韓國 製造業의 生産性 決定要因 : 非母數的 맴퀴스트 生産性 指數에 의한 分析*

韓 光 鎬**

논문초록 본 연구는 패널자료를 이용하여 비모수적 맴퀴스트 생산성지수를 계측함으로써 한국 제조업의 총요소생산성을 분석한다. 맴퀴스트 생산성지수는 기술적 비효율성을 명시적으로 고려할 수 있으며, 총요소생산성의 변화를 기술진보 및 기술적 효율성의 변화 등으로 분해할 수 있게 한다.

추정결과는 첫째, 한국 제조업의 표본기간(1985~1994) 동안 총요소생산성의 연평균 증가율은 6.2% 였다. 기술진보율과 기술적 효율성의 변화율은 각각 5.3%, 0.8%로 계측되어, 기술적 효율성의 개선보다 기술진보가 총요소생산성의 증가에 더 많은 기여를 하였다. 둘째, 기술적 효율성의 개선에는 순수효율성과 규모효율성의 개선이 서로 비슷하게 기여하였다. 셋째, 기술적 효율성의 개선과 기술진보 및 총요소생산성의 증가는 90년대에 들어 둔화되었다. 넷째, 기술적 효율성의 개선과 기술진보는 생산성 향상을 위해 항상 같은 방향으로 작용하지는 않았다. 이는 기술진보 요인과 기술적 효율성의 개선요인은 서로 상이할 수 있음을 시사한다.

핵심주제어 : 기술적 효율성, 총요소생산성, 맴퀴스트 생산성지수, DEA
경제학문헌목록 주제분류 : C4, L6, O4

* 이 논문은 2000년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음(KRF-2000-041-C00224).
** 순천대학교 경제학과 교수

Ⅰ. 서론

생산성 향상은 새로운 생산기술의 개발을 의미하는 기술진보(생산변경의 상향이동, innovation)와 알려진 기술의 효율적 활용(생산변경으로의 접근, catch-up)을 의미하는 기술적 효율성(technical efficiency)의 개선을 통해 가능하다. 기술적 효율성은 생산 가능한 최대산출량과 실제산출량과의 차이로 계측할 수 있다.

생산함수는 생산요소의 투입량과 생산 가능한 최대산출량 간의 관계를 나타내기 때문에, 이의 추정을 통해 기술적 효율성과 생산성을 계측할 수 있다. 그러나 생산함수를 추정하는 데 있어서 전통적인 회귀분석방법(standard statistical regression method)은 요소투입량과 최대산출량간의 관계보다는 요소투입량과 기업이 실제로 생산하는 평균산출량간의 관계를 추정하게 되므로 기술적 효율성의 계측이 불가능하다. 따라서 기술적 효율성을 명시적으로 고려하여 생산성을 분석하기 위해서는 생산변경(production frontier)의 추정이 필요하다.

기술적 효율성에 관해 언급한 Farrell(1957)의 논문 이래, 많은 연구들이 관측된 자료로부터 생산변경을 추정하는 방법들을 제안하고 있는데, 그 추정방법은 크게 두 가지 — (1) 확률적 변경함수(stochastic frontier function)를 추정하는 모수적 방법(parametric analysis)과 (2) 자료봉합분석기법(DEA: Data Envelopment Analysis)을 이용하여 맴퀴스트 생산성지수(Malmquist productivity index)를 추정하는 비모수적 방법(non-parametric analysis) —로 나눌 수 있다.

모수적 방법은 생산(비용)함수에 시간변수를 도입하고 계량경제학적인 분석으로 기술진보 및 기술적 효율성의 변화를 측정하는 방법이다. 이 방법에서는 기술적 효율성을 오차항으로 포함하는 확률적 생산(비용)변경함수을 추정하고, 추정된 생산(비용)함수를 시간에 대해 미분하여 생산성 및 기술진보를 포착하게 된다. 확률적 변경함수는 Aigner et al. (1977)와 Meeusen and van den Broeck(1977)에 의해 제안되었고, 생산성과 기술적 효율성을 분석하는 연구에서 응용되고 있다.

