

국내 제조기업의 경쟁력과 수출

: 대기업과 중소기업의 비교를 중심으로*

Competitiveness and Export Performance in Korean Manufacturing Enterprises

: Focusing on the Comparison of Conglomerates and SMEs

이 동 주** Dong-Joo Lee

| 목 차 |

I. 서론	IV. 연구 결과
II. 이론적 배경	V. 논의 및 결론
III. 연구 방법	참고문헌
	Abstract

국문초록

본 연구는 2000년부터 2016년까지 국내 제조기업 중 수출기업을 대상으로 기술적 효율성(TE) 및 총요소생산성(TFP)을 추정하고 TFP와 수출 간의 관계를 분석하였다. 특히 TFP는 기술진보(TC), 기술적 효율성 변화(TEC), 규모 효과(SE)로 분해하였으며, 각각에 대해 대기업과 중소기업을 구분하여 분석결과를 비교하였다.

먼저 기술적 효율성(TE)의 경우 2008년 금융위기 이후 대폭 하락하는 등 한국 경제가 외부 충격에 매우 취약한 것으로 나타났으며, 현재 국내 경제의 성장을 견인하고 있는 전자, 자동차, 기계 부문 등의 효율성이 낮게 나타나 개선이 필요하다고 할 수 있다. 또한 비철을 제외한 대부분의 제조업 세부 산업에서 대기업의 효율성이 중소기업보다 높은 것으로 나타났다.

총요소생산성(TFP)의 경우 TFP 변화의 대부분은 기술진보(TC)에 의한 것으로 노동 및 자본의 효율적인 결합이나 규모의 효과는 거의 영향이 없는 것으로 나타나 기업 내부의 체질 개선이

* 본 연구는 2018년 연세대학교 대학원 연구장학금 지원에 의한 것임.

** 연세대학교 경제학과 박사과정.

시급하다고 할 수 있다. 또한 2008년 금융위기의 충격으로 인한 변동성이 대기업보다 중소기업에서 훨씬 크게 나타나 외부의 경제 충격은 대기업보다 중소기업에 더 큰 악영향을 미치는 것으로 나타났다.

그리고 TFP 분해요소 중 중소기업의 TC만 수출에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나 수출 증대를 위해서는 중소기업의 경우 기술개발을 촉진하기 위한 R&D 지원이 필요하며, 대기업의 경우 효율성과 규모 효과를 수출과 연계하기 위한 수출 시장별, 경쟁 기업별, 품목별로 차별화된 전략을 마련할 필요가 있다.

<주제어> 확률적 변경생산모형, 기술적 효율성, 총요소생산성, 수출

I. 서론

한국 경제가 1997년 IMF 외환위기와 2008년 글로벌 금융위기 사태를 겪으면서 국내 제조기업의 생산 전략은 획기적인 변화를 겪게 된다. 기존의 저임금을 통한 저가제품 대량생산 기조에서 기업의 효율성을 추구하려는 전략 즉, 기업의 비효율성을 제거하려는 전략으로 바뀌게 된다. 이러한 기업들의 노력으로 인해 그 동안 한국 경제는 외부의 충격들을 이겨내고 반도체, 스마트폰, 자동차 등의 수출 호조에 힘입어 지속적인 경제성장을 이루어 왔다. 그러나 최근 사드 사태로 인한 중국과의 통상 마찰과 미국 트럼프 정부의 보호무역 정책 강화 등은 한국 경제에 부정적인 영향을 미치고 있다. 특히 중국은 급속한 기술진보를 통해 한국의 강력한 경쟁국으로 등장하였으며, 국내 기업 내부적으로는 최저임금 인상 등으로 비용 인상 압박이 심해져 다시 한 번 생존과 성장을 위한 기업 내실화가 필요한 시점이 되었다.

이러한 대내외 환경 변화에 맞서 국내 제조기업들이 경쟁력을 제고하기 위해서는 투입 자본과 노동을 최적화하여 비효율성을 최소화하는 작업을 지속할 필요가 있다. 이를 위해 학계에서는 기업의 효율성 측정 방법을 계속 연구해 왔고, 그렇게 발전된 이론을 현실에 적용하여 실증 분석하려는 노력 또한 지속해 왔다. 기술적 효율성은 일반적으로 확률적 변경생산모형(Stochastic Frontier Production Model, SFM)을 통해 추정된다. 확률적 변경생산모형은 기존의 콥-더글라스 생산함수나 트랜스로그 생산함수 모형에 비효율성을 나타내는 오차항을 추가하고, 일반적인 오차항과 비효율성 오차항의 분포를 다르게 가정한 모형이다.

총요소생산성 및 기술적 효율성에 관한 선행연구를 살펴보면, 먼저 한광호·김상호(1996, 1999)는 1996년과 1998년의 한국 제조업을 대상으로 확률적 변경생산모형을 적용하여 총요소생산성과 기술적 효율성을 추정하였다. 광만순·이영훈(2005)는 효율성 추정

과 확률적 생산변경모형에 관한 문헌들을 정리하여 이론적으로 고찰하였고, 곽만순(2006)은 한국 제조업의 수출 및 내수기업의 생산성 격차를 확률 변경생산모형을 통해 분석하였다. 배미경(2008)은 한국 자동차 산업의 중요소생산성 증가의 기여 요인을 분석하여 한·미 FTA에 대한 시사점을 제시하였으며, 배미경(2011)은 1996년부터 2008년까지 불균형 패널 데이터를 이용하여 1997년 외환위기와 2008년 글로벌 금융위기라는 시장의 외생적 충격이 한국 자본재 산업과 소비재 산업의 생산성 변동 추이에 미치는 영향을 추적 연구하였다.

정선영(2010)은 확률 변경생산모형을 이용하여 2000년 이후 주요 산업별로 중요소생산성 변동을 추정 및 분해한 후 한국 및 주요 선진국들을 그룹화하여 비교 분석하였다. 또한 정선영(2011a)는 금융업과 서비스업의 중요소생산성을 비교 분석하였고, 정선영(2011b)는 정보통신산업의 기술적 효율성을 감안한 중요소생산성을 추정하여 비교 분석한 결과를 제시하였다. 신범철·이의영(2010)은 2000년부터 2005년까지 한국 제조업체의 R&D투자와 수출의 확대가 생산의 기술적 효율성에 미치는 효과를 SFA 모형을 통해 중소기업과 대기업으로 구분하여 분석하였다. 배찬권 외(2015)는 1988년 이후 국내 제조업 생산성의 결정요인의 변화를 추적하여 수출과의 관계를 패널 VAR 모형을 이용하여 분석하였다. 이지후(2016)는 1999년부터 2014년까지 전남권과 충남권의 23개 제조업을 대상으로 Greene(2005)가 제안한 고정효과모형을 이용하여 중요소생산성을 추정하였다.

그러나 이러한 선행연구들은 최근까지 진행된 확률적 변경생산모형의 이론적 성과가 고려되지 않은 경우가 많고, 국내 제조기업 전체 및 대기업, 중소기업 등 기업규모별 생산성 분석 결과를 제시하지 못하고 있다. 즉, 확률적 변경생산모형 중 하나의 모형을 선택하여 특정 산업의 효율성만을 분석한 연구가 대부분이어서 분석 모형별 또는 제조업 세부 산업별로 효율성을 비교하지는 못하고 있다. 따라서 이제는 국내 제조기업의 기술적 효율성과 중요소생산성, 그리고 수출경쟁력에 이르기까지 포괄적인 연구가 필요한 시점이라고 할 수 있다.

