

## IT 기업 R&D 투자의 효율성 분석

A performance analysis of R&D in the IT industry sector

김상태, 표경민\*

### < 요약 >

IT 기업의 기술적 효율성의 정도를 추정하고, 그 결정요인을 알아보기 위해 Coelli(1995)의 확률적프론티어(Stochastic Frontier model) 중 초월대수 변경생산함수(translog stochastic frontier production function)를 설정한다. 분석결과 연구개발투자, 기업의 재무구조, 설비투자효율, 노동소득분배율 등은 기업의 비효율을 감소시키는 역할을 하는 반면, 기업규모, 재고자산증가율, 자기자본증가율 등은 기업의 비효율성을 더 높여주는 것으로 나타났다.

1990년부터 2004년까지 국내 제조업 전체의 생산의 기술적 효율성은 평균 0.5311로 이는 생산효율성이 53.11%임을 의미하고, 비효율성은 46.89%에 달한다고 볼 수 있다. IT 기업의 기술적 효율성은 0.5337로 제조업과 비슷하지만, IT 대기업은 0.61, IT 중소기업은 0.511로 대기업과 중소기업의 격차가 크게 발생하고 있다.

## 1. 서론

IT산업은 747억 달러를 수출('04년 기준)하여 우리나라 수출의 29.4% 점유하고, '99년 이후 연평균 17.7%의 고성장을 지속하여 IMF 경제위기 극복과 경제 제도약의 핵심동력으로 성장하였다. 당분간은 우리경제의 중심축을 이룰 것으로 기대된다. 이런 성과는 기업의 끊임없는 연구개발투자의 결과이며, 정부의 정책적인 뒷받침도 중요한 역할을 했다. 앞으로도 지속적인 성과를 위해서 연구개발투자를 확대하고, 동시에 생산의 효율성을 높일 수 있도록 하는 것이 중요하다. 기업의 생산과정에 나타나는 비효율은 생산비용을 증가시켜 가격경쟁력을 떨어뜨리는 요소로 작용한다. 이러한 기업의 비효율성을 김상호(2001)는 내적·외적 요인으로 나누고 있다. 내적요인으로는 기업의 규모 및 시장점유율, 연구개발투자의 크기, 경영진의 경영방법, 국제화수준 등이고, 외적요인으로는 포화상태에 이른 사회간접자본으로 인한 생산의 비효율성, 공공연구개발투자의 위축, 금융시장의 비효율성으로 인한 금융비용의 증가 등이다. 정부와 기업 모두에게 비효율성의 제거는 중요한 과제다. 기업 차원에서는 외적요인보다는 내적요인에 대한 통제를 통해 비효율성을 높일 수 있을 것으로 기대되며, 비효율성의 결정요인이 무엇인지 밝혀야 하고, 이를 제거 해야만 한다.

본고에서는 IT 기업의 효율성 증대를 통해 기업의 경쟁력을 향상시킬 수 있는 방안을 모

1) 김상태, 정보통신연구진흥원 연구원, 042-710-1363, [stkim@iita.re.kr](mailto:stkim@iita.re.kr)  
표경민, 정보통신연구진흥원 연구원, 042-710-1366, [gmpyo@iita.re.kr](mailto:gmpyo@iita.re.kr)

색하기 위해 IT기업의 생산 효율성의 크기를 추정한다. 또한 기업의 효율성 결정요인을 알아보고, 특히, R&D 투자가 생산효율성에 어떤 영향을 미치고 있는지 알아보려고 한다. R&D 투자의 증가는 생산변경을 이동시키기 때문에 기업이 주어진 요소투입량으로 생산할 수 있는 생산가능량을 증가시켜준다. 만약 R&D 투자로 인해 생산변경이 상향이동하고, 경영자들이 연구개발투자의 결과물을 실제생산에 바로 적용시키지 못하면, 생산변경과 실제생산의 차이로 나타나는 기술적 효율성은 감소하게 될 것이다(Perelman, 1995). 그러나 만약 연구개발 투자가 실제생산에 직결되거나 다른 기업의 생산에 빠른 속도로 전파된다면, 기술적 효율성은 오히려 증가하게 된다. 전자는 대규모 연구개발투자로 발생 가능한 기술혁신에 해당할 것이며, 후자는 실제생산에 적용이 쉽거나 혹은 실제생산을 효율적으로 이끌수 있는 소규모 기술개발이 해당된다(김삼호, 2001). 연구개발과 기술적 효율성의 모호한 관련성은 이런 상반된 영향을 규명할 수 있는 실증분석의 필요성을 제기한다.

연구개발 투자에 관한 외국연구로 Perelman(1995)는 연구개발투자와 기술적 효율성의 관계를 OECD 국가의 자료에 적용한 결과, 연구개발투자는 기술적 효율성에 부정적인 유의한 영향을 미치고 있음을 보고하였다. 이런 결과는 연구개발투자가 생산변경의 상향이동을 가져오면 생산변경과 실제생산과의 격차는 더욱 커지기 때문이라고 보고 있다.

생산의 효율성을 추정하기 위해 확률적 변경생산함수 모형(stochastic frontier production function model)을 이용하여 생산함수의 추정과 더불어 기업내적으로 존재하는 비효율성의 결정요인을 분석한다. 확률변경함수는 가장 효율적인 생산기술로 생산활동을 하고 있다는 것을 명시적으로 반영한다. 따라서 기술적 비효율성(technical inefficiency)은 실제산출량과 산출가능량의 차이로 생산의 비효율로 인해 발생한 추가 생산비를 나타낸다.

본고는 제 2장에서 추정자료 및 방법을 제시하고, 제 3장에서는 추정결과를 제시하고, 마지막 장에서는 연구결과를 요약하는 것으로 구성한다.

