

韓國 製造業의 總要素生産性과 技術的 效率性*

韓光鎬** · 金相鎬***

논문 초록

본 연구는 패널자료를 사용한 확률적 변경생산함수모형을 통해서 한국 제조업의 총요소생산성을 분석한다. 본 연구의 추정법은 기술적 비효율성을 명시적으로 고려할 수 있게 하며, 총요소생산성의 변화를 기술진보, 기술적 효율성, 규모요인 및 배분적 효율성의 변화로 구분 가능하게 한다. 추정결과, 전체 산업에서 기술적 효율성은 약 54%로 추정되었으며 계속 개선되고 있었다. 규모에 대한 보수는 대체로 보수불변으로 나타나 규모요인이 총요소생산성에 미치는 효과는 극히 작았다. 배분적 효율성은 아주 작은 값이지만 총요소생산성을 감소시키는 요인으로 작용하였다. 기술진보율은 전체 산업에서 4.7%로 추정되었으며 추정기간 동안 계속 감소하였고, 특히 1990년대 들어서 크게 둔화되었다. 총요소생산성의 증가율은 전체 산업에서 7.3%이었으며, 주로 기술진보와 기술적 효율성의 개선에 기인한다. 총요소생산성의 증가율은 추정기간 동안 감소되고 있으며 1990년대 초반에 크게 둔화되고 있다.

핵심주제어: 기술적 효율성, 총요소생산성, 확률적 변경생산함수

경제학문헌목록 주제분류: C4, L6, O4

* 이 논문은 1997년도 순천대학교 교비해외파견지원에 의하여 연구되었음.

** 순천대학교 경제학과 교수

*** 호남대학교 경영학부 부교수

1. 서론

총요소생산성(total factor productivity)은 투입물의 변화로 설명할 수 없는 산출물의 변화로 정의된다. 총요소생산성을 측정하는 전통적인 실증연구들은 대체로 Solow의 성장회계방식에 근거하고 있다. 이 방법에서 총요소생산성은 성장회계의 잔여치(residual)로 계산되며 기술진보와 동일한 개념으로 간주된다.

최근 성장회계 방식에 의한 총요소생산성의 분석은 기술적 효율성 — 알려진 기술을 실제 생산에 적용하는 정도 — 을 간과하고 있다는 비판이 제기되고 있다. 이 비판은 기술적 효율성을 측정하는 변경생산함수 모형(frontier production model)에 근거한다. 만약 기업이 주어진 생산기술을 효율적으로 활용하고 있다면 총요소생산성은 기술진보를 통해서만 개선될 수 있다. 그러나 기업은 다양한 비가격적 요인과 기업 조직적인 요인 때문에 최선의 기술을 활용하지 못하고 있으며 생산가능집합의 내부에서 생산을 하는 것이 일반적이다. 이 경우 기술진보는 물론 주어진 기술을 보다 효율적으로 적용·활용하는 것도 총요소생산성을 개선시킬 수 있다. 이때 기술진보는 기술혁신(innovation)에 따른 변경생산함수의 상향이동을 나타내며, 효율성의 변화는 알려진 최선의 기술을 실제 생산에 적용하는 기술접근(catching-up)을 의미한다.¹⁾

기술적 비효율성을 고려하여 총요소생산성을 분석하는 방법으로는 모수적 방법과 비모수적 방법이 있다. Nishimizu and Page(1982)는 모수적 프론티어 접근법(parametric frontier approach)을 이용하여 총요소생산성의 증가를 기술의 진보와 기술적 효율성의 변화로 구분하는 방법을 제안하였고 이를 유고의 패널자료에 적용하였다. Fecher and Perelman(1989, 1992)은 OECD 국가에, Granderson(1997)은 미국에, Kalirajan *et al.*(1996)은 중국에, Bayarsaihan *et al.*(1997)은 몽고에 모수적 접근법을 적용하여 총요소생산성을 분석하였다. Färe *et al.*(1992, 1994)은 Malmquist 지수를 사용하는 비모수적 프론티어 방법(nonparametric frontier approach)을 제안하고 이를 스웨덴 자료에 적용하였다. Färe *et al.*(1995)는 대만

1) 여기서 기술진보는 알려진 최선의 기술을 나타내는 변경생산함수의 이동을 의미한다. 그리고 다른 모든 생산성의 변화 — 예컨대, 실행을 통한 학습(learning by doing), 신기술과 지식의 전파, 경영적인 실무의 개선 및 기업외부 충격에 대한 단기적인 적응 등 — 은 기술적 효율성의 변화를 의미한다(Nishimizu and Page, 1982).

에, Burgess and Wilson(1995)은 미국에 비모수적 접근법을 적용하여 총요소생산성을 분석하였다. 한편 Perelman(1995), Färe *et al.*(1995), Hjalmarsson *et al.*(1996) 등은 이 두 가지의 방법을 이용하여 총요소생산성을 기술진보와 기술적 효율성의 변화로 구분하고 그 결과를 비교·분석하였다.

총요소생산성을 기술진보와 효율성 변화로 분해하는 연구는 중요한 정책적 의미를 갖는다. 기술혁신 요인과 효율성 개선 요인은 상이하므로 효율적인 생산성 향상을 위해서는 이를 구분하는 것이 필요하다. 만약 기업이 잠재적인 생산기술을 충분히 활용하고 있지 않을 때, 즉 기술적 비효율성이 높은 경우, 생산성 향상을 위해서는 주어진 기술을 전파시키고 그 활용을 유도하는 정책이 유효할 것이다. 기술이 충분히 활용되고 있지 않은 상태에서 신기술을 도입하는 정책은 그 효과가 크게 감소하기 때문이다. 반면에 기술적 비효율성이 낮은 상황에서는 생산성 증가를 추구하는 정책은 기술진보를 촉진하는 것이어야 할 것이다.

본 연구는 기술적 효율성의 개념을 명시적으로 도입할 수 있는 확률적 생산변경 모형(stochastic production frontier model)을 이용하여 총요소생산성을 분석하고, 이를 기술진보, 기술적 효율성의 변화, 규모요인 그리고 배분적 효율성의 변화로 구분한다. 본 연구에서 사용하는 자료는 개별기업의 재무제표에서 구한 기업자료로써 개별기업의 시계열자료(1980~94)와 횡단면 자료로 구성된 패널자료이다.

최근 한국의 총요소생산성 연구는 그 동안의 경제성장이 요소축적에 의한 것인가 혹은 기술진보에 의한 것인가를 밝히는 데 그 논의가 집중되고 있다. 본 연구는 이러한 논의를 새로운 각도에서 검토할 수 있게 할 것이다. 왜냐하면 본 연구는 기술적 효율성이라는 변수를 도입하여 기술의 전파 또는 확산이 성장에서 어떤 영향을 미쳤는가를 논의할 수 있게 하기 때문이다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 다음 장에서는 총요소생산성을 기술진보와 기술적 효율성의 변화 등으로 구분하고 이를 추정하는 모형을 제시하며, III장에서는 추정자료를 기술하고 추정결과와 정책적 시사점을 제시하며, 마지막 장에서는 연구 결과를 요약한다.

II. 추정방법

1. 총요소생산성의 분해

총요소생산성은 생산요소 투입량의 변화에 의해 설명되지 않은 산출량의 변화로 정의된다. 산출량의 변화는 투입물의 변화는 물론 기술수준 또는 기술적 효율성이 변화할 때도 나타날 수 있기 때문에, 총요소생산성은 기술수준의 변화(technical change)와 기술적 효율성(technical efficiency)의 변화 등으로 구성된다. 여기서 기술수준의 변화는 생산변경의 시간에 걸친 이동을 의미한다. 기술적 효율성은 주어진 생산기술을 얼마나 효율적으로 활용하는 가를 나타내며 생산 가능한 최대 산출량과 실제 산출량 간의 차이로 측정된다.

총요소생산성을 분석하는 전통적인 연구들은 산출물 증가에서 투입물 증가 효과를 차감한 후 잔여치로 측정하는 Solow 성장회계방법에 의존한다. 이 방법은, 기업이 항상 효율적으로 생산하고 있다고 가정하여 기술적 비효율성을 간과하기 때문에, 총요소생산성을 기술진보와 동일한 개념으로 이해한다. 그러나 만약 기업이 어떤 이유로 생산변경에서 생산하고 있지 못한다면, 기술진보는 총요소생산성을 결정하는 유일한 원인이 될 수 없다. 왜냐하면 주어진 생산기술을 보다 효율적으로 활용하는 것도 총요소생산성을 증가시키는 요인이 될 수 있기 때문이다.