이에 본 연구에서는 2000년부터 2016년까지 국내 제조업 11개 부문의 258개 수출기업을 대상으로 최근까지 전개된 4개의 확률적 변경생산모형을 적용하여 기술적 효율성을 추정한다. 또한 선행연구에서는 시도되지 않았던 것으로 기업 수준의 데이터를 이용하여 대기업 및 중소기업의 TFP 수준을 제조업 세부 산업별로 비교하고 TFP 결정요인을 분해한 후 이를 수출과 연결하여 생산성 분해요소와 수출 간의 관계를 살펴보고자 한다.

II. 이론적 배경

1. 확률적 변경생산모형

먼저 결정적(Deterministic) 변경생산모형은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$y_{it} = \alpha + x'_{it}\beta - u_i, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

여기서 x_{it}, y_{it} 는 자연대수를 취한 값으로 $\alpha + x'_{it}\beta$ 는 노동, 자본 등 생산요소를 투입하여 산출 가능한 최대 생산량을 말한다. u_i 는 일정한 기술 수준에서 노동과 자본을 결합하여 생산하였을 경우 최대 생산량에 도달할 수 없게 하는 기업의 비효율성 정도를 말하며 비음수값(non-negative value)을 가진다. 이 모형은 일반적인 측정오차를 나타내는 v_{it} 항이 없기 때문에 결정적 변경생산모형이라고 한다. 위 식에 v_{it} 를 추가하면 아래 식(2)와 같이 표현할 수 있는데 이를 확률적 변경생산모형(Stochastic Frontier Production Model, SFM)이라고 한다.

$$y_{it} = \alpha + x'_{it}\beta + v_{it} - u_i, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

여기서 v_{it} 는 평균이 0인 정규분포를 따르는 일반적인 오차항이다. 위 식에서 비효율성을 나타내는 u_i 를 고정된 값으로 보는 경우 고정효과모형(Fixed Effect Model)이라고 하고, 임의의 확률분포에서 나오는 값으로 볼 때는 확률효과모형(Random Effect Model)이라고 한다. 확률효과모형에서 비효율성을 나타내는 u_i 의 분포는 보통 반정규분포, 첨삭정규분포, 지수분포, 감마분포 등으로 가정한다.

1) 시간불변 확률적 변경생산모형

패널 데이터를 이용한 확률적 변경생산모형은 Pitt & Lee(1981)가 처음으로 제시하였다. Pitt & Lee(1981)는 아래 식(3)과 같이 모형을 설정하고 u_i 의 분포를 반정규분포(Half Normal Distribution)로 가정하여 최우추정량(Maximum Likelihood Estimator)을 추정하였다.

$$y_{it} = \alpha + x'_{it}\beta + v_{it} - u_i, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

$$v \sim N(0, \sigma_v^2)$$

$$u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$$

이후 Battese & Coelli(1988)은 u_i 에 대해 반정규분포 보다 일반화된 첨삭정규분포 (Truncated Normal Distribution)를 가정하였다. 첨삭정규분포가 0의 값에서 첨삭되면 반정규분포가 된다. 만약 u_i 의 확률분포를 가정하지 않고 고정된 값으로 처리하면 위 모형은 전통적인 고정효과모형(Fixed Effect Model)이 된다.

시간불변 확률적 변경생산모형의 단점은 비효율성 u_i 가 t 에 따라 변하지 않는다고 가정함으로써 현실을 제대로 반영하지 못한다는 것이다. 이에 따라 시간불변모형은 t 의 흐름에 따라 비효율성이 변한다고 가정하는 시간변동모형으로 발전하게 된다.

2) 시간변동 확률적 변경생산모형

시간변동 확률적 변경생산모형의 기본적인 형태는 식(4)와 같다. 시간변동모형에 서는 비효율성 u_i 가 시간에 따라 변하는 u_{it} 가 된다.

$$y_{it} = \alpha + x'_{it}\beta + v_{it} - u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

$$v \sim N(0, \sigma_v^2)$$

여기서 Cornwell, Schmidt, and Sickles(1990)는 u_{it} 를 아래 식(5)와 같이 t 와 t^2 의 선형결합으로 가정하였다.

$$u_{it} = w_i + w_{i1}t + w_{i2}t^2 \quad (5)$$

이 모형은 전통적인 고정효과모형으로 시간변동을 나타내는 변수를 지수 형태로 나타낸 것이다. 이후 Lee and Schmidt(1993)은 u_{it} 에 시간변동 변수를 추가한 확률효과 모형을 제시하였는데 아래 식(6)과 같다.

$$u_{it} = g(t) \times u_i \quad (6)$$

여기서 $g(t)$ 는 t 를 이진으로 더미변수화 한 것이다. 그러나 이 모형은 T 가 긴 경우 추정해야 할 모수가 너무 많아져 추정이 어렵다는 단점이 있다.

Kumbhakar(1990)은 $g(t)$ 의 함수식을 아래 식(7)과 같이 제시하고 최우추정량을 추정하였다.

$$g(t) = 1 + e^{(\gamma t + \delta t^2)^{-1}} \quad (7)$$

한편, Battese and Coelli(1992)는 아래 식(8)과 같이 $g(t)$ 를 가정하였다.

$$g(t) = e^{-\eta(t-T)} \quad (8)$$

이는 단조감소함수를 표현한 것으로 기업의 비효율성이 t 에 따라 점점 감소한다고 가정한 것이다. Kumbhakar(1990)와 Battese and Coelli(1992)의 비효율성에 대한 가정은 기업 간의 효율성 순위가 시간이 지나도 변하지 않는다는 단점을 가진다. 즉, 초기에 기업 A가 기업 B보다 효율적이라면 이러한 순위는 시간이 흘러도 전혀 변하지 않는다는 것이다.

시간불변모형과 시간변동모형의 단점을 정리해보면, 먼저 모형의 상수항 α 가 고정되어 있어 기업의 CEO 역량이나 조직문화와 같이 잘 관찰되지는 않지만 기업 간에 차이가 있어 생산에 영향을 줄 수 있는 기업 내부 효율성을 측정 또는 통제할 수 없다는 것이다. 둘째, 앞서 언급한 바와 같이 각 기업의 효율성 순위가 시간에 따라 변하지 않으며, 측정오차 또는 비효율성 오차항의 분포 가정에 변동의 이질성(heteroskedasticity)이 고려되지 않는다는 것이다.

이에 Greene(2005)는 기존의 고정효과모형과 확률효과모형을 일반화하고 시간변동 개념을 결합하여 진성고정효과(True Fixed Effect, TFE)모형과 진성확률효과(True Random Effect, TRE) 모형을 아래 식(9)와 같이 제시하였다.

$$y_{it} = \alpha_{it} + x'_{it}\beta + v_{it} - u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (9)$$

$$\sigma_v^2 = k(z_{it}, t)$$

Greene(2005)의 경우 비효율성 u_{it} 의 위치모수(Location parameter)와 크기모수(Scale

parameter)를 z_{it} 와 t 의 함수로 가정한다. 그리고 u_{it} 의 분포는 침사정규분포, 지수분포, 그리고 감마분포 등으로 가정하여 모형을 추정하였다.