## II. 추정모형 및 방법

### 1. 추정방법

기업의 효율성을 추정하기 위한 시도는 Farrell(1957)의 연구이후 지속적으로 발전하였으나, 대체로 자료포락분석(DEA; data envelopment analysis)와 확률적 프론티어 함수(stochastic frontier model), 감마밀도를 가정한 확정적 프론티어 함수(deterministic frontier production function or full frontier production function)의 방법이 이용되고 있다. 각각의 추정모형은 장단점을 가지고 있다.

우선 DEA는 다차원의 산출물과 투입물을 다룰 수 있어 생산함수 형태를 가정할 때 발생할 수 있는 설정오류(specification error)를 줄일 수 있는 장점이 있는 반면, 확률적 변경함수에 비해 그 추정치가 이상치(outlier)에 민감하고 통상적인 통계적 오차를 기술적 효율성과 구분하지 못하는 단점이 있다. 확정적 프론티어 모델(deterministic frontier model)은 최우추정법(MLE)을 통한 모수 추정에서 최소자승법이나, 확률적 프론티어 모형에 비해 최우추정치의 우월성이 실증되었다(Greene, 1980). 그러나, 계량경제학적인 추정치는 확

률적 오차를 통제할 확률오차항을 포함하고 있지 않기 때문에 자료상에 백색잡음(white noise)의 존재에 매우 민감하게 반응하게 된다. 반면, 확률적 프론티어 생산함수모형은 통상의 확률오차항, 즉 기술적 비효율성과 관련된 오차항을 가진다고 가정하기 때문에 분석에 이용하는 것이 바람직하다(이병기, 2000). 확률적 프론티어 함수는 기업이 그들의 생산 기술을 효율적으로 활용하고 있지 않다는 인식으로부터 시작한다. 즉 가장 효율적인 생산 기술(best practice technology)을 규정하는 프론티어 내부에서 생산활동을 하고 있다는 것을 명시적으로 반영하는 것이다. Battese and Coelli(1995)의 확률적 변경함수 모형은 외적 환경변화에 따라 자료에 백색잡음이 있는 산업의 기술적 효율성 분석에 적합하다. 또한 패널자료를 이용하여 기술적 효율성 변화와 기술변화를 모두 포착할 수 있을 뿐 아니라 기술적 효율성 변화를 설명하는 결정요인들을 분석하는데 이용할 수 있는 장점이 있다<sup>2)</sup>.

이 연구는 IT 기업에 존재하는 기술적 효율성의 정도를 추정하고 그 기술적 효율성이 어떤 요인에 의해 변동되는가를 동시에 실증하는 것을 목적으로 하고 있다. 따라서 이병기(2000)와 Battese and Coelli(1995)의 연구에 따라 모수적 접근법으로 비효율성 효과를 포함하는 확률적 프론티어 모형을 분석모형으로 설정하였다.

## 2. 추정모형

기존의 실증연구는 확률적 프론티어 모형을 추정하고, 이 프론티어를 이용하여 기업의 효율성을 추정한다. 그리고, 예측된 효율성의 추정치를 기업고유의 변수들에 회귀하는 방식을 취했다. 이를 통해 기업간 효율성의 차이를 밝히려 했으나, 분석에 사용된 2단계 추정절차는 각 추정단계에서 비효율성의 효과가 독립적이라는 가정 때문에 일치성이 없는 것으로 알려졌다. 그러나, Kumbhakar, Ghosh, 및 McGuckin(1991), Reifschneider와 Stevenson(1991)는 2단계 추정절차는 1단계추정절차에 의해 얻을 수 있는 추정치와 달리 효율적인 추정치를 가져올 수 없다고 지적하고 있다. Battese와 Coelli(1995)는 Kumbhakar, Ghosh, 및 McGuckin(991)의 모형과 유사한 모형에서 배분적 효율성을 추가하는 패널자료를 사용하여 생산 프론티어와 효율성을 동시에 추정하는 모형을 제안하였다. 확률적 변경 생산함수는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_{it} = X_{it}\beta + (v_{it} - u_{it}), \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

여기서  $Y_{it}$ ,  $X_{it}$ 와  $\beta$ 는 각각 기업  $i$ 의  $t$ 기의 생산량, 투입량의  $K \times 1$  벡터, 그리고,  $\beta$ 는 추정계수를 나타낸다.  $v_{it}$ 는 확률변수로 상호독립이며 동일한  $N(0, \sigma_v^2)$ 분포를 가지고  $u_{it}$ 와 상호독립이다.  $u_{it}$ 는 양의 값을 가지는 확률변수로 생산에 있어서 비효율성을 나타내고, 독

2) 확률적 프론티어 함수는 Aiger et al.(1977) 및 Meeusen 과 van den Brock(1977)에 의해 제안되었으며, 초기에는 횡단면 자료를 분석하는데 활용되었음. 횡단면자료를 이용하여 확률적 프론티어함수를 추정할 경우 다음과 같은 문제점이 지적되고 있음 ① 기업별 비효율성을 추정할 수 있으나 그 추정량의 일치성(consistency)는 보장되지 않음, ② 기술적 비효율성의 확률분포를 임의로 가정함으로써, 가정에 따라 계수의 추정치가 달라짐, ③ 기술적 비효율성 변수와 설명변수 간에 상호독립이라는 가정이 필요, 그러나 기업이 자신의 비효율성의 크기를 알면, 생산요소의 조정을 통한 비효율성을 개선할 수 있기 때문에 상호독립성 가정은 비현실적임 (Schmidt와 Sickles, 1984)

립적이며 0에서 절단된  $N(m_{it}, \sigma_u^2)$  분포를 가진다.