생산함수는 생산요소의 투입조합과 생산 가능한 최대 산출량간의 관계를 나타내기 때문에, 이의 추정을 통해 기술적 효율성을 계측할 수 있다. 그러나 생산함수를 추정하는 전통적인 회귀분석기법은 요소투입량과 최대산출량간의 관계를 나타내기 보다는 요소투입량과 기업이 실제로 생산하는 평균산출량간의 관계를 추정하게 되므로 효율성 계측은 불가능하다. 반면에 변경생산함수 모형은 요소투입량과 생산 가능한 최대 산출량과의 관계를 추정하므로 기술적 효율성을 직접 계측할 수 있게 한다. 따라서 이 추정법은 총요소생산성의 변화를 기술진보(생산변경의 이동)와 기술적 효율성의 변화(실제생산과 생산변경간의 차이의 변화)로 구분할 수 있게 하며, 총요소생산성을 기술진보로 간주해 온 전통적 분석방법보다 정교한 것이라 하겠다. 한편 Kumbhakar(1995), Lovell(1996) 및 Granderson(1997) 등은 총요소생산성을 기술진보와 기술적 효율성 외에도 규모요인과 배분적 효율성 등으로 더욱 세분하는 모형을 제안한다.

본 연구는 기술진보와 기술적 효율성을 구분하여 한국 제조업의 총요소생산성을 추정한다. 이를 위해 기술적 비효율성을 명시적으로 고려하는 다음 식과 같은 확률적 변경생산함수 모형을 설정한다.

$$y_{it} = f(x_{it}, t) \exp(-u_{it}) \quad (1)$$

여기서 y_{it} 는 i 기업($i = 1, \dots, N$)의 t 연도($t = 1, \dots, T$) 산출량, f 는 변경생산 기술, x 는 투입물 벡터, t 는 시간추세(time trend), 그리고 $u \geq 0$ 는 생산의 기술적 비효율성을 나타낸다. u_{it} 로 표시된 기술적 비효율성은 기업과 시간에 따라 변화한다.

변경생산함수(f)는 투입량의 변화와 더불어 시간변수에 의해서도 영향을 받는다. 변경생산함수를 시간에 대해 전미분함으로써 다음 식을 구할 수 있다.²⁾

$$\frac{d \ln f(x, t)}{dt} = \frac{\partial \ln f(x, t)}{\partial t} + \sum_j \frac{\partial \ln f(x, t)}{\partial x_j} \frac{dx_j}{dt} \quad (2)$$

위 식의 오른쪽 첫 번째 항은 생산변경의 시간에 대한 편미분으로써 외생적인 생산기술의 변화(exogenous technical change), 즉 기술진보(TP : technical progress)를 나타낸다. TP 가 陽(陰)일 경우 기술변화는 생산변경을 상(하)향 이동시키게 된다. 그리고 오른쪽 두 번째 항은 요소투입량의 변동과 관련된 변경생산량의 변화를 의미하며, 요소의 산출물탄력성($\epsilon_j = \frac{\partial \ln f}{\partial \ln x_j}$)을 이용하여 $\sum_j \epsilon_j \dot{x}_j$ 로 나타낼 수 있다. 여기서 x_j 는 생산요소 j 를 의미하며, 상점(dot)은 그 변수의 증가율을 나타낸다. 따라서 식(2)를 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$\frac{d \ln f(x, t)}{dt} = TP + \sum_j \epsilon_j \dot{x}_j \quad (2)'$$

한편, 식(1)을 대수화하여 시간에 대해 전미분하고 식(2)'을 이용하면 다음 식을 구할 수 있다.

2) 기호 사용의 간편함을 위해 하첨자(it)를 생략한다.

$$\dot{y} = \frac{d \ln f(x, t)}{dt} - \frac{du}{dt} = TP + \sum_j \epsilon_j \dot{x}_j - \frac{du}{dt} \quad (3)$$

여기서 $\frac{du}{dt}$ 가 陰(陽)일 경우 기술적 비효율성은 시간에 걸쳐 감소(증가)함을 의미하며, 변경생산함수를 이용하지 않은 경우에는 이 개념을 명시적으로 나타낼 수 없다. $-\frac{du}{dt}$ 는 비효율적인 생산자가 생산변경으로 접근하는 속도, 즉 기술적 효율성의 증가율을 의미한다.³⁾ 식(3)에서 산출량의 변화는 기술진보 요인, 투입량 변화 요인과 기술적 효율성의 변화 요인 등에 의해 영향을 받는다.

총요소생산성(TFP)은 생산요소 투입량의 변화로 설명할 수 없는 산출량의 변화로 정의되며, 그 증가율은 식(4)와 같다. 여기서 S_j 는 생산요소 j 에 대한 비용이 총비용에서 차지하는 비중(share)을 의미한다.

$$TFP = \dot{y} - \sum_j S_j \dot{x}_j \quad (4)$$

식(3)을 식(4)에 대입하여 식(5)를 구할 수 있다. 여기서 ϵ_j 는 생산요소 j 의 산출량탄력성을, RTS는 규모에 대한 보수(return to scale: $\sum_j \frac{\partial \ln f}{\partial \ln x_j} = \sum_j \epsilon_j$)를 나타낸다. 그리고 λ_j 는 생산요소 j 의 산출량탄력성이 전체 산출량탄력성에서 차지하는 비중, $\lambda_j = \frac{\epsilon_j}{\sum_j \epsilon_j} = \frac{\epsilon_j}{RTS}$ 을 의미한다.

$$\begin{aligned} TFP &= TP - \frac{du}{dt} + \sum_j (\epsilon_j - S_j) \dot{x}_j \\ &= TP - \frac{du}{dt} + (RTS - 1) \sum_j \lambda_j \dot{x}_j + \sum_j (\lambda_j - S_j) \dot{x}_j \end{aligned} \quad (5)$$

식(5)에서 TFP의 증가율은 기술진보율(TP: rate of technical progress), 기술적 효율성의 변화율(TE: $-\frac{du}{dt}$), 그리고 규모요인(SC: scale component, $(RTS - 1) \sum_j \lambda_j \dot{x}_j$) 및 배분적 효율성의 변화(AE: allocative efficiency, $\sum_j (\lambda_j - S_j) \dot{x}_j$)의 합으로 구성된다.

배분적 비효율성은 생산요소 가격(input price)이 한계생산물의 가치(value of

3) 기술적 효율성(TE)은 $TE = \frac{f(x, t) \exp(-u)}{f(x, t)}$ 이므로 $-\frac{du}{dt} = \frac{d \ln TE}{dt}$ 이다.

marginal product)와 같지 않기 때문에, 혹은 기술적 한계대체율($MRTS$)이 요소가격비(input price ratio)와 다르기 때문에 발생하는 비효율성을 의미한다. 즉, 생산에 있어서 생산요소의 투입조합이 최적이지 아니므로 발생하는 비효율성이다.

배분적 비효율성이 존재하지 않는다고 가정할 경우($\lambda_j = S_j$) 총요소생산성은 기술진보 요인, 기술적 효율성의 변화 요인, 규모 요인 등 세 부분으로 구성된다(Lovell, 1996). 여기에, Solow의 성장회계잔차모형에서처럼 추가로 기술적 비효율성이 존재하지 않는다고 가정하면($-\frac{dt}{dt} = 0$), 총요소생산성은 기술진보와 규모요인으로만 구성된다. 만약 규모요인까지도 무시한다면, 즉 규모에 대한 불변보수(constant return to scale: $RTS = 1$)를 가정할 경우, 총요소생산성은 기술진보와 동일하게 된다.

2. 추정모형

본 연구는 초월대수변경생산함수(translog stochastic frontier production function)를 설정하고 기술진보를 포착하기 위해 시간변수를 고려한다. 변경생산함수는 기업이 그들의 생산기술을 효율적으로 활용하고 있지 않다는 인식으로부터 시작한다. 즉 가장 효율적인 생산기술(best practice technology)을 규정하는 생산함수의 내부에서 생산활동을 하고 있다는 것을 명시적으로 반영하는 것이다.

확률적 변경 생산함수는 Aigner *et al.*(1977) 및 Meeusen and van den Broeck (1977)에 의해 제안되었다. 이 모형은 처음에는 주로 횡단면 자료를 분석하는 데 응용되었다. 횡단면 자료를 이용하여 확률적 변경 생산함수를 추정하는 방법에는 몇 가지 문제점이 지적되고 있다.⁴⁾ 첫째, 기업별 기술적 비효율성을 추정할 수 있으나 그 추정량의 일치성(consistency)은 보장되지 않는다. 둘째, 비효율성 오차항의 확률분포를 임의로 가정해야 하는데 이 가정에 따라 계수 추정치가 변하는 문제점을 가진다. 셋째, 기술적 비효율성 변수와 설명변수가 상호 독립적이라는 가정이 필요하다. 그러나 기업이 자신의 비효율성의 크기를 알면 이에 따라 자신이 사용하는 생산요소의 양을 변동시킬 수 있기 때문에 상호 독립성의 가정은 현실적이라 할 수 없다.