본 연구에서는 Battese and Coelli(1992)와 Lee and Schmidt(1993), 그리고 Greene(2005)의 TFE와 TRE 모형을 채택하여 분석을 진행하였다. 하지만 Greene 모형의 경우 기업의 비효율성에 영향을 주는 변수 z_{it} 에 관한 선행연구가 거의 없어 비효율성 u_{it} 를 시간불변모형과 동일하게 가정하였다. 이렇게 가정한 모형이 기존의 시간 불변 고정효과모형과 다른 점은 기존의 모형은 기업 효과와 비효율성 효과가 분리되지 않고 혼재되어 있으나, Greene 모형은 두 효과가 분리되어 있어 기업효과를 통제할 수 있기 때문에 각 기업의 비효율성 추정 시 편의(bias)가 줄어든다는 것이다. 따라서 본 연구에서는 Greene(2005)의 TFE, TRE 등 2개의 시간불변모형과 Battese and Coelli(1992)와 Lee and Schmidt(1993) 등 2개의 시간변동모형을 이용하여 모형별로 각각의 계수 및 기술적 비효율성 u_{it} 를 추정한 후 기술적 효율성을 추정하였다. 기술적 효율성(TE)는 실제 관찰된 생산량과 최대 생산가능한 프런티어 생산량과의 비율로 정의되며 수식으로 전개하면 아래 식(10)과 같다.

$$TE_{it} = \frac{y_{it}}{e^{(x_{it}\beta + v_{it})}} = \frac{e^{(x'_{it}\beta + v_{it} - u_{it})}}{e^{(x_{it}\beta + v_{it})}} = e^{(-u_{it})} < 1 \quad (10)$$

2. 총요소생산성 분해

총요소생산성의 실증 분석에 많이 이용되는 지수 접근방식은 규모수익불변(Constant Returns to Scale, CRS)과 완전한 효율성을 전제하므로 현실을 제대로 반영하지 못할 가능성이 존재한다. 이에 Kumbhakar(2000)은 이러한 가정을 완화하고 모수적 계량 모형을 이용하여 총요소생산성(TFP) 변화를 기술진보(Technical Change, TC), 기술적 효율성의 변화(Technical Efficiency Change, TEC), 배분 효율성의 변화(Allocative Efficiency Change, AEC), 그리고 규모 효과(Scale Effect, SE)로 분해하는 방법을 제시하였다.

Kumbhakar(2000)의 TFP 분해방법을 이용하기 위해서는 확률적 변경생산모형을 이용한 기술적 비효율성 값을 추정해야만 분해가 가능하다. 먼저 자연대수를 취하기 전의 변경생산모형은 아래 식(11)과 같이 표현 가능하다.

$$Y_{it} = f(X_{it}, t)e^{(-u_{it})} \quad (11)$$

Kumbhakar(2000)의 전개를 참조하여 생산성 분해를 서술하면 아래 식(12)와 같다. 위 첨자 \cdot 은 시간 t 에 대해 미분한 값으로 변화율을 의미하며, 수식 전개에 단순화를 위해 아래 첨자 it 는 생략한다.

$$\begin{aligned} \dot{y} &= \frac{d \ln f(X,t)}{dt} - \frac{du}{dt} & (12) \\ &= \frac{\partial \ln f(X,t)}{\partial t} + \sum_j \frac{\partial \ln f(X,t)}{\partial X_j} \frac{dX_j}{dt} - \frac{du}{dt} \\ &= \frac{\partial \ln f(X,t)}{\partial t} + \sum_j \epsilon_j \frac{dX_j}{dt} - \frac{du}{dt} \\ &= TC + \sum_j \epsilon_j \frac{dX_j}{dt} + TEC \end{aligned}$$

여기서 첫 번째 항은 TC, 두 번째 항은 투입요소의 변화, 세 번째 항은 TEC를 나타낸다. 특히 두 번째 항의 경우 투입요소에 대한 산출 탄력성($\epsilon_j = \frac{\partial \ln f(X,t)}{\partial X_j}$)을 적용하여 표현할 수 있다. 위 식에서 투입 수량이 고정되어 있다고 가정하면 두 번째 항은 없어지고 TC와 TEC만 남게 된다. 이 경우 TFP의 변화율은 아래 식(13)과 같이 표현된다.

$$\dot{TFP} = TC + TEC \quad (13)$$

즉, TC가 양수이면 주어진 투입요소 하에서 외부의 기술 변화가 생산함수를 위쪽으로 상승시키게 된다. 그리고 TEC가 음수가 되면 기술적 효율성이 감소(기술적 비효율성이 증가)하게 될 것이다.

한편, 전통적으로 잘 알려진 \dot{TFP} 는 아래 식(14)와 같이 산출량 변화율 중 투입량 변화율로 설명되지 않는 잔차(residual)로 정의된다.

$$\dot{TFP} = \dot{y} - \sum_j S_j^a \dot{x}_j \quad (14)$$

여기서 $S_j^a = \frac{w_j x_j}{C^a}$ 이며 $C^a = \sum_j w_j x_j$, w_j 는 투입요소 x_j 의 가격을 의미한다. 이제 식(14)를 식(12)에 대입하여 정리하면 \dot{TFP} 는 다시 아래 식(15)와 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 \dot{y} &= \frac{d \ln f(x,t)}{dt} - \frac{du}{dt} = TC + \sum_j \epsilon_j \dot{x}_j - \frac{du}{dt} = TFP + \sum_j S_j \dot{x}_j \\
 \therefore TFP &= TC - \frac{du}{dt} + \sum_j (\epsilon_j - S_j) \dot{x}_j \\
 &= TC - \frac{du}{dt} + (RTS - 1) \sum_j \lambda_j \dot{x}_j + \sum_j (\lambda_j - S_j) \dot{x}_j
 \end{aligned} \tag{15}$$

여기서 $RTS = \sum_j \frac{\delta \ln y}{\delta \ln x_j} = \sum_j \frac{\delta \ln f(\cdot)}{\delta \ln x_j} = f_j(\cdot) x_j / f(\cdot) \equiv \sum_j \epsilon_j$ 는 규모에 대한 수익을 의미한다. 그리고 $\lambda_j = f_j x_j / \sum_k f_k x_k = \epsilon_j / \sum_k \epsilon_k = \epsilon_j / RTS$ 를 나타내며 이 때 f_j 는 투입요소 x_j 의 한계생산을 의미한다. 따라서 $(RTS - 1) \sum_j \lambda_j \dot{x}_j$ 는 SE(Scale Effect), 즉 규모 효과로 해석될 수 있다. 또한 S_j 는 한계비용, λ_j 는 한계생산을 나타낸다고 볼 수 있으므로 $S_j = \lambda_j$ 라고 가정¹⁾하면 마지막 항은 없어지고 아래 식(16)과 같이 단순화된다.

$$TFP = TC + TEC + SE \tag{16}$$

III. 연구 방법

1. 분석 모형

본 연구에서는 확률 변경생산함수를 추정하기 위해 트랜스로그(Translog) 생산함수를 채택하였으며, 아래 식(17)과 같다

$$y = \beta_0 + \sum_i \beta_i x_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} x_i x_j + v - u \tag{17}$$

여기서 y 는 산출변수로 자연로그를 취한 산출량을 의미하고, 투입변수로는 $x_1 = \log(\text{노동})$, x_2

1) 현실에서 제조기업의 투입요소의 가격 정보를 수집하는 것은 거의 불가능하므로 통상 $S_j = \lambda_j$ 라고 가정하고 분석한다.

=log(자본), 그리고 해당 기간 동안 기술적 발전이 생산량 증가에 미치는 영향을 통제하기 위해 $x_3 = t$, $x_4 = t^2$ 을 설정하였다. 위 식에서 상호작용항의 계수인 $\beta_{ij}=0$ 이 되면 콥-더글라스 생산함수가 된다. 따라서 위 트랜스로그 생산함수의 적절성을 검정하기 위해 다음과 같이 가설검정을 실시하였다.

- 가설(H1): 모형이 유의하지 않다.(모든 추정계수는 0이다.)
- 가설(H2): 콥-더글라스 생산함수 모형이 맞다.

그리고 비효율성에 대한 모형으로는 시간불변모형인 Greene(2005)의 TFE, TRE 모형과 시간변동모형인 BC 모형(Battese and Coelli, 1992)과 LS 모형(Lee and Schmidt, 1993)을 이용하였다. 먼저 각 모형의 계수를 추정하고 이에 따라 각 기업별 기술적 효율성을 측정하여 비교하였다. 그리고 총요소생산성 변화를 분해하여 각각의 분해요소가 생산성 및 수출에 미치는 영향을 추적하였다.