비효율성을 나타내는 오차항의 평균,  $m_{it}$ 는 기업고유의 특성을 나타내는 변수에 의해 영향을 받으며, 다음과 같이 나타낸다.

$$m_{it} = Z_{it}\delta \quad (2)$$

$Z_{it}$ 는 기업의 효율성에 영향을 미치는 변수들의  $p \times 1$  벡터이며,  $\delta$ 는  $1 \times p$  벡터로 기업효율성의 영향 정도를 나타내는 추정계수이다. Battese와 Corra(1977)는  $\sigma_v^2$ 와  $\sigma_u^2$ 를  $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ 과  $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ 으로 대체하여 추정모수를 최우추정법(MLE)으로 추정하며, 실제 추정에는 Coelli(1996)의 Frontier 4.1을 사용한다.

생산함수를 콥더글라스(Cobb-Douglas) 생산함수로 가정할 경우와 달리 초월대수(translog) 생산함수를 가정하게 되면 대체탄력성 제약을 부과하지 않으면서 함수형태가 보다 유연(flexible)해 진다는 장점이 있다(박헌수, 지우석, 2004). 따라서 본 연구에서는 생산요소들간의 대체관계를 보다 유연하게 다룰 수 있는 초월대수 생산함수 모형을 사용한다. 또한 기술진보를 모형에 반영하기 위해 시간변수를 사용하며, 생산과정의 기술적 비효율성을 추정하기 위해서 다음과 같은 초월대수 변형생산함수(translog stochastic frontier production function)를 설정한다.

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j x_{ijt} + \alpha_T t + \beta_{TT} t^2 + \sum_j \sum_l \beta_{jl} x_{lit} x_{jit} + \sum_j \beta_{Tj} t x_{jit} + v_{it} - u_{it} \quad (3)$$

단,  $j, l = L, K$

$$u_{it} = \delta_0 + \sum_{i=1}^N \delta_i Z_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

이 모형에서 하첨자  $i$ 와  $t$ 는 각각 기업( $i = 1, 2, \dots, N$ )과 시간( $t = 1, 2, \dots, T$ )를,  $j$ 는 노동(종업원 수)을,  $l$ 은 자본(유형고정자산-건설가계정)을 나타낸다.  $Y$ 는 생산물의 대리변수인 부가가치를 나타낸다.  $v$ 는  $N(0, \sigma_v^2)$ 인 정규분포를 갖는 확률적 오차항이고,  $u$ 는 기술적 비효율성에 의한 생산량의 손실로 항상 양(+)의 값을 갖는다(즉,  $u \geq 0$ ). 또한 확률적 오차항  $v$ 는 기술적 오차항  $u$ 와는 무관하다고 가정한다. 기업의 기술적 비효율성 오차항  $u$ 는 기술적 비효율성에 영향을 주는 요인( $Z$ ), 즉 기업의 구조적인 특성을 나타내는 변수를 포함하고 있다. Battese and Colli(1995)가 제안한 로그 우도함수를 이용하여 (3)식과 (4)식을 최우추정법으로 동시에 추정하여 모수를 추정한다.

기업의 기술적 효율성에 영향을 미치는 변수로는 기업의 재무구조(외부자본비율\_차입금, 외부자본비율\_이자비용), 기업규모, 재고자산증가율, 자기자본비율, 설비투자효율, 노동소득분배율, 기업의 설립년도 등을 고려할 것이다. 기업의 기술적 효율성은 다음과 같이 정의된다.

$$TE_{it} = \exp(-u_{it}) \quad (5)$$

기업의 기술적 비효율성은 실제 생산량과 기술적 비효율성이 없을 경우의 생산 가능량의

비율로 정의된다. 즉, 기술적 비효율이 0이면, 이 기업의 기술적 효율성은 1이 되고, 그렇지 않으면 1보다 작은 범위에 있게 된다. 즉,  $0 \leq TE \leq 1$ 의 범위에서 결정된다.

본 모형은 이러한 기업의 효율성 결정요인으로 고려할 변수들이 제조업의 기술적 효율성에 어떤 영향을 어느 정도 미치는가를 분석한다.

### III. 추정자료 및 추정결과

#### 1. 추정자료

분석에서 사용된 자료는 기업의 재무제표 자료를 활용하여, 1990~2004년까지 15개년도의 불균형 패널자료를 이용한다. 표본기업은 거래소기업(KSE)와 코스닥기업(KSQ)에 상장된 제조업체 중 결산일이 12월에 속하는 기업들로, 자료의 신뢰성을 높이기 위해 관리대상 기업은 분석에서 제외하였다. 동기간에는 상장되는 기업과 상장 폐지되는 기업이 존재하나, 본고에서는 분석기간 중 상장 폐지된 기업은 고려하지 않았다.

실증분석은 한국표준산업분류(KSIC: Korean Standard Industry Classification)의 대분류에 의해 제조업을 추출하고, IT 기업은 세세분류까지 분류하였다.

확률적 변경함수의 추정에 사용된 변수는 생산물변수, 자본 및 노동변수로 나누어진다<sup>3)</sup>. 생산물변수는 부가가치 또는 매출액을 이용할 수 있으나, 본고에서는 매출액을 사용할 경우 중간투입물을 제하는 번거로움을 피하기 위해 부가가치를 이용한다. 노동변수는 전체 종업원 수, 자본변수는 유형고정자산-건설가계정을 사용한다. 부가가치는 도매물가지수로, 자본변수는 총고정자본형성에 관한 GDP디플레이터로 디플레이트한 실질변수를 이용한다. 모든 변수는 로그변환하여 2000년을 기준으로 불변가치로 환산하여 사용한다.

기업의 기술적 효율성에 영향을 미치는 변수는 R&D 투자, 기업의 재무구조(외부자본비율\_차입금, 외부자본비율\_이자비용), 기업규모, 재고자산증가율, 자기자본비율, 설비투자효율, 노동소득분배율, 기업의 설립년도(업력) 등을 고려한다. R&D 투자는 손익계산서의 연구비, 경상개발비, 경상연구개발비와 제조원가명세서의 연구비 및 경상개발비, 현금흐름표의 개발비의 증가 등의 합계를 이용한다<sup>4)</sup>. 또한 R&D투자는 도매물가지수로 디플레이트한 실질변수를 2000년을 기준으로 불변가치로 환산하여 사용한다.

