.S. electric power generation", *The Journal of Political Economy*, Vol. 84, No. 4, pp. 655-676.

Diewert W. E. (1974), *Applications of Duality Theory, In Frontier of Quantitative Economics*, edited by M. D. Intriligator and D. A. Kendrick, Amsterdam: North-Holland.

Griliches, Z. (1979), "Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth", *Bell Journal of Economics*, Vol. 10, pp. 92-116.

_____ (1980), "R&D and the Productivity Slowdown", *American Economic Review*, Vol. 70, pp. 343-348.

Hall, R. E. and D. E. Jorgenson (1967), "Tax Policy and Investment behavior", *The American Economic Review*, pp. 391-414.

Hall, B. H. (2002), "The financing of research and development", *Oxford review of economic policy*, Vol. 18, No. 1, pp. 35-51.

Jaffe, A. (1986), "Technological opportunity and spillovers of R&D: evidence from firms' patents, profits and market value", *American Economic Review*, Vol. 76, No. 5, pp. 984-1001.

Levin, R. C. and P. C. Reiss (1984), "Tests of a Schumpeterian model of R&D and market structure", in Z. Griliches (ed.), pp. 175-208.

Lundvall, B. A. (1992), *National Innovation System: Towards a Theory of Innovation and Interactive Learning*, Lundon, UK: Printer.

Nadiri, M. I. and Mamuneas, T. P. (1994), "The Effects of Public Infrastructure and R&D Capital on the Cost Structure and Performance of U.S. Manufacturing Industries", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 76, No. 1, pp. 22-37.

Nieto, M. J., and Santamaria, L. (2007), "The importance of diverse collaborative networks for the novelty of product innovation", *Technovation*, Vol. 27, No. 6, pp. 367-377.

OECD (2001), *Measuring Productivity: OECD Manual, Measurement of Aggregate and Industrial-level Productivity Growth*.

_____ (2002), “The Measurement of Scientific and Technical Activity”, *Frascati Manual*.

_____ (2005), *Oslo Manual*, Paris, France: OECD Publishing.

_____ (2015), *Addressing the Tax Challenges of the Digital Economy*, Paris, France: OECD Publishing.

Von Hippel, E. (1976), “The dominant role of users in the scientific instrument innovation process”, *Research Policy*, Vol. 5, No. 3, pp. 212-239.

Zellner, A. (1962), “An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 57, pp. 348-368.

_____ (1963), “Estimators for seemingly unrelated regression equations: Some exact finite sample results”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 58, pp. 977-992.

□ 투고일: 2016. 05. 18 / 수정일: 2016. 06. 20 / 게재확정일: 2016. 07. 07