2. 분석 자료

본 연구에서는 국내 제조기업의 경쟁력을 생산성 측면에서 분석하기 위해 NICE평가정보(주)의 KISVALUE를 통해 2000년부터 2016년까지 상장기업의 재무제표 자료를 수집하여 패널 데이터를 구축하였다. 수집된 기업단위의 데이터는 해당 기업의 업종에 따라 제조업의 11개 세부 산업(식품, 섬유, 목재, 화학, 비철, 철, 전자, 기계, 수송, 기타)으로 재분류하였다. 확률적 변경생산모형의 추정은 수치해석 방식으로 최적의 해를 찾아 가는 방법이므로 균형패널 데이터가 아닌 경우 수치해석 과정에서 오류가 많이 발견되는 경향이 있다. 따라서 본 연구에서는 11개 세부 산업의 258개 기업 데이터를 균형패널 데이터로 만들어 분석하였다.

생산함수의 산출량 y 는 매출액, 노동 L 은 종업원 수, 자본 K 는 총자산 데이터를 사용하였으며, 모두 자연로그로 변환한 값을 사용하였다. 그리고 생산요소와 수출과의 관계 분석에 사용한 수출 EX 의 경우 수출증가율을 사용하였다.

IV. 연구 결과

1. 자료의 통계적 특성

분석 대상인 총 258개 기업의 특성을 보면, 아래 <표 1>과 같이 대기업이 167개사 (64.7%), 중소기업이 91개사(35.3%)로 나타났다. 산업 부문별로는 전자 부문이 20개사 (24.0%)로 가장 많은 비중을 차지하였고, 그 다음으로는 화학 부문이 56개사(21.7%)를 차지하였다. 그리고 철 부문 12.8%, 수송 부문 10.5%, 기계 부문 7.8%, 비철 부문 6.2%의 순으로 나타났다.

<표 1> 분석대상 기업의 특성

구분	분류	기업 수(개사)	백분율(%)
기업 규모	대기업	167	64.7
	중소기업	91	35.3
산업	식품	13	5.0
	섬유	11	4.3
	목재	12	4.7
	정유	3	1.2
	화학	56	21.7
	비철	16	6.2
	철	33	12.8
	전자	62	24.0
	기계	20	7.8
	수송	27	10.5
	기타	5	1.9

그리고 산출변수와 투입변수의 통계적 특성은 아래 <표 2>와 같다. 먼저 산출변수인 매출액의 평균은 약 3,634억원, 투입변수인 종업원수 평균은 약 524명, 총자산의 평균은 약 3,956억원으로 나타났다. 그리고 기업별 수출액 평균은 약 1,753억원으로 나타났다.

〈표 2〉 분석대상 변수의 통계적 특성

(단위 : 억 원, 명)

변수	최소값	최대값	평균	표준편차
매출액	12.19	347232.91	3633.78	14543.89
종업원수	9.00	13788.00	524.73	974.29
총자산	33.35	260841.18	3956.38	12369.14
수출액	0.10	221858.82	1753.31	9579.50

2. 기술적 효율성 추정

1) 확률적 변경생산모형 추정 결과

국내 제조기업의 생산함수를 TFE, TRE 모형과 BC 모형과 LS 모형 등 4가지 모형으로 구분하여 추정한 결과는 〈표 3〉과 같다. 분석 결과 $\ln L$, $\ln K$, t , $\ln L^2$, $\ln K^2$, $\ln L$ 는 생산에 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났으며, LS 모형을 제외하고는 모두 산출량에 유의적인 영향이 있는 것으로 나타났다. 반면에 t^2 , $\ln L \cdot \ln K$ 는 생산에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이 또한 LS 모형을 제외한 TFE, TRE, BC 모형에서 산출량에 유의적인 영향을 주는 것으로 나왔다. 즉, 생산함수 추정계수의 부호는 4개 모형에서 모두 일치하였고, LS 모형을 제외한 TFE, TRE, BC 모형에서는 유의성 여부도 일치하였다. 그리고 추정계수 값 역시 TFE, TRE, BC 등 3개 모형에서 비슷한 값을 보여주었다.

그리고 가설검정 결과는 〈표 4〉와 같다. 먼저 4개 모형 모두 Wald 통계량이 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나와 가설 H1은 기각되었으며, 이는 4개 모형 모두 유의적인 모형임을 말해준다. 가설 H2의 경우에도 χ^2 값이 모두 유의적으로 나와 역시 기각되었으며, 이는 콤팩트글라스 생산함수 보다 트랜스로그 생산함수가 더 적절함을 의미한다.

〈표 3〉 생산함수 추정 결과

변수	TFE		TRE		BC		LS	
lnL	0.333***		0.378***		0.462***		0.438*	
lnK	0.568***		0.352***		0.623***		0.937***	
t	0.015*		0.028***		0.034**		0.116	
t ²	-0.001***		-0.001***		-0.002***		-0.008*	
lnL ²	0.070***		0.064***		0.054***		0.055	
lnK ²	0.046***		0.065***		0.044***		0.015	
lnL*lnK	-0.113***		-0.112***		-0.107***		-0.101	
ρlnL	0.010***		0.010***		0.013***		0.014*	
ρlnK	-0.004*		-0.006***		-0.006***		-0.004	
모수	σ _u	0.229	σ _u	0.225	σ ²	0.431	σ _u	0.467
	σ _v	0.137	σ _v	0.154	γ	0.978	σ _v	0.270
	λ	1,675	λ	1,462	σ _u ²	0.422		
					σ _v ²	0.010		

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미한다.

〈표 4〉 가설검정 결과

	TFE		TRE		BC		LS	
	LL	Wald	LL	Wald	LL	Wald	LL	Wald
가설1 (H1)	-13.72	12393.8***	-755.63	24280.9***	-1029.2	7429.9***	-	-
가설2 (H2)	χ ²	p-value	χ ²	p-value	χ ²	p-value	χ ²	p-value
	368.77	0***	289.69	0***	221.23	0***	17.380	0**

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미한다.

2) 기술적 효율성 추정 결과²⁾

산업별 그리고 연도별 국내 제조기업의 기술적 효율성을 추정한 결과는 〈표 5〉 및

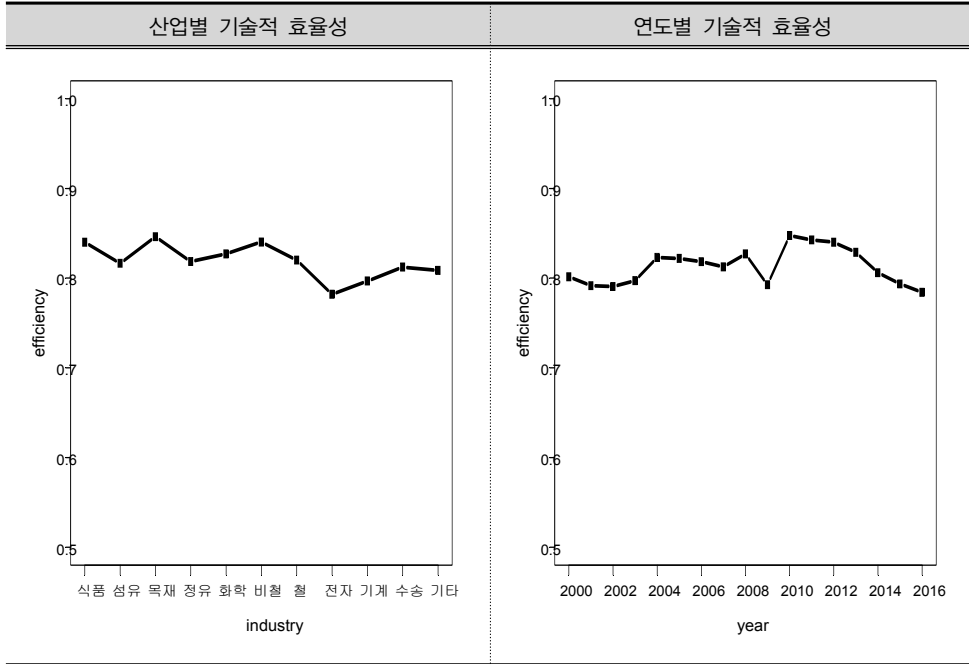
2) 기술적 효율성 추정 결과, BC 모형과 LS 모형은 0.3~0.4로 나온 반면, TFE와 TRE 모형은 약 0.8 정도로 나와 TFE와 TRE 모형이 현실을 더 잘 반영하는 것으로 나타났다. TFE와 TRE 중에서도 TFE의 로그 우도 함수 값이 더 크게 나와 이후의 기술적 효율성과 총요소생산성 분해 그리고 수출과의 관계 분석에서는 4개 모형 중 Greene(2005)의 TFE 모형의 결과를 이용하여 분석하였다.