기업규모, 외부자본비율, 설립년도 등은 로그변환하여 이용하고, 재고자산증가율, 자기자본증가율, 설비투자효율, 노동소득 분배율 등은 한국은행의 기업경영분석의 비율변수를 사용한다<sup>5)</sup>. 기업규모의 대리변수로 자산총계를 사용하고, 외부자본비율은 외부자본으로 인

3) 계량경제학적 방법은 연구개발투자를 기업의 독립변수로 포함한 생산함수를 추정하는데, 통계자료의 한계와 분석방법으로 인해 해결되지 않은 많은 문제점이 있어 생산효율성의 결정변수로 처리

4) 연구개발비의 경제적 효과를 분석하기 위해 스톡(stock) 자료를 사용하는데, 연구개발 투자비 플로우(flow)를 영구재고법 등을 사용해 스톡으로 환산할 경우, 초기자본의 가정과, 감가상각률의 적용으로부터 발생하는 자의성과 오류를 피하기 위해 연구개발 투자액의 합계를 이용한다.

5) 외부자본비율\_차입금 = 차입금의존도×총자본  
 외부자본비율\_이자비용 = (금융비용/매출액)×매출액  
 재고자산증가율 = 당기말재고자산/전기말재고자산×100-100  
 자기자본증가율 = 당기말자기자본/전기말자기자본×100-100

해 발생하는 지급이자와 사채이자의 지불액을 매출액으로 나눈 이자비용과 기업운영을 위해 외부에서 차입한 차입금의 규모를 구분하여 고려한다. 기업규모에 따라서 외부자본에 의한 효과가 달리 나타날 것으로 기대되기 때문에 두 변수 모두를 고려하였다.

분석에 필요한 모든 자료는 한국신용평가(주)의 KIS-Value plus에서 제공받았기 때문에 자료의 출처에 따른 자료집계의 오차를 줄일 수 있는 장점이 있다.

<표 1> 사용변수의 평균

	제조업 전체			IT 제조업		
	평균	표준편차	관측수	평균	표준편차	관측수
부가가치*	6.922	0.623	4,214	6.940	0.688	2,252
종업원수*	2.247	0.526	5,185	2.277	0.571	2,797
유형고정자산-건설가계정*	4.848	0.769	5,262	4.825	0.861	2,853
연구개발투자*	3.535	0.932	4,081	3.736	0.919	2,317
외부자본비율_차입금*	6.408	0.765	4,753	6.468	0.839	2,554
외부자본비율_이자비용*	5.776	0.863	5,073	5.768	0.934	2,743
기업규모*	7.425	0.663	5,284	7.446	0.727	2,855
재고자산증가율**	93.69	1596.68	4,864	121.81	2121.93	2,609
자기자본증가율**	75.26	621.64	4,796	86.47	780.90	2,570
설비투자효율**	160.18	360.43	4,425	181.15	422.50	2,382
노동소득분배율**	64.00	1879.85	4,424	40.32	2141.83	2,382
설립년도*	7.298	0.002	7,035	7.298	0.002	3,960

주) \*는 로그변환, \*\*는 비율변수로 각각의 추산방식은 한국은행의 기업경영분석을 따름

## 2. 추정결과

### 1) 생산성의 추정결과

추정결과에서 확률적 변경생산함수에 의한 추정이 타당한지 여부는  $\gamma^6$ 의 유의성에 따라 좌우된다. 추정결과에서  $\gamma$ 는 확률적 부분과 기술적 효율성을 나타내는 분산의 상대적 비율로  $\gamma$ 가 0이라는 귀무가설을 기각할 수 없다면  $\sigma_u^2$ 가 0임을 의미한다. 이는 모형에서 기술적 효율성을 나타내는  $u$ 항이 모형에서 불필요함을 의미하며, 확률적 변경함수로 추정할 필

설비투자효율 = 부가가치/(유형자산-건설중인자산)×100

노동소득분배율 = 인건비/부가가치×100

6)  $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2}$  이다.

요가 없이 일반적인 추정방법을 따르면 된다. 이 경우 OLS 추정은 일치적(consistent) 추정량이 된다(허윤, 신범철, 2004).

가설검정은 로그우도비 검정통계량(likelihood ratio test)를 사용하고, 검정통계량  $\lambda$ 는  $\lambda = -2 \times [L(H_0) - L(H_A)]$ 이 된다.  $L(H_0)$ 는 귀무가설 하에서의 로그우도 값(log likelihood function)을,  $L(H_A)$ 는 귀무가설에 제약이 없을 때의 로그우도 값을 의미한다. 만약 귀무가설이 사실인 경우  $\lambda$ 는 제약식 수를 자유도로 하는  $x^2$ 분포 또는 복합 $x^2$ 분포를 이룬다. 또한 Coelli(1995)에서 언급하였듯이 귀무가설  $\gamma=0$ 을 포함하는 경우, 검정통계량은  $\lambda$ 는 복합 $x^2$ 분포를 따른다. 복합 $x^2$ 분포는 Kodde and Palm(1986)의 table 1을 따른다.