4) Schmidt and Sickles(1984)를 참조할 것.

이 문제점을 해결하기 위해 Schmidt and Sickles(1984)는 기술적 비효율성의 확률적 분포를 가정할 필요가 없으며, 비효율성과 설명변수의 독립성에 관한 가정도 불필요한 패널자료의 사용을 제안하였다. 특히 패널자료를 사용한 확률적 변경 모형은 개별기업의 효율성은 물론 기술진보의 크기와 방향을 추정할 수 있기 때문에, 총요소생산성을 기술적 효율성과 생산기술의 변화 그리고 규모요인 및 배분적 효율성의 변화 등으로 구분할 수 있게 한다. 본 연구는 다음과 같은 초월대수 생산함수를 가정하고 패널자료를 사용한 확률적 변경 생산함수를 추정한다.

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j \ln x_{jit} + \alpha_T t + \beta_{TT} t^2 + \sum_j \sum_l \beta_{jl} \ln x_{lit} \ln x_{jit} + \sum_j \beta_{Tj} t \ln x_{jit} + v_{it} - u_{it}, \quad j, l = L, K \quad (6)$$

위 식에서 하첨자 i 와 t 는 각각 기업($i = 1, 2, \dots, N$)과 시간($t = 1, 2, \dots, T$)을, y 는 산출물을, x 는 생산요소를, t 는 시간변수를, 하첨자 j 와 l 은 생산요소($j, l = \text{노동}(L), \text{자본}(K)$)를 나타낸다. v 는 $N(0, \sigma_v^2)$ 인 정규분포를 갖는 확률적 오차항이다. u 는 기술적 비효율성에 의한 생산량의 손실을 의미하며 항상 양(+)의 값을 갖는다(즉 $u \geq 0$). 확률적 오차항 v 는 기술적 비효율성 오차항 u 와 무관하다고 가정한다.

위 모형은 비중립적인 기술진보를 반영하고 있다. 만약 β_{Tj} 가 양(음)일 경우 기술진보는 j 생산요소-사용적(절약적)이며, 모든 β_{Tj} ($j = L, K$)가 零일 경우 기술진보는 중립적이다. 그리고 $\beta_{TL} = \beta_{TK} = \beta_{TT} = \beta_{LK} = 0$ 일 경우에는 중립적 기술진보를 반영하는 콥-더글라스 생산함수가 된다.

기술적 비효율성을 나타내는 오차항 u_{it} 는 $N(\mu, \sigma^2)$ 인 정규분포를 양(+)에서 절단하는 독립적이며 동일한 분포(i.i.d)를 가지며, Battese and Coelli(1992)에 따라서 다음과 같이 가정한다.

$$u_{it} = u_i \eta_{it} = u_i \exp(-\eta[t - T]) \quad (7)$$

이 식에서 η 는 기술적 효율성의 변화율을 반영하는 것으로서, 陽일 경우($\eta > 0$) 기술적 효율성은 시간에 따라 향상됨을, 陰일 경우($\eta < 0$) 기술적 효율성은 시간에

따라 악화됨을 의미한다. 위 식은 '시간에 의존하는 비효율성'(time-varying inefficiency)을 모형화한다. 특히 이 모형에서 비효율성은 시간에 따라 기업간 순위가 바뀌지 않으며, 모든 기업에서 동일하게 변화하는 형태를 취한다. 또한 위 모형은 특정연도(T)를 기준으로 하여 기술적 효율성의 변화를 추정 가능케 한다. 본 연구는 σ_s^2 과 γ 를 각각 $(\sigma^2 + \sigma_v^2)$ 과 $\frac{\sigma^2}{\sigma_s^2}$ 으로 정의하고, 최우법(maximum likelihood estimation)으로 모수(σ_s^2 , γ , η , μ , α , β)들을 추정한다.

시점 t 에서 기업 i 의 기술적 효율성(TE_{it})은, 식(8)과 같이, 실제 생산량과 기술적 비효율성이 없을 경우의 생산가능량간의 비율로 정의된다.

$$TE_{it} = \exp(-u_{it}) \quad (8)$$

노동(자본)의 산출량 탄력성(output elasticity of labor(capital))은 다음과 같이 정의된다.⁵⁾

$$\epsilon_j = \frac{\partial \ln f}{\partial \ln x_j} = \alpha_j + \sum_{i \neq j} \beta_{ji} \ln x_i + 2\beta_{jj} \ln x_j + \beta_{Tj} t, \quad j = L, K \quad (9)$$

규모에 대한 보수(RTS : returns to scale)는 $\sum_j \epsilon_j$, $j = L, K$ 로 정의되며, 만약 $RTS < 1$ ($RTS = 1$, $RTS > 1$)이라면 규모에 대한 보수는 체감(불변, 체증)한다.

기술진보율(TP : rate of technical progress)은 다음과 정의된다.

$$TP = \frac{\partial \ln f}{\partial t} = \alpha_t + 2\beta_{TT}t + \sum_j \beta_{Tj} \ln x_j, \quad j = L, K \quad (10)$$

초월대수 생산함수에서는 생산요소의 산출량 탄력성(ϵ_L , ϵ_K)과 규모에 대한 보수(RTS)는 생산요소의 투입량 수준에 의존한다. 본 연구에서는 식(6)의 추정계수와 생산요소의 기하평균(즉 로그를 취한 변수들의 산술평균)을 이용하여 평균 탄력성의 개념으로 (9)와 (10)을 구한다.

5) Kumbhakar and Hjalmarsson(1993) 및 Taymaz and Saatci(1997)을 참조할 것.

Ⅲ. 자료 및 추정결과

1. 자 료

본 연구의 자료는 한국 제조업 기업들의 15개년간(1980~94년)의 패널자료(panel data)이다. 표본기업들은 제조업 상장기업으로서 한국신용평가(주)의 『한국기업총람』에서 추출한 508개 기업으로 구성되며, 분석에 필요한 자료들은 개별 기업들의 연도별 재무제표로부터 얻게 된다. 그러나 동기간 동안 상장되는 기업과 상장 폐지되는 기업이 존재함과 더불어 몇몇 변수들에 관한 정보가 누락되어, 실제 총 관찰치는 6,203개이다.

실증분석에서 사용된 변수는 생산물변수, 자본 및 노동변수로 나누어진다. 생산물변수로는 부가가치(VA), 노동변수(L)로는 전체 종업원 수(이사 제외), 그리고 자본변수(K)로는 (유형고정자산 - 건설가계정)을 사용한다.⁶⁾ 한편 부가가치와 자본은 각 산업별 도매물가지수(1990=100)로 디플레이트한 실질변수를 이용한다.

한편 본 연구에서는 산업별 분석을 위해 1992년 한국표준산업분류(Korean Standard Industry Classification: KSIC)의 중분류에 의해 다음과 같은 9개 산업으로 표본을 분류한다: 31(음식료품 제조업); 32(섬유, 의복, 가죽제품 제조업); 33(목재 및 나무제품 제조업); 34(종이 및 종이제품 제조업, 인쇄 및 출판업); 35(화학물, 석유, 석탄, 고무 및 플라스틱 제조업); 36(비금속광물제품 제조업); 37(제1차 금속산업); 38(조립금속제품, 기계 및 장비); 39(가구 및 기타 제조업). 또한 31~34 및 39 산업과 같이 상대적으로 노동집약적인 산업을 경공업(light industry)으로 그리고 35~38 산업과 같은 비교적 자본집약적인 산업을 중공업(heavy industry)으로 구분한다. 산

6) 한국은행의 『기업경영분석』에 의하면 유형고정자산과 건설가계정은 다음과 같이 정의된다. “유형고정자산이란 … 영업활동에 사용할 목적으로 취득한 물리적 … 자산으로 토지, 건물, 구축물, 기계장치, 선박, 차량운반구, 건설가계정 등이 포함된다. 건설가계정이란 유형고정자산의 건설을 위해 … 경비 등이 지출되었으나 건설이 완료되지 아니한 경우와 건설을 목적으로 … 지출을 행하였으나 아직 현품이 도착되지 않은 경우에 일시적으로 처리하기 위한 계정으로 건설이 완료되거나 현품이 도착하여 영업에 사용하게 된 때에는 해당 유형고정자산 계정으로 대체 처리하게 된다.” 따라서 (유형고정자산-건설가계정) 변수는 생산활동에 직접 투입되는 생산요소로서 자본스톡 개념과 일치하는 것이다. 또한 노동변수 경우에도 전체 종업원에서 이사 수를 제외한 것은 생산활동에 직접 투입되는 이사 수는 극히 적기 때문이다. 설사 이사 수를 차감하지 않는다 하더라도 본 연구의 분석에는 영향을 주지 못할 것이다.