〈그림 1〉과 같다. 먼저 산업별 기술적 효율성을 보면, 식품(0.840), 목재(0.846)와 비철(0.840)의 효율성이 높은 것으로 나타났고, 전자(0.782), 기계(0.797)는 상대적으로 낮게 나타났다. 그리고 연도별 기술적 효율성은 IMF 외환위기 직후인 2000년도에 0.8정도에서 2008년 금융위기 사태까지 완만하게 상승하다가 2009년 금융위기 이후 0.793으로 급락했으며 2009년에 다시 0.847로 증가한 후 서서히 하락하는 추세를 보였다.

〈표 5〉 산업별, 연도별 기술적 효율성 분석 결과

산업별 기술적 효율성		연도별 기술적 효율성	
산업	기술적 효율성	연도	기술적 효율성
식품	0.840	2000	0.801
섬유	0.816	2001	0.792
목재	0.846	2002	0.791
정유	0.819	2003	0.797
화학	0.827	2004	0.823
비철	0.840	2005	0.822
철	0.820	2006	0.818
전자	0.782	2007	0.813
기계	0.797	2008	0.827
수송	0.812	2009	0.793
기타	0.809	2010	0.847
		2011	0.843
		2012	0.840
		2013	0.829
		2014	0.806
		2015	0.794
		2016	0.784

〈그림 1〉 산업별, 연도별 기술적 효율성 변화 추이



3) 대기업과 중소기업의 기술적 효율성 비교

대기업과 중소기업을 구분하여 산업별, 연도별 기술적 효율성을 비교한 결과는 <표 6> 및 <그림 2>와 같다. 기업규모별로 구분한 경우 중소기업의 정유 부문은 해당 기업이 없어 분석에서 제외하였다. 분석 결과, 비철 분야를 제외하고는 전반적으로 대기업의 효율성이 중소기업보다 높은 것으로 나타났다. 특히 식품(대기업 0.851, 중소기업 0.709), 기타 산업(대기업 0.836, 중소기업 0.697)에서는 효율성 차이가 큰 것으로 확인되었다. 이에 반해 화학(대기업 0.831, 중소기업 0.819), 전자(대기업 0.788, 중소기업 0.777), 수송(대기업 0.813, 중소기업 0.811)에서는 대기업과 중소기업 간 차이가 거의 없는 것으로 나타났다. 한편, 비철(대기업 0.833, 중소기업 0.850)은 유일하게 중소기업의 효율성이 대기업보다 높은 것으로 나타났다.

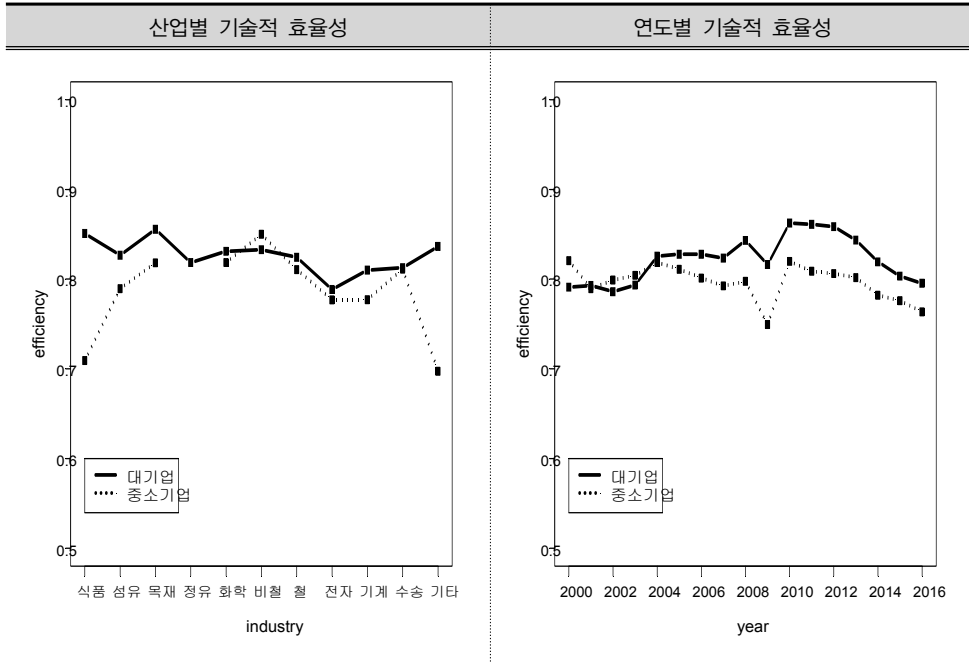
연도별 변화를 살펴보면, IMF 외환위기 이후 중소기업의 효율성이 대기업보다 높게 형성된 것으로 나타났다. 하지만 2008년 금융위기까지 대기업의 효율성은 꾸준히 상승한

반면, 중소기업은 하락하는 경향을 보이면서 2004년부터는 대기업의 효율성이 중소기업보다 높게 나타났다. 그리고 2008년 이후 대기업과 중소기업의 효율성 격차는 일정한 상태를 유지하고 있는 것으로 확인되었다.

〈표 6〉 대기업과 중소기업의 기술적 효율성 분석 결과

산업별 기술적 효율성			연도별 기술적 효율성		
산업	대기업	중소기업	연도	대기업	중소기업
식품	0.851	0.709	2000	0.791	0.821
섬유	0.827	0.789	2001	0.793	0.789
목재	0.856	0.818	2002	0.786	0.799
정유	0.819	-	2003	0.793	0.804
화학	0.831	0.819	2004	0.826	0.819
비철	0.833	0.850	2005	0.828	0.811
철	0.824	0.811	2006	0.828	0.801
전자	0.788	0.777	2007	0.823	0.792
기계	0.810	0.777	2008	0.843	0.798
수송	0.813	0.811	2009	0.816	0.749
기타	0.836	0.697	2010	0.863	0.820
			2011	0.861	0.809
			2012	0.859	0.806
			2013	0.844	0.802
			2014	0.819	0.782
			2015	0.803	0.776
			2016	0.795	0.763