가설검정을 위해 먼저 비효율성 효과를 포함한 확률변경모형에 대한 로그우도함수와 비효율성 효과를 포함하지 않는 생산함수의 통상최소자승(OLS)에 대한 로그우도함수를 이용하여 우도비검정통계량을 계산한다. 귀무가설에  $\gamma=0$ 을 포함하므로 Kodde and Palm(1986)의 table 1에서 1% 유의수준하에서 자유도 9개(제약식수)를 가진 복합 $x^2$ 분포의 임계값 20.792를 얻을 수 있다. 이 임계값이 우도비검정통계량보다 크면 귀무가설을 기각할 수 없다. 그러나, 본 추정모형에서는 생산의 비효율성 효과가 존재하지 않는다는 귀무가설( $H_0 : \delta_0 = \delta_i = 0$ )에 대한 귀무가설을 기각할 수 있다. 즉, 국내 제조업체는 비효율적인 생산을 하기 때문에 일반적인 생산함수를 사용하는 것 보다는 확률적 변경생산함수를 사용하여 추정하는 것이 적절하다 할 수 있다.

<표 2> 비효율성 효과에 대한 가설검정 결과

	제조업	제조업 _대기업	제조업 _중소기업	IT기업	IT기업 _대기업	IT기업 _중소기업
우도비검정통계량 ( $\delta = 0$ )	6671.473	1995.951	5461.906	4037.556	1325.857	3418.633
채택여부	$H_0$ 기각	$H_0$ 기각	$H_0$ 기각	$H_0$ 기각	$H_0$ 기각	$H_0$ 기각

확률적 부분과 기술적 효율성을 나타내는 분산추정치  $\gamma$ 의 의미를 좀더 살펴보면, 제조업 전체의 분산 추정치는 8.7922로 유의한 값을 나타내고 있고,  $\gamma$ 의 추정치는 0.9978을 나타내고 있다. 이는 확률적 변경함수의 잔차분산의 99.8%가 기술적 비효율성에 의해 설명된다는 것을 의미한다. IT 산업의 경우도  $\gamma$ 의 값이 99.75%에 달해 IT제조업의 생산함수의 잔차변화가 기업외적 환경보다는 주로 생산의 기술적 비효율성에 의해 크게 영향을 받고 있음을 알 수 있다.

제조업의 생산함수 추정결과 자본은 부가가치에 유의한 양의 결과를 보이지만, 노동은 유의한 음의 효과를 보이고 있다. 또한 노동의 증가는 기업규모에 따라 그 효과가 다르게 나타나는데, 대기업은 유의한 양의 효과를 중소기업은 유의한 음의 효과가 있는 것으로 추정되었다.

IT 산업의 경우도 제조업의 추정결과와 유사한 결과를 얻었다. 즉, 노동의 증가는 시간이 지남에 따라 증가하는 부가가치에 유의한 음의 효과가 있고, 자본의 증가는 부가가치의 증가에 양의 효과를 보이고 시간에 따라 감소한다. 기업규모에 따라서 IT 대기업은 노동과 자본 모두에서 부가가치에 유의한 양의 효과가 있으나, 중소기업은 노동에서 부가가치에 유의하지 않는 음의 효과가 있는 것으로 나타났다.

<표 3> 확률적 프론티어 함수 추정결과

	제조업	제조업 _대기업	제조업 _중소기업	IT기업	IT기업 _대기업	IT기업 _중소기업
절편	0.0979 (5.91)	0.1143 (3.52)	0.2774 (16.49)	0.1609 (7.05)	0.0604 (1.83)	0.2106 (14.89)
$\ln L$	-0.3336 (-3.52)	0.3585 (2.77)	-0.3330 (-2.15)	-1.7743 (-11.19)	0.4285 (2.57)	-0.5157 (-1.60)
$\ln K$	2.5487 (54.85)	1.8681 (26.92)	2.8191 (39.58)	3.1658 (39.68)	1.7900 (19.82)	3.2472 (23.41)
$t$	0.0154 (2.62)	0.0501 (4.89)	-0.0629 (-8.88)	0.0184 (2.13)	0.0636 (5.86)	-0.0652 (-8.25)
$\ln L^2$	0.7322 (42.43)	0.3937 (18.46)	0.8265 (24.11)	0.6621 (18.45)	0.5127 (11.94)	0.5165 (8.58)
$\ln K^2$	-0.1352 (-16.04)	-0.0294 (-3.13)	-0.0005 (-0.04)	-0.1956 (-15.03)	0.0292 (1.18)	-0.0779 (-2.93)
$\ln L * \ln K$	-0.4513 (-22.11)	-0.3878 (-18.42)	-0.8513 (-26.53)	-0.2715 (-7.12)	-0.5432 (-8.65)	-0.6445 (-8.63)
$t^2$	-0.0009 (-1.48)	-0.0057 (-7.48)	0.0069 (9.32)	-0.0008 (-0.98)	-0.0054 (-6.41)	0.0073 (7.50)
$\ln L * t$	0.0424 (7.27)	0.0533 (5.34)	0.1358 (14.75)	0.1129 (9.93)	0.0802 (5.68)	0.1518 (7.97)
$\ln K * t$	-0.0149 (-5.09)	-0.0177 (-3.31)	-0.0785 (-17.40)	-0.0485 (-8.08)	-0.0351 (-4.48)	-0.0910 (-10.28)
절편	-24.3529 (-46.18)	-29.8383 (-16.09)	-30.8023 (-46.72)	-29.5986 (-30.32)	-28.4484 (-16.03)	-23.6423 (-33.41)
연구개발투자	-0.3608 (-7.01)	-1.2888 (-11.75)	-0.1589 (-2.58)	-0.4733 (-7.74)	-1.0792 (-6.79)	-0.0569 (-0.71)
외부자본비용_차입 금	-0.2618 (-6.53)	-0.8218 (-9.72)	-0.3263 (-6.43)	-0.4226 (-8.56)	-0.8659 (-7.62)	-0.1294 (-1.54)
외부자본비용_이자 비용	-0.7031 (-13.67)	-0.8619 (-5.90)	-1.1802 (-18.90)	-1.2378 (-16.45)	-0.7213 (-3.34)	-0.4304 (-4.03)
기업규모	0.9773 (11.07)	2.4328 (7.29)	0.4231 (3.50)	1.3251 (12.44)	2.3149 (4.21)	0.7498 (4.38)
재고자산증가율	0.0001 (1.92)	-0.0006 (-2.70)	0.0001 (1.86)	0.0002 (7.90)	0.0004 (1.26)	-0.0002 (-6.78)
자기자본증가율	0.0003 (3.29)	0.0022 (3.76)	0.0004 (3.20)	0.0003 (3.22)	0.0021 (4.06)	0.0001 (0.97)
설비투자효율	-0.0041 (-24.91)	-0.0118 (-26.70)	-0.0045 (-21.46)	-0.0061 (-28.18)	-0.0118 (-24.98)	-0.0053 (-24.33)
노동소득분배율	-0.0001 (-3.02)	-0.0044 (-19.02)	-0.0002 (-3.46)	-0.0001 (-3.45)	-0.0042 (-18.20)	-0.0000 (-1.17)
설립년도	3.1307 (28.19)	2.4839 (5.98)	4.5067 (31.11)	3.7674 (25.12)	2.3957 (4.31)	3.1807 (16.56)
$\sigma^2$	8.7922 (55.75)	13.1992 (27.24)	14.0591 (52.16)	12.9923 (53.80)	11.9911 (20.79)	8.2773 (20.55)
$\gamma$	0.9978 (6276.03)	0.9987 (5499.97)	0.9983 (8581.64)	0.9975 (6626.20)	0.9984 (3627.50)	0.9989 (5587.91)
log likelihood function	-9636.318	-1958.517	-7080.359	-5308.715	-1250.245	-3568.674
우도비검정통계량 ( $\delta = 0$ )	6671.473	1995.951	5461.906	4037.556	1325.857	3418.633