업별 추정에서 33번과 39번 산업은 4개와 11개 기업만이 존재하고 있어서 기술적 효율성의 유의한 추정에 실패했다.⁷⁾ 따라서 이 두 산업에 대한 추정결과는 보고를 생략한다.

〈표 1〉은 표본기업의 산업별 구성과 실증분석에서 사용한 변수들의 평균과 표준편차를 보여준다.

〈표 1〉 사용변수들의 평균 (표준편차)

산업	전체	경공업	중공업	31	32	34	35	36	37	38
기업수	508	174	334	49	82	28	107	26	38	163
관찰치수	6203	2142	4061	665	981	321	1367	341	465	1888
노동	6.711 (1.141)	6.880 (1.119)	6.621 (1.142)	7.007 (1.037)	7.067 (1.171)	5.943 (0.713)	6.386 (0.977)	6.832 (0.843)	6.657 (1.243)	6.744 (1.243)
자본	16.514 (1.530)	16.621 (1.429)	16.458 (1.578)	16.992 (1.103)	16.520 (1.650)	16.292 (1.324)	16.303 (1.468)	17.279 (1.374)	17.104 (1.702)	16.263 (1.571)
부가가치	16.353 (1.343)	16.402 (1.258)	16.327 (1.385)	16.683 (1.104)	16.399 (1.362)	15.876 (1.126)	16.264 (1.198)	16.820 (1.131)	16.679 (1.509)	16.197 (1.484)
노동비중	0.583 (0.165)	0.566 (0.165)	0.592 (0.164)	0.538 (0.143)	0.591 (0.171)	0.488 (0.148)	0.583 (0.161)	0.536 (0.173)	0.514 (0.182)	0.627 (0.149)

주: 1. 노동, 자본 및 부가가치는 로그를 취한 값임. 단위는 노동은 명, 자본과 부가가치는 억원임.

$$2. \text{노동비중} = \frac{\text{노동비용}}{\text{총생산비}}$$

2. 추정결과

(1) 가설검정

〈표 2〉는 비중립적 기술진보를 반영한 초월대수 변경생산함수를 산업별로 추정한 결과이다. 추정결과, 모든 산업에서 γ 와 η 는 유의한 양의 값을 갖고 있다. 즉, 기술적 비효율성이 생산에 존재하고 있으며 그 비효율성이 매년 감소하고 있음을 보여준다.

7) 33번 산업에서는 기술적 비효율성이 존재하지 않는 것으로 나타났으며, 39번 산업에서는 그 추정치가 유의하지 않는 것으로 나타났다.

〈표 2〉 계수 추정결과

변수	전체	경공업	중공업	31	32	34	35	36	37	38
절편	9.027 (0.659)	8.625 (1.114)	9.495 (0.968)	19.012 (4.630)	6.074 (1.096)	14.827 (3.290)	14.459 (1.950)	9.603 (2.443)	-1.985 (3.660)	0.138 (1.338)
$\log(L)$	0.538 (0.105)	0.378 (0.193)	0.532 (0.132)	1.579 (0.574)	0.351 (0.235)	2.486 (0.856)	1.276 (0.262)	0.147 (0.589)	-3.612 (0.674)	-0.918 (0.244)
$\log(K)$	0.071 (0.101)	0.167 (0.146)	0.033 (0.156)	-1.729 (0.712)	0.437 (0.153)	-1.654 (0.428)	-0.817 (0.319)	0.171 (0.312)	3.294 (0.683)	1.819 (0.264)
t	0.111 (0.024)	0.177 (0.046)	0.054 (0.033)	0.447 (0.102)	0.175 (0.049)	0.679 (0.171)	0.130 (0.088)	0.008 (0.076)	-0.380 (0.117)	-0.070 (0.059)
$[\log(L)]^2$	0.018 (0.007)	0.034 (0.018)	0.018 (0.008)	0.107 (0.035)	0.041 (0.027)	-0.493 (0.118)	0.107 (0.014)	-0.148 (0.044)	-0.175 (0.043)	-0.094 (0.015)
$[\log(K)]^2$	0.015 (0.004)	0.011 (0.007)	0.018 (0.007)	0.105 (0.031)	0.005 (0.008)	0.036 (0.030)	0.062 (0.013)	-0.029 (0.016)	-0.189 (0.033)	-0.089 (0.014)
t^2	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	0.003 (0.003)	-0.001 (0.001)	-0.004 (0.001)	-0.009 (0.002)	-0.003 (0.001)
$\log L \times \log K$	-0.020 (0.009)	-0.020 (0.020)	-0.025 (0.011)	-0.167 (0.056)	-0.027 (0.028)	0.220 (0.119)	-0.132 (0.017)	0.153 (0.050)	0.426 (0.067)	0.184 (0.025)
$\log L \times t$	0.014 (0.002)	0.012 (0.004)	0.019 (0.003)	0.032 (0.008)	0.016 (0.007)	0.064 (0.026)	0.013 (0.005)	-0.008 (0.011)	-0.062 (0.016)	-0.018 (0.006)
$\log K \times t$	-0.009 (0.002)	-0.010 (0.004)	-0.008 (0.003)	-0.037 (0.009)	-0.012 (0.005)	-0.065 (0.016)	-0.009 (0.006)	0.011 (0.007)	0.060 (0.012)	0.019 (0.006)
σ_s^2	0.202 (0.008)	0.246 (0.023)	0.186 (0.008)	0.745 (0.230)	0.313 (0.044)	0.259 (0.061)	0.176 (0.019)	0.149 (0.091)	0.300 (0.065)	0.165 (0.006)
γ	0.202 (0.025)	0.359 (0.053)	0.158 (0.030)	0.848 (0.049)	0.518 (0.053)	0.321 (0.164)	0.307 (0.071)	0.379 (0.379)	0.234 (0.165)	0.098 (0.022)
μ	0.404 (0.038)	0.594 (0.093)	0.207 (0.076)	-1.589 (0.506)	0.806 (0.133)	-0.576 (0.310)	0.378 (0.184)	-0.152 (0.663)	-0.031 (0.358)	0.254 (0.048)
η	0.069 (0.006)	0.026 (0.008)	0.111 (0.010)	0.008 (0.019)	-0.040 (0.013)	0.163 (0.035)	0.068 (0.010)	0.061 (0.037)	0.097 (0.030)	0.101 (0.012)
로그우도값	-3662.14	-1254.38	-2351.05	-269.09	-555.52	-201.71	-636.83	-97.87	-349.84	-1019.5
검정통계량	1461.84	514.73	939.94	99.29	231.20	60.44	410.94	33.18	63.14	272.03

주: 1. () 안은 표준오차임

2. 검정 통계량은 $\lambda = -2 \times [L(H_0) - L(H_1)]$ 이며, $L(H_0)$ 는 기술적 비효율성이 존재치 않을 경우의 로그우도 값이며, $L(H_1)$ 는 비효율성이 존재할 경우의 로그우도 값을 나타낸다.

〈표 3〉 가설 검정 요약

귀무가설 (H_0)	로그우도값	검정통계량(λ)	t-값	결론
$\gamma = 0$ (비효율성이 없음)			8.08	귀무가설 기각
$\eta = 0$ (비효율성이 불변)			11.5	귀무가설 기각
$\alpha_T = \beta_{TT} = \beta_{TL} = \beta_{TK} = 0$ (기술진보 없음)	-3752.181	180.079		귀무가설 기각
$\beta_{TL} = \beta_{TK} = 0$ (기술진보의 중립성)	-3677.043	29.803		귀무가설 기각
$\beta_{jl} = 0, j, l = L, K$ (생산기술이 콥-더글라스임)	-3774.416	224.549		귀무가설 기각

주: 1. 우도비 검정의 검정 통계량(λ)는 $-2 \times [L(H_0) - L(H_1)]$ 이며, $L(H_1)$ 은 초월대수 생산함수의 로그우도값(-3662.14)임. 참고로 $\chi^2(2)$, $\chi^2(3)$, $\chi^2(4)$ 의 1% 유의수준 임계치는 각각 9.21, 11.34, 13.28임.

2. 모든 귀무가설은 1% 유의수준에서 기각됨.