〈그림 2〉 대기업과 중소기업의 기술적 효율성 변화 추이



3. 총요소생산성 분석

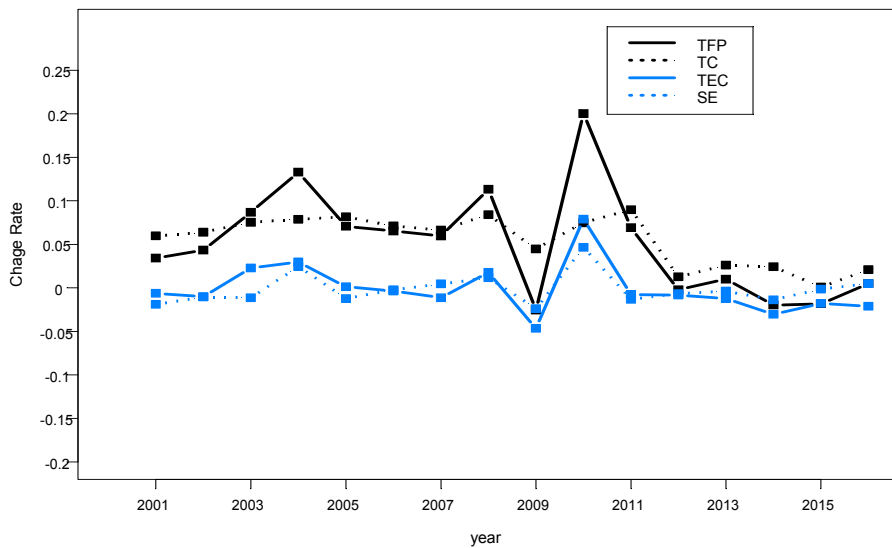
1) 전체 산업의 총요소생산성 분해 결과

전체 산업을 대상으로 총요소생산성(TFP)을 TC, TEC, SE로 분해한 결과는 〈표 7〉 및 〈그림 3〉과 같다. TFP의 변화를 살펴보면, IMF 외환위기 이후 2004년까지 상승하다가 2008년 금융위기로 인해 2009년에 크게 하락하였다. 이후 2010년에 기저효과로 인해 대폭 상승하였다가 다시 하락하는 경향을 보였다. TFP의 변화 중 TC는 꾸준히 정(+)의 값을 보이고 있어 외부 기술진보의 충격은 기업 생산성에 긍정적이고 지속적인 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 이에 반해 2009년을 제외하고 TEC와 SE는 0을 중심으로 안정적인 값을 갖는 것으로 나타났다. 즉, 노동과 자본의 효율적인 결합이나 기업 규모에 의한 효율성은 2000년 이후 개선되지 못하고 있으며, 2008년 금융위기에 따른 구조조정 효과도 TFP 및 TEC, SE의 대폭 하락에서 보는 바와 같이 효율성 측면에서 오히려 부정적인 효과가 있는 것으로 나타났다.

〈표 7〉 전체 산업의 총요소생산성 분해요소 분석 결과

연도	TFP	TC	TEC	SE
2001	0.034	0.060	-0.006	-0.019
2002	0.043	0.064	-0.010	-0.010
2003	0.087	0.075	0.023	-0.011
2004	0.133	0.079	0.030	0.024
2005	0.071	0.082	0.001	-0.012
2006	0.065	0.071	-0.004	-0.002
2007	0.060	0.066	-0.011	0.005
2008	0.113	0.084	0.018	0.012
2009	-0.026	0.045	-0.047	-0.024
2010	0.200	0.075	0.079	0.047
2011	0.069	0.090	-0.008	-0.013
2012	-0.002	0.013	-0.008	-0.007
2013	0.010	0.026	-0.012	-0.004
2014	-0.020	0.024	-0.030	-0.014
2015	-0.018	0.001	-0.018	-0.001
2016	0.005	0.021	-0.021	0.005

〈그림 3〉 전체 산업의 총요소생산성 분해요소 변화 추이



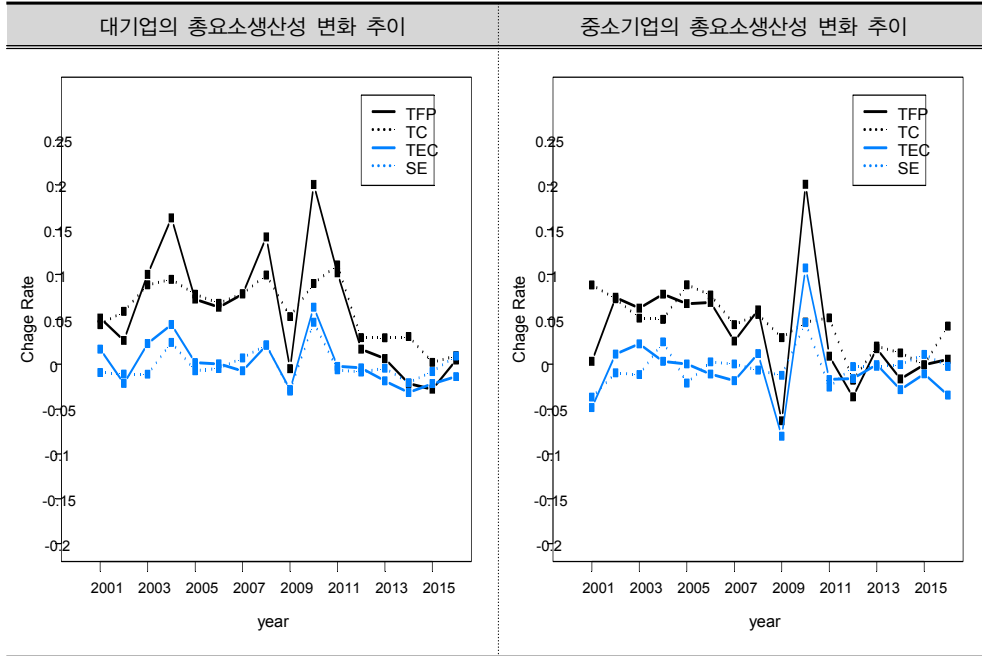
2) 대기업과 중소기업의 총요소생산성 비교

TFP를 대기업과 중소기업으로 구분하여 비교한 결과는 <표 8> 및 <그림 4>와 같다. 분석 결과, IMF 외환위기 이후 생산성 회복 시기를 지나 2009년 금융위기 충격으로 대기업과 중소기업 모두 TFP, TC, TEC, SE가 대폭 하락하였다. 이후 2010년에는 기저효과로 다시 상승하였으며 최근까지 하락하는 경향을 보였다. 2009년 이전을 보면, 대기업은 TFP, TC, TEC가 크게 상승한 반면, 중소기업은 TEC 상승이 뚜렷한 것으로 확인되었다. 그리고 2009년에는 2008년 금융위기로 인한 TFP와 TEC, SE의 변동성이 대기업보다 중소기업에서 훨씬 큰 것으로 나타났으며, 이는 외부의 심각한 경제 충격은 대기업보다 중소기업에 더 큰 악영향을 미친다는 것을 말해준다.