## 2) 기술적 효율성의 요인

기술적 비효율성의 추정결과를 보면, 우선 연구개발투자의 추정계수는 IT 중소기업을 제외하고는 모두 유의한 음의 부호로 추정되었다. 즉, 연구개발 1단위의 투자증가는 기업의 비효율성을 추정계수만큼 감소시키는 것으로 나타났으며, 제조업과 IT산업 모두에서 대기업의 비효율성 감소효과가 중소기업에 비해 월등하게 큰 것으로 나타났다. IT 중소기업의 경우 유의성은 낮으나 추정계수가 음이므로 연구개발 투자는 비효율성을 감소시키는 역할을 한다는 것을 짐작할 수 있다. 제조업과 IT산업에서 중소기업의 연구개발투자의 비효율성 개선효과가 대기업에 비해 낮다는 것은 중소기업 내부에 연구개발투자에 대한 비효율성이 상당히 높다는 반증이다.

외부자본비용을 나타내는 차입금(장단기차입금+회사채)과 이자비용은 모두 기업의 비효율을 감소시키는 역할을 하는 것으로 나타났다. 제조업과 IT 산업에서 중소기업의 경우는 차입금보다는 이자비용의 비효율성 개선효과가 큰 것으로 나타났다. 이는 중소기업에서 상대적으로 이자비용의 지급에 따른 부채비용의 감소가 대기업에 비해 커 비효율성의 개선효과가 더 큰 것으로 보인다. 분석결과에서 외부자본비용이 비효율성을 개선한다는 것은 개별기업의 외부자본비용이 적정수준이며, 기업의 설비투자 활성화와 생산성 증가로 이어지고 있음을 의미한다.

예상된 결과이지만 설비투자효율과 노동소득분배율 등의 개선은 기업의 생산에 따르는 기술적 비효율을 감소시키는 것으로 나타났다. 반면, 기업규모, 재고자산증가율, 자기자본증가율 등은 기업의 비효율성을 더 키우고 있다는 결과를 얻었다. 특히, 기업규모와 기술적 비효율성의 관계는 김상호(2001)의 결과와 상반된 결론을 얻었는데, 본고의 기업규모는 자산규모의 로그치를 사용하였고, 김상호는 전체산업의 매출액 중 해당기업의 비율을 이용한 차이가 있다.

기업의 설립년도가 오래될수록 경영과 생산의 노하우 등이 체화되어 기술적 비효율성은 감소할 것으로 기대하였으나, 추정결과는 반대의 결과를 얻었다. 이는 아마도 신생기업일수록 최신의 기술에 접하는 기회가 많고, 과거의 실수를 반영하여 설립초기부터 효율적인 생산이 가능하도록 자원을 적절하게 배분한 것으로 해결될 수 있을 것이다.

재고자산의 증가율은 통계적 유의성이 낮게 나타났으며, 자기자본증가율은 IT 중소기업의 경우 기술적 효율성에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

이상에서 기업의 비효율성의 개선 효과는 기업규모에 따라 다르게 나타난다. IT 대기업의 경우는 연구개발투자>차입금>이자비용>설비투자효율>노동소득분배율 순이고, IT 중소기업은 이자비용>차입금>연구개발투자>설비투자효율 순으로 비효율성이 개선되는 것으로 나타났다. 비효율성의 개선에 음의 효과를 주는 변수들은 기업규모, 설립년도, 재고자산증가율, 자기자본증가율로 이들 중 재고자산증가율과 자기자본증가율을 낮추면 기업의 비효율성은 개선되는 것으로 나타났다.

## 1.1.1. 3) 기술적 효율성

국내 제조업의 노동과 자본을 투입요소로 사용하는 생산의 기술적 효율성은 평균(1990~2004년) 0.5311이다. 즉 국내 제조업의 생산효율성은 53.11%에 불과하고, 비효율성은 46.89%에 달한다고 볼 수 있다.