〈표 3〉은 전체 제조업을 대상으로 한 가설검정 결과를 요약하고 있다. 가설검정은 t-검정과 로그우도비 검정(likelihood-ratio test)을 사용하며, 로그우도비 검정의 경우 검정통계량은 $\lambda = -2 \times [L(H_0) - L(H_1)]$ 가 된다. 여기서 $L(H_0)$ 과 $L(H_1)$ 은 각각 귀무가설이 제약될 때의 로그우도 값과 제약이 없을 때의 로그우도 값을 나타낸다. 만약 귀무가설이 사실일 경우 λ 는 제약식 수를 자유도로 하는 χ^2 분포를 이룬다.

먼저 제조업에 '기술적 비효율성이 존재하지 않는다'는 귀무가설($H_0: \gamma = 0$)은 t-검정값 8.08로 1%의 유의수준에서 기각되었다.⁸⁾ 이는 한국 제조업에는 기술적 비효율성이 존재하므로 통상적인 평균 생산함수(average production function)를 사용하여 추정하는 것은 적절치 못함을 의미한다. 평균 생산함수는 생산에 있어서 존재하는 기술적 비효율성을 무시하게 됨으로써 실제 생산함수를 과소 추정하게 될 것이기 때문이다.

'기술적 비효율성이 매년 일정하다'는 귀무가설($H_0: \eta = 0$)을 검정했다. 이 가설

8) 이는 각 산업별로도 성립한다. '기술적 비효율성이 존재하지 않는다'는 귀무가설은 자유도 1의 χ^2 분포를 이루며, 1%의 유의수준에서 기각됨을 〈표 2〉에서의 검정통계량에서 확인할 수 있다.

이 채택된다면, 시간에 따라서 불변인 기술적 비효율성(time-invariant technical inefficiency)을 가정해야 할 것이다. 이 귀무가설도 t -검정값 11.5로 1%의 유의수준에서 기각되었다. 이는 한국 제조업에 존재하는 기술적 비효율성은 시간이 흐름에 따라서 변화하고 있음을 의미한다. 따라서 기술적 비효율성은 시간에 의존하는 형태로 추정되어야 한다.

‘기술진보가 존재하지 않는다’는 귀무가설($H_0: \alpha_T = \beta_{TT} = \beta_{TL} = \beta_{TK} = 0$)은 우도비 검정통계량 180.07로 $\chi^2(4)$ 의 분포를 가지며, 1%의 유의수준에서 기각되었다. 그리고 생산에 존재하는 기술진보의 형태가 중립적이라는 귀무가설($H_0: \beta_{TL} = \beta_{TK} = 0$) 또한 1%의 유의수준에서 기각되었다.

마지막으로 ‘생산기술이 콥-더글라스 형태를 가진다’는 귀무가설($H_0: \beta_{ii} = 0, i, l = L, K$)을 트랜스로그 생산함수라는 대안가설(H_1)에 대해서 검정했다. 이 귀무가설이 채택될 경우, 트랜스로그 생산함수보다 콥-더글라스 생산함수가 한국제조업의 생산기술을 보다 적절히 대변한다고 할 수 있다. 이 귀무가설은 $\chi^2(3)$ 의 분포를 가지며 검정통계량은 224.54이며, 1%의 유의수준에서 기각되었다. 이는 생산기술의 추정에 있어서 트랜스로그 함수 모형이 콥-더글라스 모형보다 더 적절한함을 의미한다.

이상의 가설검정 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다: ① 한국제조업의 생산에는 기술적 비효율성이 유의적으로 존재하며, 이 비효율성은 시간에 걸쳐 변화하고 있다. ② 기술진보는 비중립적으로 이루어지고 있다. ③ 생산기술은 트랜스로그 함수 형태가 콥-더글라스 함수보다 적절하다.

(2) 기술적 효율성

기술적 효율성의 기간별 평균과 그 증가율은 <표 4>에 제시되어 있다. 평균 효율성은 전체 산업에서 0.545이었으며, 중공업(0.630)이 경공업(0.517)보다 더 높은 것으로 계측되었다. 효율성의 연평균 증가율은 전체산업에서 0.033이었으며, 중공업(0.037)이 경공업(0.011)보다 높게 계측되어 추정기간 동안 중-경공업간의 효율성 차이는 점차 커지고 있는 것으로 나타났다.

이 사실은 과거 중화학공업에 집중되었던 선별적인 정부정책과 관련하여 설명이 가능할 것 같다. 중화학공업 분야에 집중된 과거의 선별적인 산업정책은 1980년 후반부터 선진국의 개방압력에 의해 상당히 완화되었기 때문이다. 즉 정부의 인위적

〈표 4〉 기술적 효율성의 기간평균 및 증가율

효율성	전 체	경공업	중공업	31	32	34	35	36	37	38
1980~84	0.460 (0.027)	0.491 (0.001)	0.520 (0.026)	0.782 (-0.006)	0.636 (-0.027)	0.640 (0.047)	0.458 (0.051)	0.824 (-0.014)	0.634 (0.025)	0.494 (0.030)
1985~89	0.534 (0.036)	0.506 (0.010)	0.616 (0.046)	0.761 (-0.003)	0.555 (-0.028)	0.741 (0.033)	0.552 (0.034)	0.815 (0.012)	0.708 (0.026)	0.602 (0.049)
1990~94	0.640 (0.035)	0.554 (0.021)	0.754 (0.035)	0.780 (0.007)	0.497 (-0.018)	0.872 (0.024)	0.654 (0.034)	0.860 (0.011)	0.796 (0.020)	0.736 (0.035)
1980~94	0.545 (0.033)	0.517 (0.011)	0.630 (0.037)	0.775 (0.000)	0.562 (-0.024)	0.751 (0.034)	0.555 (0.039)	0.833 (0.004)	0.713 (0.023)	0.611 (0.038)

주: () 안은 연평균 증가율임.

인 보호와 육성정책의 완화가 중화학공업에서의 비효율성 개선에 상당한 기여를 했다고 추론할 수 있다.

평균효율성 시간별 추이를 보면, 전제조업과 경-중공업 모두에서 기술적 효율성은 점진적으로 개선되고 있다. 따라서 Solow 잔여치로 측정된 총요소생산성은, 기술적 효율성의 증가추세를 고려하지 않는다면, 과소 추정될 수 있다. 왜냐하면 기술적 비효율성의 개선을 통해서 총요소생산성이 추정기간 동안 꾸준히 증가하고 있기 때문이다.

산업별 효율성 추정치를 살펴보면, 그 평균은 36, 31번 산업이 0.833, 0.775로 높게 추정되었으며, 35, 32번 산업이 0.555, 0.562로 낮게 추정되었다. 다른 산업들은 대체로 0.611~0.751 사이에 분포하고 있다(34, 37 및 38 산업). 효율성의 연평균증가율은 34, 35, 38번 산업에서 대체로 높았으며, 32번 산업에서는 그 증가율이 負의 값으로 계측되어 효율성이 오히려 악화되고 있는 것으로 나타났다. 그러나 대부분의 산업에서 효율성은 매년 개선되고 있는 것으로 계측되었다. 한편 평균효율성의 산업별 순위와 그 변화율의 산업별 순위에서는 일정한 형태를 찾을 수 없었다.

한국 제조업의 기술적 비효율성을 추정한 연구로는 유승민·이인찬(1990)과 한광호·김상호(1996)가 있다. 이들 연구는 분석기간이 비교적 짧아 기술적 비효율성이 불변($\eta = 0$)이라는 가정하에 이루어졌다. 유승민·이인찬(1990)은 1978년 광공업 센서스 자료를 사용하여 제조업체의 기술적 효율성을 약 68% 정도로 보고하였다. 또한 한광호·김상호(1996)는 1990~94년 동안의 상장기업 자료를 사용하여

전체 제조업의 기술적 효율성의 추정치를 약 67%로 보고하였다.⁹⁾

(3) 산출량 탄력성 및 규모의 보수

〈표 5〉는 생산요소의 산출량 탄력성과 규모에 대한 보수(RTS)의 기간별 평균을 제시한다. 전체 제조업에서 노동 탄력성(ϵ_L)과 자본 탄력성(ϵ_K)은 각각 0.538과 0.378이었으며, 그 합인 규모에 대한 보수는 0.917로 나타났다. 규모의 보수는 추정기간 동안 계속해서 증가하여 1에 접근하고 있으며, 중공업(0.884)은 경공업(0.928)보다 규모에 대한 보수가 더 낮게 계측되었다.