<표 8> 대기업과 중소기업의 총요소생산성 분해요소 분석 결과

연도	대기업				중소기업			
	TFP	TC	TEC	SE	TFP	TC	TEC	SE
2001	0.051	0.044	0.017	-0.009	0.003	0.088	-0.049	-0.037
2002	0.026	0.059	-0.022	-0.011	0.075	0.073	0.011	-0.010
2003	0.100	0.088	0.023	-0.011	0.062	0.051	0.023	-0.012
2004	0.163	0.094	0.044	0.024	0.078	0.050	0.003	0.025
2005	0.073	0.078	0.002	-0.007	0.068	0.088	0.000	-0.021
2006	0.064	0.068	0.000	-0.005	0.069	0.077	-0.011	0.003
2007	0.078	0.079	-0.007	0.007	0.026	0.044	-0.018	0.000
2008	0.142	0.099	0.021	0.022	0.061	0.055	0.012	-0.007
2009	-0.005	0.053	-0.028	-0.030	-0.063	0.03	-0.08	-0.012
2010	0.200	0.090	0.064	0.047	0.200	0.047	0.107	0.046
2011	0.102	0.111	-0.002	-0.006	0.009	0.052	-0.017	-0.026
2012	0.017	0.029	-0.004	-0.009	-0.037	-0.018	-0.016	-0.003
2013	0.006	0.029	-0.019	-0.005	0.017	0.020	0.000	-0.002
2014	-0.022	0.031	-0.032	-0.021	-0.016	0.012	-0.028	-0.001
2015	-0.028	0.002	-0.022	-0.008	-0.001	-0.001	-0.011	0.011
2016	0.005	0.009	-0.014	0.009	0.005	0.042	-0.034	-0.003

〈그림 4〉 대기업과 중소기업의 중요요소생산성 분해요소 변화 추이



4. 생산성 분해요소가 수출에 미치는 영향

국내 제조기업의 생산성 분해요소가 수출에 미치는 영향을 알아보기 위해 아래 식(18)과 같이 확률효과(Random Effect) 패널 회귀분석을 실시하였다. 종속변수는 로그 수출액의 증가율, 설명변수는 앞서 측정한 TC, TEC, SE로 설정하였다. 배찬권 외(2015) 등의 연구에서는 기저효과를 통제하기 위해 수출액을 설명변수 중 하나로 추가하였으나, 본 연구에서는 로그 변환한 데이터를 사용하였으므로 이를 설명변수에 추가하지 않았다.

$$\ln(\dot{EX})_{it} = \psi_0 + \psi_1 TC_{it} + \psi_2 TEC_{it} + \psi_3 SE_{it} + \epsilon_{it} \quad (18)$$

위 식을 이용하여 회귀분석 한 결과는 아래 〈표 9〉와 같다.

〈표 9〉 생산성 분해요소의 수출 영향 추정 결과

구분	전체	z	대기업	z	중소기업	z
TC	0.350 (0.245)	1.43	0.098 (0.375)	0.26	0.698 (0.206)	3.38***
TEC	0.110 (0.202)	0.54	0.192 (0.329)	0.58	0.014 (0.156)	0.09
SE	-0.086 (0.446)	-0.19	-0.384 (0.712)	-0.54	0.257 (0.353)	0.73

주 : 1) () 안은 표준오차를 나타낸다.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미한다.

분석 결과, TC, TEC, SE는 수출에 유의적인 영향이 없는 것으로 나타났으며, 단지 중소기업의 TC만 $\psi_1=0.698(p<.001)$ 로 유의적인 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 국내 제조기업의 TFP 대부분이 TC의 증가에 의존하고 있다는 사실과 어느 정도 일치하는 결과이다. 대기업의 경우 TC, TEC, SE가 수출에 미치는 영향은 유의적이지 않은 것으로 나타나 대기업의 수출 변화는 기업 내부의 요인보다 수출 상대국의 경기 변동 등 외부적인 경제 상황에 더 큰 영향을 받는 것으로 판단된다. 특히 본 연구의 대상 기간이 IMF 외환위기와 글로벌 금융위기 등 외부 충격의 영향 하에 있으므로 이러한 경제 외적인 요인들도 수출에 많은 영향을 준 것으로 보인다. 또한 대기업은 기존의 관행적인 수출마케팅 전략에 의존함에 따라 기술진보나 내부의 노동, 자본 등 투입요소의 효율적 결합 또는 규모의 경제에 따른 이익을 수출 증대와 연결시키지 못하고 있다고 판단된다. 하지만 중소기업의 경우 기술개발 역량이나 규모 효과 등에서 대기업보다 열위에 있지만 자체 기술개발 또는 외부 기술도입 등을 통해 생산성을 높이고 이를 수출 증대로 연계하고 있음을 알 수 있다.

IV. 논의와 결론

한국 경제는 과거 IMF 외환위기와 글로벌 금융위기 사태를 통해 외부 충격에 매우 취약한 구조를 갖고 있다는 것이 드러났다. 또한 최근에 나타난 중국과의 통상 마찰, 미국 트럼프 정부의 보호무역 정책 등 외부환경의 변화는 국내 기업의 체질 변화를 요구하고 있다. 이에 국내 제조기업의 노동과 자본의 결합 과정에서의 기술적 효율성 그리고 총요소생산성의 분석과 이에 따른 수출 변화에 대한 총괄적인 분석이 필요한 시점이다.

본 연구에서는 먼저 국내 제조기업 258개를 11개 세부 산업으로 구분하고 확률적 변경생산모형을 적용하여 기술적 효율성을 추정하였다. 그리고 이를 통해 총요소생산성을 측정하고 분해하였으며 이러한 분해요소들이 수출에 미치는 영향을 대기업과 중소기업으로 구분하여 비교 분석하였다. 본 연구의 결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 확률적 변경생산모형을 이용하여 트랜스로그 생산함수를 추정한 결과, 4개 모형 중 IS 모형을 제외하고 모두 유사한 결과가 나왔다. $\ln L$, $\ln K$, t , $\ln L^2$, $\ln K^2$, $t \ln L$ 은 산출량에 유의적인 정(+)의 영향을 미치는 반면, t^2 와 $\ln t \ln K$ 는 생산에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 시간이 흐를수록 노동과 자본, 산출량 수준은 증가하지만 증가율은 하락하고, 자본과 노동의 결합효과는 오히려 산출량 수준을 낮추는 효과가 있는 것으로 나타났다.

둘째, 산업별 기술적 효율성을 추정한 결과, 식품, 목재와 비철의 효율성은 높게 나타난 반면, 전자와 기계는 상대적으로 낮게 나타났다. 특히 현재 국내 경제의 성장을 견인하고 있는 전자와 자동차, 그리고 로봇 산업의 핵심인 기계 산업 등에서 효율성이 낮다는 것은 국내 제조업의 미래가 밝지 않다는 것을 말해주며 효율성 개선을 위한 대책 마련이 시급하다고 할 수 있다. 그리고 연도별 기술적 효율성을 보면, IMF 외환위기 이후 완만하게 상승하다가 2008년 금융위기 이후 대폭 하락하는 등 한국 경제가 외부 충격에 매우 취약하다는 것을 보여주고 있다. 또한 세계 경제위기 속에서 구조조정 등 기업의 자구적인 노력 또한 실제 효율성을 증대시키지 못한 것으로 나타났다.

셋째, 대기업과 중소기업의 기술적 효율성을 비교한 결과, 식품, 기타 산업에서는 대기업의 효율성이 중소기업보다 높게 나타났고, 화학, 전자, 수송에서는 대기업과 중소기업 간에 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 한편, 비철에서는 오히려 중소기업의 효율성이 대기업보다 더 높은 것으로 확인되었다. 연도별 기술적 효율성 변화를 보면, IMF 외환위기 직후 중소기업의 효율성이 대기업보다 높게 나타났으나 2004년 이후 대기업의 효율성이 중소기업보다 높아졌으며 2008년 금융위기 이후 그 격차는 꾸준히 유지되고 있다.

넷째, 총요소생산성(TFP)를 분석한 결과, TFP는 2004년까지 상승하다가 2008년 금융위기로 인해 2009년에 크게 하락하였고, 2010년에 기저효과로 인해 다시 상승하였으며 이후 하락하는 경향을 보였다. TFP 변화 중 TC는 지속적으로 정(+)의 값을 나타내 TFP 변화의 대부분은 TC에 의한 것으로 확인되었다. 노동과 자본의 효율적인 결합이나 기업 규모에 따른 효율성은 2000년 이후 개선되지 못한 것으로 나타났고, 금융위기에 따른 구조조정 효과도 TFP와 TEC, SE의 대폭 하락에서 보는 바와 같이 효율성 측면에서 오히려 부정적인 효과가 있는 것으로 나타났다.