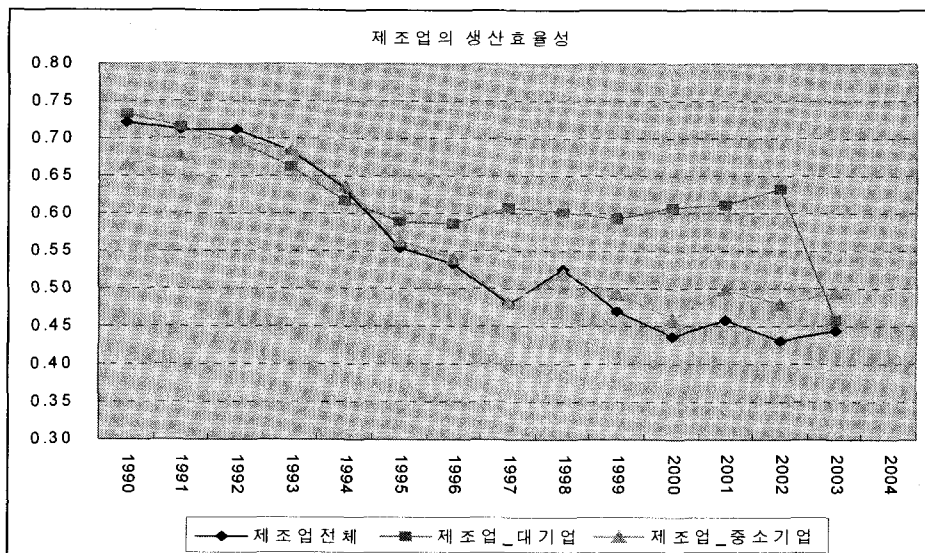
추정결과를 보면, 생산의 기술적 효율성은 1990년대 이후 지속적으로 하락하는 추세를 발견하게 된다. 배미경(2002)은 IT제조업의 기술적 효율성은 성장초기보다 악화되는

추세임을 발견하였고, 그 원인을 Caves와 Barton(1990)의 논문을 인용하여, “성장을 계속하고 있는 산업에서는 영속적인 생산경계의 상향이동으로 인해 개별생산단위의 상대적 효율성은 불안정하고 계속 악화될 것”이라고 지적하고 있다. 즉, IT산업과 같은 빠른 성장을 보이는 산업은 생산경계가 상향 이동함에 따라 상대적 효율성이 악화될 수 있음을 지적하고 있다. Perelman(1995)의 연구결과도 만약 R&D 투자로 인해 생산경계가 상향이동하고, 경영자들이 연구개발투자의 결과물을 실제생산에 바로 적용시키지 못하면, 생산경계와 실제생산의 차이로 나타나는 기술적 효율성은 감소하게 될 것임을 지적하고 있다. 그러나, 만약 연구개발 투자가 실제생산에 직결되거나 다른 기업의 생산에 빠른 속도로 전파된다면, 기술적 효율성은 오히려 증가하게 된다.

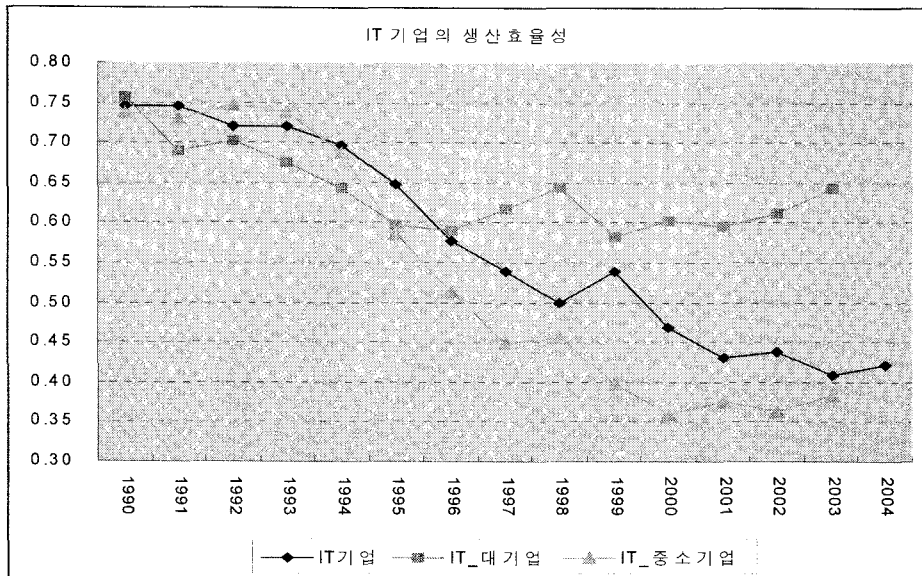
이와 같은 선행연구결과에서 국내 제조업체의 평균 생산효율성이 감소한 원인을 예상할 수 있다. 국내 제조업은 짧은 기간에 빠른 R&D투자 증가를 보였으며, 이에 따라 생산경계는 상향이동 하였으나 경영자들의 연구개발 결과물이 실제생산에 바로 적용시키지 못해 생산경계와 실제생산은 격차를 보이게 된 것이다. 이러한 기술적 비효율성은 연구개발 결과물을 생산에 적용하면, 개선될 것으로 보인다.

그러나, 동일한 산업내에서의 생산효율성 변화는 해석에 주의가 필요하다. 생산효율성의 추정결과를 보면 IT산업 내에서 대기업과 중소기업 모두 생산효율성이 감소하는 추세이지만, 하락속도는 중소기업에서 훨씬 빨리 진행되고 있다. 또한 IT 대기업과 중소기업의 생산효율성 격차는 점차 확대되어 2003년에 최고를 보이고 있다. 이것은 IT 중소기업의 생산경계가 대기업에 비해 빠른 속도로 상향이동 되었다기보다는 IT 중소기업에 생산의 비효율성이 점차 증가한 것으로 보는 것이 타당할 것이다. 왜냐하면, 외환위기를 겪는 이후 중소기업의 매출액 등 경영실적은 대기업에 비해 현저하게 악화되어 생산효율증가를 위한 R&D 투자재원이 부족하여, 생산에 적용할 연구개발성과물이 적기 때문이다. IT 중소기업의 생산효율성 악화는 생산성을 떨어뜨리고, 기업경쟁력을 약화시켜 비효율성을 개선할 여유자금이 부족하게 되는 악순환을 거듭하고 있다. 생산함수의 추정결과를 보면, IT대기업은 R&D투자, 외부자본비율 등에서 중소기업보다 큰 개선을 보이고 있지만, IT 중소기업은 개선효과가 매우 적고 통계적 유의성도 낮게 나타난다. 즉 IT 중소기업은 R&D투자의 여력도, 외부자본을 통한 투자의 여력도 부족하다는 반증이다.