〈표 5〉 산출량 탄력성(ϵ_L , ϵ_K)과 규모에 대한 보수(RTS)의 기간별 평균

구 분		전체	경공업	중공업	31	32	34	35	36	37	38
ϵ_L	I	0.499	0.577	0.427	0.432	0.566	0.104	0.655	0.650	0.833	0.620
	II	0.557	0.617	0.509	0.510	0.614	0.698	0.617	0.684	0.740	0.601
	III	0.610	0.660	0.583	0.584	0.662	1.162	0.586	0.753	0.802	0.679
	IV	0.538 (0.013)	0.602 (0.024)	0.484 (0.021)	0.469 (0.040)	0.592 (0.033)	0.659 (0.119)	0.590 (0.040)	0.714 (0.053)	0.904 (0.084)	0.675 (0.029)
ϵ_K	I	0.394	0.356	0.406	0.446	0.376	0.621	0.213	0.306	0.144	0.359
	II	0.362	0.310	0.382	0.352	0.329	0.252	0.262	0.324	0.226	0.383
	III	0.345	0.276	0.375	0.288	0.284	0.064	0.313	0.335	0.198	0.315
	IV	0.378 (0.010)	0.326 (0.019)	0.399 (0.013)	0.407 (0.038)	0.343 (0.023)	0.359 (0.069)	0.287 (0.033)	0.307 (0.041)	0.082 (0.059)	0.311 (0.024)
RTS	I	0.893	0.934	0.833	0.877	0.942	0.724	0.869	0.956	0.978	0.979
	II	0.918	0.927	0.891	0.863	0.943	0.950	0.878	1.008	0.966	0.984
	III	0.955	0.937	0.959	0.872	0.945	1.179	0.899	1.088	0.999	0.994
	IV	0.917 (0.011)	0.928 (0.018)	0.884 (0.017)	0.876 (0.031)	0.935 (0.023)	1.018 (0.090)	0.877 (0.027)	1.021 (0.034)	0.986 (0.041)	0.986 (0.017)

주: 1. 기간 I, II, III 및 IV는 각각 1980~84, 1985~89, 1990~94 및 1980~94를 나타냄.

2. () 안은 표준편차임.

9) 본 연구에서 1990~94년의 기술적 효율성은 64%로 추정되어, 한광호·김상호(1996)의 추정치와 매우 유사하다. 그리고 두 연구 모두에서 중공업은 경공업에 비해서 더 높은 기술적 효율성을 가지고 있는 것으로 나타났다.

산업별 규모의 보수를 살펴보면, 31, 32, 35, 37, 38 산업에서 1보다 낮게, 34, 36 산업에서는 1보다 높게 추정되고 있다. 36번 산업이 1.021로 가장 높게, 31번 산업이 0.876으로 가장 낮게 계측되었으며, 대체로 모든 산업에서 규모의 보수는 1에 가까운 값을 보이고 있다. 실제 규모의 보수가 1이라는 귀무가설을 검정한 결과, 34, 36, 37, 38번 산업에서는 귀무가설을 기각할 수 없었으나 31, 32, 35번 산업에서는 귀무가설이 기각되었다. 따라서 규모의 보수는 34, 36, 37, 38번 산업에서 불변이나 31, 32, 35번 산업에서 체감한다고 할 수 있다. 이 결과는 김원규(1999)와 광승영(1997)과 대체로 일치한다. 이들 연구에 의하면 그간 한국 제조업의 규모에 대한 보수는 체증수익이 아닌 불변수익이 실현되어 왔다.

노동의 산출탄력성은 추정 전반기 0.499에서 후반기 0.610으로 추정 전기간에 걸쳐 꾸준히 증가하였으나 자본의 산출탄력성은 0.394에서 0.345로 오히려 감소하였다. 이러한 추세는 중공업과 경공업 모두 동일하게 나타난다. 한편 자본탄력성은 경공업(0.326) 보다는 중공업(0.399)에서 노동탄력성은 중공업(0.484) 보다는 경공업(0.602)에서 상대적으로 높게 계측되었다.

(4) 기술진보, 규모요인, 배분적 효율성 및 총요소생산성

<표 6>은 기술진보율(TP), 규모요인(SC), 배분적 효율성의 변화율(AE) 및 총요소생산성 증가율(TFP)의 기간별 평균을 제시한다. 평균 기술진보율은 전제 조업에서 0.047로 나타났으며, 분석기간 동안 지속적으로 하락하였고 특히 1990년대 들어 크게 둔화된 것으로 계측되었다. 구체적으로 1980년대 전반기의 기술진보율은 0.063이었으나 1990년대 초반기에는 0.028로 크게 둔화되었다. 기술진보는 경공업(0.073)이 중공업(0.039)에 비해 상대적으로 빠른 속도로 진행되었으나 경공업과 중공업 모두 추정기간 동안 지속적으로 감소하고 있다. 기술진보율이 특히 1990년대부터 급격히 감소되고 있는 것으로 계측되었는데, 이로부터 한국경제의 수출경쟁력의 약화와 이로 인한 경제활력의 쇠퇴가 기술진보의 둔화로부터 발생했을 수 있음을 추론해 볼 수 있다.

산업별 기술진보율은 32와 37번 산업에서는 0.1 이상으로 매우 높게 계측된 반면 34와 35번 산업에서는 0.05 정도로 가장 낮게 계측되었다. 그리고 나머지 산업은 0.07 정도로 매년 약 7%의 기술진보가 이루어지고 있었다. 기술진보율은 대체로 모든 산업에서 분석기간 동안 지속적으로 하락하였고 특히 1990년대에 들어 급격히

하락한 것으로 계측되었다.

규모요인은 생산요소 투입량의 증가가 규모의 보수효과로 인해서 산출량에 미친 영향을 측정한다. 규모요인은 규모의 보수를 요소투입 증가율과 곱한 결과이다. 규모요인은 산출량이 투입량과 동일한 비율로 증가하는 규모의 불변보수가 있는 산업에서는 0이 될 것이고, 규모보수가 1에 매우 가까운 산업에서는 미미한 값을 갖게 될 것이다. 위에서 살펴보았듯이, 한국 제조업에서는 규모의 보수가 대체로 1에 근접하여 규모요인이 총요소생산성에 미치는 효과는 없거나 혹은 극히 작은 것으로 계측되었다.

〈표 6〉 기술진보(TP), 규모요인(SC), 배분적 효율성(AE) 및
총요소생산성 증가율(TFP)의 기간별 평균

구분		전체	경공업	중공업	31	32	34	35	36	37	38
TP	I	0.063	0.088	0.054	0.078	0.110	0.068	0.064	0.106	0.134	0.083
	II	0.046	0.073	0.038	0.082	0.111	0.075	0.048	0.068	0.081	0.057
	III	0.028	0.053	0.022	0.081	0.105	0.046	0.032	0.035	0.046	0.041
	IV	0.047 (0.006)	0.073 (0.006)	0.039 (0.008)	0.075 (0.007)	0.107 (0.008)	0.047 (0.018)	0.049 (0.013)	0.078 (0.008)	0.112 (0.015)	0.069 (0.008)
SC	I	0.006	0.005	0.006	0.003	0.007	0.003	0.002	0.001	0.005	0.002
	II	-0.005	-0.003	-0.007	-0.009	-0.002	-0.004	-0.010	0.001	0.000	-0.001
	III	-0.002	-0.002	-0.003	-0.006	-0.001	0.002	-0.007	0.003	0.000	0.000
	IV	-0.002 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.004 (0.001)	-0.004 (0.001)	0.001 (0.000)	0.000 (0.002)	-0.006 (0.002)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
AE	I	-0.004	-0.006	0.000	0.000	-0.007	0.008	-0.025	-0.010	-0.066	-0.007
	II	-0.001	-0.012	0.005	-0.006	-0.004	-0.044	-0.020	-0.022	-0.028	0.004
	III	-0.004	-0.017	0.002	-0.007	-0.015	-0.085	-0.008	-0.026	-0.045	-0.005
	IV	-0.001 (0.001)	-0.009 (0.002)	0.006 (0.002)	0.000 (0.004)	-0.005 (0.003)	-0.021 (0.010)	-0.015 (0.006)	-0.019 (0.005)	-0.061 (0.009)	-0.007 (0.003)
TFP	I	0.091	0.087	0.087	0.077	0.083	0.131	0.084	0.076	0.078	0.104
	II	0.076	0.068	0.081	0.063	0.077	0.060	0.052	0.060	0.079	0.109
	III	0.056	0.056	0.057	0.074	0.071	-0.013	0.051	0.023	0.021	0.071
	IV	0.073	0.069	0.074	0.071	0.077	0.054	0.061	0.051	0.058	0.094

주: 1. 기간 I, II, III 및 IV는 각각 1980~84, 1985~89, 1990~94 및 1980~94를 나타냄.
2. () 안은 표준편차임.