다섯째, 대기업과 중소기업의 총요소생산성을 비교 분석한 결과, 2009년 이전에 대기업은 TFP, TC, TEC가 크게 상승했으며, 중소기업은 TEC가 많이 증가한 것으로 나타났다. 그리고 2009년에는 2008년 금융위기로 인한 TFP와 TEC, SE의 변동성이 대기업보다 중소기업에서 훨씬 큰 것으로 나타나 외부의 경제 충격은 대기업보다 중소기업에 더 큰 악영향을 미치는 것으로 나타났다.

여섯째, 생산성 분해요소가 수출에 미치는 영향을 분석한 결과, 중소기업의 TC만 유일하게 수출을 증가시키는 것으로 나타났고, 대기업의 TC, TEC, SE는 모두 유의적인 영향이 없는 것으로 나타났다. 즉, 중소기업의 경우 대기업에 비해 TEC와 SE가 낮지만 자체 기술개발 또는 외부 기술도입 등을 통해 생산성을 높이고 이를 수출 증대로 연계하고 있음을 알 수 있다. 그러나 대기업의 경우 외부 기술의 수용능력이나 기업 내부의 노동 및 자본의 효율적 결합, 또는 규모의 경제에 따른 이익을 수출 역량으로 연결시키지 못하고 있다고 판단된다. 따라서 중소기업의 수출 증대를 위해서는 기술진보의 질적 수준을 촉진하기 위한 R&D 지원 등 정부의 적극적인 지원이 필요하며, 대기업의 경우 효율성이나 규모의 경제 이익 등 생산성 증가가 수출로 연결될 수 있도록 각각의 수출 시장, 경쟁 기업, 품목에 따라 세부적으로 차별화된 전략을 마련할 필요가 있다.

본 연구는 2000년부터 2016년까지 비교적 최근의 자료를 이용하여 국내 제조(수출)기업의 노동과 자본의 결합에 의한 효율성 및 총요소생산성을 분석하고 수출과의 관계를 규명한 점에서 의의가 있다. 본 연구는 자료의 한계 때문에 제조업 11개 세부 산업 전체를 대상으로 분석하였으나 향후 연구에서는 하나의 세부 산업을 선택하여 해당 산업의 생산성을 분석하고 산업별 특성을 파악하는 것도 의미가 있을 것이다. 또한 본 연구는 제조업만을 대상으로 하였으나 서비스 산업의 중요성이 증대하고 있음을 감안하여 서비스 산업으로 연구 범위를 확대할 필요도 있을 것이다.

참고문헌

- 곽만순(2006), “한국 제조업의 수출, 내수기업 생산성 격차 분석”, 「국제통상연구」, 제11권 제1호, pp.51-75.
- 곽만순·이영훈(2005), “효율성추정과 확률적 생산변경모형에 대한 문헌연구”, 「계량경제학보」, 제16권 제4호, pp.107-130.
- 배미경(2008), “한국 자동차산업이 총 요소생산성 증가의 기여요인 분석-한미 FTA에의 시사점”, 「국제통상연구」, 제13권 제1호, pp.49-72.
- 배미경(2011), “시장의 외생적 충격하에서 자본재산업과 소비재산업의 생산성 변동 추이”, 「한국경제연구」, 제29권, 제3호, pp.5-33.
- 배찬권·김영귀·금혜운(2015), 「국내 제조업 생산성의 결정요인과 수출간의 관계에 대한 분석」, 대외경제정책연구원.
- 신범철·이의영(2010), R&D투자와 수출의 생산효율성 제고 효과-SFA기업을 활용한 실증 분석, 「한국기업경영」, 제17권 제1호, pp.1-21.
- 이지후(2016), “전남권과 충남권 제조업부분의 총요소생산성 비교”, 한국산업경제학회 춘계학술발표대회 논문집, pp.53-70.
- 정선영(2010), 「확률적 프로터어 모형을 이용한 총요소생산성 국제비교: 기술적 효율성을 감안한 접근방법」, 한국은행 금융경제연구원.
- 정선영(2011a), “금융업 및 사업서비스업의 총요소생산성 국제비교”, 「생산성논집」, 제25권 제2호, pp.161-184.
- 정선영(2011b), “정보통신산업의 총요소생산성 국제비교: 기술적 효율성을 감안한 접근방법”, 「경제학연구」, 제59권 제1호, pp.24-53. 일본, 미국 등 주요국가와 비교.
- 한광호·김상호(1996), “기업의 규모와 생산의 기술적 효율성 : 한국제조업의 확률적 변경 생산함수에 의한 추정”, 「국제경제연구」, 제2권 제2호, pp.111-131.
- 한광호·김상호(1999), “한국 제조업의 총요소생산성과 기술적 효율성”, 「국제경제연구」, 47(4), pp.5-28.
- Battese, G. and T. Coelli(1992), “Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data : With Application to Paddy Farmers in India”, Journal of Productivity Analysis, Vol. No.2, pp.153-169.
- Belotti, F. and Daidone, S., Lardi, G., and Atella, V.(2013), “Stochastic frontier analysis using Stat”, The Stat Journal, Vol.13 No.4, pp.719-758.

- Chatterjee, S., Hadi, Ail S., and Price, B.(2000), Regression analysis by example, John Wiley & Sons, INC.
- Cornwell, C., P. Schmidt, and R. C. Sickles(1990), "Production frontiers with cross sectional and time-series variation in efficiency levels", Journal of Econometrics, Vol. 46, pp.185-200.
- Greene, W. H.(1980), "Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions", Journal of Econometrics, Vol.13, pp.27-56.
- Kumbhakar, S. C.(1990), "Production frontiers, panel data, and time-varying technical inefficiency", Journal of Econometrics, Vol.46, pp.201-211.
- Kumbhakar, S. C.(2000), Estimation and decomposition of productivity change when production is not efficient: a panel data approach, Econometric Reviews, Vol.19 No.4, pp.425-460.
- Lee, Y. H., and P. Schmidt. 1993. A production frontier model with flexible temporal variation in technical efficiency. In The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications, ed. H. O. Fried, C. A. Knox Lovell, and S. S. Schmidt, 237-255. New York: Oxford University Press.

Competitiveness and Export Performance in Korean Manufacturing Enterprises

: Focusing on the Comparison of Conglomerates and SMEs

Dong-Joo Lee

Abstract

This study estimates the technical efficiency and total factor productivity(TFP) of and analyzes the relationship between TFP and exports for Korean manufacturing companies from 2000 to 2016. Specially, TFP is decomposed into Technical Change(TC), Technical Efficiency Change (TEC), and Sale Effect(SE), and compared between large and small enterprises.

First, in the case of technical efficiency, the Korean economy has been very vulnerable to external shocks, such as the sharp decline following the 2008 financial crisis. The efficiency of the electronics, automobile, and machinery sectors is low and needs to be improved. In addition, the technological efficiency of large enterprises is higher than that of SMEs in most manufacturing sub-sectors except for non-ferrous metals.

In the case of TFP, most changes are due to TC, and the effective combination of labor, capital and the effect of scale have little effect, suggesting that improvement of internal structure is urgent. In addition, volatility due to the impact of the financial crisis in 2008 was much larger in SMEs than in large companies, so external economic impacts are more greater for SMEs than large enterprises.

The relationship between TFP decomposition factors and exports shows that TC has a positive effect only on exports of SMEs. Therefore, in order to increase exports, in the case of SMEs, R&D support to promote technological development is needed. In the case of large companies, it is necessary to establish differentiated strategies for each export market, competitor company, and item to link efficiency and scale effect of exports.

(Key Words) Stochastic Frontier Production Model(SFM), Total Factor Productivity(TFP), Technical Efficiency, Export