<그림 1> 제조업의 생산효율성 추정결과



<그림 2> IT 산업의 생산효율성 추정결과



#### IV. 결론

본 연구는 모수적 접근 방법인 확률적 프론티어 함수 분석기법을 이용하여 제조업 및 IT 기업의 효율성 결정요인을 추정하고, 이를 토대로 IT 기업의 생산의 기술적 효율성 정도를 추정하고 대기업과 중소기업의 효과를 비교하였다.

본 연구의 실증분석 결과는 다음 몇 가지로 요약할 수 있다.

첫째, IT기업의 생산기술은 생산의 효율성도 한꺼번에 추정이 가능한 초월대수생산함수가 적절한 형태로 나타났다.

둘째, IT기업의 효율성의 평균은 0.537로 최대생산량을 100으로 할때 53.7%를 생산하고 있는 것으로 나타나 IT 기업이 비효율적인 생산을 하고 있음을 시사한다. 이는 IT기업에서 일반적인 생산함수를 이용하는 것보다는 확률적 프론티어 함수를 적용하는 것이 더 적합하다는 것을 의미한다.

셋째, 생산의 비효율성은 연구개발투자, 외부자본비용, 설비투자효율, 노동소득분배율이 증가할수록 개선되며, IT 대기업은 연구개발투자>차입금>이자비용>설비투자효율>노동소득분배율 순이고, IT 중소기업은 이자비용>차입금>연구개발투자>설비투자효율 순으로 비효율성이 개선된다. 따라서 IT 대기업은 연구개발투자를 확대하는 것이 필요하고, IT 중소기업은 외부자본(이자비용, 차입금)을 활용하여 부족한 투자재원을 마련하는 것이 필요하다.

넷째, IT기업의 생산효율성 하락은 연구개발투자의 결과물이 생산현장에 바로 적용되지 않기 때문에 일어나는 현상으로 보인다. 연구개발 투자의 증가로 생산경계가 상향이동 되었으나 연구개발투자의 성과가 생산현장에 바로 적용되지 않아 생산경계와 격차가 더욱 커지게 된다. 따라서 연구개발투자의 성과물이 생산현장에 빨리 적용되도록 함으로써 생산효율성을 개선할 수 있으며, 이 부분에서 정책적인 뒷받침이 필요하다.

결론적으로 지난 15년간 기술적 효율성을 중심으로 한 IT 기업의 경쟁력은 시간의 흐름에 따라 생산의 평균효율성이 급변하고 있으며, 기업간 경쟁이 그만큼 심화되고 있음을 입증하는 것이라 볼 수 있다.

## 참고문헌

- 김상호, “한국제조업의 기술적 비효율성과 그 결정요인: 패널자료를 사용한 확률적 변경 모형의 적용”, 국제경제연구, 제7권제2호, 2001.8.
- 박헌수, 지우석, “우리나라 첨단기업의 기술적 효율성 추정에 관한 연구” 지역연구 제20권 제2호 2004.8.
- 배미경, 『한국의 경제발전 단계에 따른 고성장 주력산업의 기술적 효율성 분석:1978~2000』, 산업연구원, 연구보고서 제 472호, 2002.12.
- 이병기, “쌀생산농가의 효율성 변화요인과 정책적 시사점”, 농업경영·정책연구 27-3, 1-17, 2000.
- 허윤, 신범철, “세계 주요철강기업의 국제경쟁력에 관한 비교연구: 확률적변경함수를 이용한 기술적 효율성의 측정과 비교”, 무역학회지, 제29권 제2호, 2004.4.
- Kodde, D. A. and Palm F. C.(1986), "Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions, *Econometrica*, Vol. 54, No.5, 1243-1248.
- Aiger D. J., Lovell, C. A. K. and Schmidt, P.(1977), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models", *Journal of Econometrics* Vol. 6, 21-37.
- Battese, G. E. and Corra, G. S.(1977), "Estimation of an Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia", *Australian Journal of Agricultural Economics* Vol.21, 169-179.
- Battese, G. E. and Coelli, T. J.(1995), "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data", *Empirical Economics* vol. 20, 325-332.
- Farrell, M. J.(1957), "The Measurement of productivity Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, Vol. 120, 253-290.
- Greene, W. H.(1980), "On the Estimation of Flexible Frontier Production Model", *Journal of Econometrics*, Vol.13, 101-115.
- Kumbhakar, S. C., Soumendra Ghoh and J. T. McGuckin(1991), "A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in U.S. Dairy Farms", *Journal of Business and Economics Statistics* Vol. 9(3), 279-286.
- Meeusen, W. Julian van den Brock(1977), "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composition Error", *International Economic Review*, Vol.8, 435-444.
- Perelman, S.(1995), "R&D, Technological Progress and efficiency Change in Industrial Activities", *Review of Income and Wealth*, vol. 41, 349-366
- Reifschneider, D., and R. Stevenson(1991), "Systematic Departures from the Frontier: A Framework for the Analysis of Firm Inefficiency", *International Economic Review* vol.32(3), 715-723.
- Schmidt, P. and R. C. Sickles(1984), "Production Frontiers and Panel Data", *Journal of Business and Economics Statistics* Vol. 2, 367-374.