규모에 대한 보수불변을 가정하고 성장회계방식을 통해 총요소생산성을 분석할 경우에는 규모요인으로 인해 측정오차가 발생할 수 있다. 만약 생산함수가 규모에 대한 보수증가를 가진다면 기술진보는 총요소생산성을 과잉 추정하게 되며, 반면에 규모에 대한 보수체감이 존재한다면 총요소생산성을 과소 추정할 것이다(Bauer, 1990). 그러나 규모의 보수가 대체로 1에 가깝게 측정됨으로써 우리나라 제조업의 총요소생산성을 추정한 기존 연구들의 규모요인에 의한 추정오차는 매우 작은 것임을 시사한다.

배분적 비효율성은 생산요소 투입을 효율적으로 행하지 않음으로써 발생하는 비효율이다. 즉, 요소가격과 그 생산요소의 한계생산물의 가치가 일치하지 않기 때문에 발생하는 비효율이다. 배분적 효율성의 변화율은 모든 산업에서 대체로 매우 작은 음의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 제조업의 생산이 생산요소의 시장가격을 반영하지 못하고 비효율적인 방향으로 진행되어 총요소생산성을 감소시키는 요인으로 작용했음을 암시한다. 구체적으로 전체 산업은 -0.001, 경공업은 -0.009, 중공업에서는 0.006으로 계측되었다. 산업별로는 37번 산업이 약 -6% 정도로 가장 높게 계측되었고 34와 36번 산업이 약 -2% 정도로 그 뒤를 잇고 있다.

총요소생산성의 증가율은 기술진보율, 기술적 효율성의 개선, 규모요인 및 배분적 효율성의 개선 등을 모두 고려한 것이다. 이는 성장회계 측정방법처럼 잔여치로 계산된 것이 아니고 생산변경의 이동으로 나타난 기술진보를 측정하고, 이에 기술적 효율성의 개선을 더하고, 규모요인과 배분적 효율성의 변화율을 고려함으로써 계산된다. 기술진보는 그 증가율이 둔화되었지만 총요소생산성을 증가시키는 요인으로 작용하고 있다. 또한 분석기간 동안 꾸준히 개선되어 온 기술적 효율성의 변화도 총요소생산성을 증가시키는 요인으로 작용하였다. 규모에 대한 보수가 1에 근접한 까닭에 규모요인이 총요소생산성의 증가율에 미치는 효과는 매우 미약하였다. 배분적 효율성의 변화율은 대체로 매우 작은 음(-)의 값을 갖음으로써 미약하나마 총요소생산성의 증가율을 감소시키는 요인으로 작용하였다.

총요소생산성의 증가율은 전체 산업에서 평균 0.073(7.3%)으로 나타났으며(중공업은 7.4%, 경공업은 6.9%), 추정기간 동안 점차 감소되고 있는 것으로 추정되었다. 특히 1990년 초반의 총요소생산성의 증가율은 현저히 둔화된 것으로 나타났는데, 이는 1990년대 들어 기술진보율이 현저하게 감소한 데에 기인한다. 산업별 추정치를 살펴보면, 총요소생산성의 증가율은 38번 산업이 9.4%로 가장 높았고,

32번 산업이 7.7%, 31번 산업이 7.1%로 계측되었으며 나머지 산업에서는 대체로 5~6% 정도였다. 총요소생산성의 증가율은 대부분 산업에서 점차 하락하였으나 특히 1990년대 초반 34, 36, 37과 38번 산업에서 큰 폭으로 하락하였다.

한국 제조업의 총요소생산성을 분석한 기존 연구들의 결과는 연구자와 추정기간에 따라서 상당한 차이가 있다. 그러나 본 연구의 추정치는 기존 연구들의 추정치보다 대체로 높게 계측되었다. 표학길 외(1992)는 1970~90년의 자료를 사용하여 총요소생산성의 증가율을 1.1%로 계측하였고, 문희화 외(1991)는 1971~89년 동안 3.7%, Dollar and Sokoloff(1990)는 1963~79년 동안 6.1% 그리고 Young(1995)은 1966~90년 동안 3.0%로 총요소생산성의 증가율을 계측하였다.¹⁰⁾ 이 연구들은 모두 제조업의 집적자료를 사용하였고, Solow의 성장회계 잔여치로써 총요소생산성의 증가율을 분석하였다. 따라서 기존연구들에서는 기술적 비효율성이 고려되지 않았다.¹¹⁾

본 연구에서는 기술적 비효율성을 명시적으로 반영하기 위해서 확률적 변경생산 모형을 이용하여 한국제조업의 총요소생산성을 추정하였다. 본 연구에서 사용한 방법은 총요소생산성을 성장회계의 잔여치로부터 구한 기존연구보다 더 정교한 추정 방법이라고 할 수 있다. 왜냐하면 이 방법은 기술진보를 직접 추정함으로써 기존연구에서 발생할 수 있는 측정오차의 문제를 피할 수 있고 기술적 효율성의 변화를 총요소생산성에 명시적으로 반영할 수 있기 때문이다.

IV. 결 론

총요소생산성을 분석하는 전통적인 연구들은 산출물 증가에서 투입물 증가 효과를 차감한 후 그 잔여치를 측정하는 Solow 방법에 의존하여 왔다. 이 방법에서는 기술적 효율성의 개념을 간과함으로써 총요소생산성이 기술진보와 동일한 개념으

10) Young(1995, pp. 664~670)은 한국의 총요소생산성을 분석한 연구들을 잘 요약·정리하고 있다.

11) 그러나 본 연구와 기존연구의 추정치 차이는 기술적 효율성을 고려하였다는 점 이외에도 사용한 자료의 차이에도 기인할 수 있음을 추측할 수 있다. 이와 같은 차이를 가져오는 원인을 밝히기 위해서는 사용자료, 추정방법 및 분석기간 등 다양한 측면에서 심층적인 검토가 필요한데, 이는 향후의 과제로 남긴다.

로 이해되고 있다. 만약 기업이 어떤 이유로 생산변경에서 생산하고 있지 못한다면 기술진보는 총요소생산성을 결정하는 유일한 원인이 될 수 없다. 주어진 생산 기술을 효율적으로 활용하는 것도 총요소생산성을 증가시키는 요인이 될 수 있기 때문이다.

본 연구는 기존 연구와 달리 확률적 변경모형을 통해서 총요소생산성을 직접 추정하는 방법을 사용하였다. 이 추정법은 기술적 비효율성을 명시적으로 고려할 수 있기 때문에 총요소생산성을 보다 정확히 추정할 수 있는 대안으로 제기되고 있다. 또한 총요소생산성의 변화를 기술진보, 기술적 효율성의 개선, 규모요인 및 배분적 효율성의 개선 등으로 구분 가능케 함으로써 생산성 논의를 더욱 구체화시키는 데 기여할 수 있을 것이다. 본 연구는 기술적 효율성을 구체적으로 반영한 초월대수 확률적 변경생산함수를 추정하여 한국제조업의 총요소생산성을 분석하였다. 본 연구의 사용자료는 한국 제조업 상장기업들의 15개년간(1980~94년)의 패널자료(panel data)이다.

한국 제조업의 평균효율성은 전체 산업에서 약 54%로 추정되었으며 중공업(63%)이 경공업(51%)보다 더 높게 나타났고, 그 증가율도 중공업에서 더 높은 것으로 계측되었다. 또한 기술적 효율성은 대체로 모든 산업에서 점진적으로 개선되고 있는 것으로 나타났다.

전체 제조업에서 노동과 자본의 산출탄력성은 각각 0.538과 0.378로 계측되었고, 노동의 산출탄력성은 추정 전기간에 걸쳐 꾸준히 증가한 반면 자본의 산출탄력성은 오히려 감소한 것으로 나타났다. 노동탄력성과 자본탄력성의 합인 규모에 대한 보수는 전 산업에서 0.917이었으며 추정기간 동안 꾸준히 증가해 1에 접근하고 있다. 이는 그간 한국 제조업의 생산기술은 규모에 대한 보수체증이 아니라 보수불변이었음을 의미한다. 한편 자본의 산출탄력성은 중공업에서 노동의 산출탄력성은 경공업에서 상대적으로 높게 계측되었으며, 규모에 대한 보수는 중공업보다 경공업에서 더 높은 것으로 나타났다.

기술진보율은 전체 산업에서 4.7% (중공업은 3.9%, 경공업은 7.3%)로 계측되었으며 추정기간 동안 지속적으로 하락하였다. 특히 1990년대에 들어 기술진보율은 크게 둔화된 것으로 나타났다. 규모요인이 총요소생산성에 미치는 효과는 0이거나 극히 미미한 것으로 계측되었는데, 이는 한국 제조업의 규모에 대한 보수가 대체로 불변인 것으로 나타났기 때문이다. 배분적 효율성의 변화는 모든 산업에서 아주 작

은 음의 값을 갖는 것으로 나타났다.

총요소생산성의 증가율은 전체 산업에서 평균 7.3% (중공업은 7.4%, 경공업은 6.9%)로 계측되었으며, 추정기간 동안 그 증가율이 점차 감소되고 있는 것으로 나타났다. 특히 1990년대 초반의 총요소생산성의 증가율은 크게 둔화되었다.

한국 제조업에 있어서 규모요인과 배분적 효율성의 개선이 총요소생산성에 미치는 효과는 극히 작은 것으로 계측된 반면 기술진보와 기술적 효율성의 개선은 한국 제조업의 총요소생산성에 크게 영향을 주는 것으로 나타났다. 총요소생산성은 1990년대에 들어 급격히 하락한 것으로 계측되었는데, 이는 기술진보율이 동기간 동안 급격히 둔화된 것에 기인한다. 이로부터 우리 경제의 수출경쟁력의 약화와 경제활력의 쇠퇴가 기술진보 및 그로 인한 총요소생산성의 둔화로부터 발생했을 수 있음을 추론해 볼 수 있다.

■ 參考文獻

1. 박승영, 『한국제조업부문 생산성의 성장 기여도 및 결정요인 분석』, 산업연구원, 연구보고서, 1997.
2. 김원규, “우리나라 제조업의 생산성과 구조조정”, 한국경제학회 발표논문, 1999. 2.
3. 문희화·조병탁·황인호·김형범, 『한국의 총요소생산성: 제조업 27개 산업을 중심으로』, 한국생산성본부, 1991.
4. 유승민·이인찬, “한국 제조업의 기술적 효율성: 산업별 기술적 효율성의 추정”, 『한국개발연구』, 제 12 권 제 2 호, 한국개발연구원, 1990, pp. 51~79.
5. 표학길·공병호·권호영, 『한국의 산업별 성장요인 분석 및 생산성 추계(1970~1990)』, 한국개발연구원, 1992.
6. 한광호·김상호, “기업의 규모와 생산의 기술적 효율성: 한국제조업의 확률적 변형생산함수에 의한 추정”, 『국제경제연구』, 제 2 권 제 2 호, 한국국제경제학회, 1996, pp. 111~131.
7. Aigner, D. J., C. A. K. Lovell, and P. J. Schmidt, “Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models”, *Journal of Econometrics*, 1977, pp. 21~37.
8. Ajibefun, I. A., G. E. Battese, and R. Kada, “Technical Efficiency and Technological Change in the Japanese Rice Industry: A Stochastic Frontier Analysis”, mimeo, 1996.
9. Battese, G. E. and S. S. Broca, “Functional Forms of Stochastic Frontier Production Functions and Models for Technical Inefficiency Effects: A Comparative Study for Wheat Farmers in Pakistan”, *Journal of Productivity Analysis*, 1997, pp. 395~414.
10. Battese, G. E. and T. J. Coelli, “Frontier Production Functions, Technical Efficiency

- and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India", *Journal of Productivity Analysis*, 1992, pp. 153~169.
11. Bauer, P. W., "Decomposing TFP Growth in the Presence of Cost Inefficiency, Nonconstant Returns to Scale, and Technological Progress", *Journal of Productivity Analysis*, 1990, pp. 287~299.
 12. Bayarsaihan, T., G. E. Battese, and T. J. Coelli, "Productivity of Mogolian Grain Farming, 1976~1989", *CEPA Working Papers*, Centre for Efficiency and Productivity Analysis, University of New England, Armidale, Australia, 1997.
 13. Burgess, J. F. and P. W. Wilson, "Decomposing Hospital Productivity Changes, 1985~1988: A Nonparametric Malmquist Approach", *Journal of Productivity Analysis*, 1995, pp. 343~363.
 14. Coelli, T. J., "A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation", *CEPA Working Papers*, Centre for Efficiency and Productivity Analysis, University of New England, Armidale, Australia, 1996.
 15. Dhawan, R. and G. Gerdes, "Estimating Technological Change Using a Stochastic Production Function Framework: Evidence from U.S. Firm-Level Data", *Journal of Productivity Analysis*, 1997, pp. 431~446.
 16. Dollar, D. and K. Sokoloff, "Patterns of Productivity Growth in South Korean Manufacturing Industries, 1963~1979", *Journal of Development Economics*, 1990, pp. 309~327.
 17. Fecher, F. and S. Perelman, "Productivity Growth, Technological Progress and R&D in OECD Industrial Activity", in G. Krause-Junk (ed.), *Public Finance and Steady Economic Growth Proceedings of the 45th Congress of the International Institute of Public Finance*, Foundation Journal Public Finance, The Hague, 1989.
 18. —, "Productivity Growth and Technical Efficiency in OECD Industrial Activities", in R. Caves (ed.), *Industrial Efficiency in Six Nations*, Cambridge: MIT Press, 1992, pp. 459~488.
 19. Färe, R., S. Grosskopf, and W. Lee, "Productivity in Taiwanese Manufacturing Industries", *Applied Economics*, 1995, pp. 259~265.
 20. Färe, R., S. Grosskopf, B. Lindgren, and P. Roos, "Productivity Changes in Swedish Pharmacies 1980~1989: A Non-parametric Malmquist Approach", *Journal of Productivity Analysis*, 1992, pp. 85~101.
 21. —, "Productivity Developments in Swedish Hospitals: A Malmquist Output Index Approach", in A. Charnes, W. W. Cooper, A. Y. Lewin, and L. M. Seiford (eds.), *Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology, and Applications*, 1994.
 22. Granderson, G., "Parametric Analysis of Cost Inefficiency and the Decomposition of Productivity Growth for Regulated Firms", *Applied Economics*, 1997, pp. 339~348.
 23. Greene, W. H., "The Econometric Approach to Efficiency Analysis", in H. O. Fried, C. A. K. Lovell, and P. Schmidt (eds.), *The Measurement of Productive Efficiency Techniques and Applications*, New York: Oxford University Press, 1993.

24. Grosskopf, S., "Efficiency and Productivity", in H. O. Fried, C. A. K. Lovell, and S. S. Schmidt(eds.), *The Measurement of Productive Efficiency, Techniques and Applications*, Oxford: Oxford University Press, 1993, pp. 160~194.
25. Hjalmarsson, L., S. C. Kumbhakar, and A. Heshmati, "DEA, DFA and SFA: A Comparison", *Journal of Productivity Analysis*, 1996, pp. 303~327.
26. Kalirajan, K. P., M. B. Obwona, and S. Zhao, "A Decomposition of Total Factor Productivity Growth: The Case of Chinese Agricultural Growth Before and After Reforms", *American Journal of Agricultural Economics*, 1996, pp. 331~338.
27. Kumbhakar, S. C., "Production Frontiers, Panel Data, and Time-varying Technical Inefficiency", *Journal of Econometrics*, 46, 1990, pp. 201~211.
28. —, "Productivity Growth, Efficiency and Technical Change: A Panel Data Approach", *Working Paper*, Department of Economics, University of Texas, Austin, 1995.
29. Kumbhakar, S. C. and L. Hjalmarsson, "Technical Efficiency and Technological Progress in Swedish Dairy Farms", in H. O. Fried, C. A. K. Lovell, and P. Schmidt (eds.), *The Measurement of Productive Efficiency Techniques and Applications*, New York: Oxford University Press, 1993, pp. 257~270.
30. Lovell, C. A. K., "Applying Efficiency Measurement Techniques to the Measurement of Productivity Change", *Journal of Productivity Analysis*, 1996, pp. 329~340.
31. Meeusen, W. and J. van den Broeck, "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error", *International Economic Review*, 18, 1977, pp. 435~444.
32. Nishimizu, M. and J. M. Page, "Total Factor Productivity Growth, Technological Progress and Technical Efficiency Change: Dimensions of Productivity Change in Yugoslavia, 1965~78", *The Economic Journal*, 1982, pp. 929~936.
33. Perelman, S., "R&D, Technological Progress and Efficiency Change in Industrial Activities", *Review of Income and Wealth*, 1995, pp. 349~366.
34. Schmidt, P. and R. C. Sickles, "Production Frontiers and Panel Data", *Journal of Business and Economic Statistics*, 1984, pp. 367~374.
35. Schmidt, P., "Frontier Production Functions", *Econometric Reviews*, 4, 1985, pp. 289~328.
36. Solow, R., "Technical Change and Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, 1957, pp. 312~320.
37. Taymaz, E. and G. Saatci, "Technical Change and Efficiency in Turkish Manufacturing Industries", *Journal of Productivity Analysis*, 1997, pp. 461~475.
38. Young, A., "The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience", *Quarterly Journal of Economics*, 1995, pp. 643~680.