비모수적 방법에서는 DEA 분석기법이 활용되고 있다. DEA 분석기법은 선형계획법(linear programming method)을 이용하여 생산(비용)변경을 찾는 방법으로서, Charnes et al. (1978)에 의해 제안된 이래 생산성과 효율성 분석에서 많이 응용되고 있다.[1] 비모수적 방법에서는 기술적 효율성을 고려하기 위해 거리함수(distance function)에 근거한 맴퀴스트 생산성지수를 도입하게 된다. 맴퀴스트 생산성지수는

Caves et al. (1982)에 의해 제안되었으며, Färe and Grosskopf(1992, 1996, 2000), Färe et al. (1994, 1997 등), Chambers et al. (1994), Balk(1995), Frei and Harker(1999), Bogetoft(2000), Thrall(2000) 등에 의해 발전되었다.

모수적 방법에서는 생산(비용)함수와 기술적 효율성에 대한 특별한 가정이 필요하지만, 비모수적 DEA 방법에서는 이에 관한 어떠한 가정도 불필요하며, 생산성을 결정하는 여러 요인으로의 분해가 용이하기 때문에 최근의 연구에서 많이 활용되고 있다.[2)]

그간 생산성을 분석하는 국내 연구는 다수가 있으나, 이들 연구의 대부분은 기술적 비효율성의 개념을 간과하는 성장요인 분석방법(growth accounting method)에 근거하고 있으며, 이를 명시적으로 도입하여 생산성을 분석한 연구는 그리 많지 않다. 다만 기술적 효율성을 고려한 최근의 연구로는 모수적 방법을 이용한 한광호·김상호(1999), Kim and Han(2001)와 비모수적 방법을 이용한 노택선 외(2000) 등이 제한적으로 존재하고 있다. 성장요인 분석방법은 관찰된 산출량이 최적산출량이라는 전제 아래 생산성을 분석하고 생산요소들의 성장에 대한 기여율 분석에 관심을 둔다. 그러나 생산활동이 매 시점마다 효율적으로 이루어지지 않는다면 관찰된 산출량이 최적산출량을 보장하지 못한다.

본 연구의 목적은 기술적 효율성의 개념을 명시적으로 도입하여 한국 제조업의 총요소생산성을 추정하고, 이를 기술진보 요인과 기술적 효율성 변화요인 등으로 분해하는 데 있다. 이를 위해 본 연구는 비모수적 DEA 기법을 이용하여 거리함수(distance function)와 맴퀴스트 생산성지수를 추정한다. 본 연구에서 사용한 자료는 횡단면 자료(한국 제조업의 상장기업 409개)와 시계열자료(10개년간, 1985년~1994년)로 구성된 균형 패널자료(balanced panel data)이다.

---

1) DEA에 관한 최근 동향은 Seiford(1996)와 Sarafoglou(1998)를 참고하기 바람.

2) 모수적 방법의 장점은 ① 계측할 수 없는 설명변수들도 교란항으로 통제할 수 있으므로 통계적 추론(statistical inference)이 가능하며, ② 비용극소나 이윤극대의 가정을 모형에 도입하여 미시적 근거(micro-foundation)를 확보할 수 있다는 점 등이다. 반면 비모수적 방법의 장점은 ① 다차원의 산출물과 투입물을 분석할 수 있으며, ② 생산(비용)변경을 추정하는 데 있어 볼록성(convexity)을 제외한 어떠한 가정도 필요하지 않기 때문에, 함수설정 오류(specification error)를 피할 수 있다는 점 등이다. 한편 모수적 방법의 단점(장점)은 비모수적 방법의 장점(단점)이기 때문에 이 두 방법은 상호보완적이라 할 수 있다. 특히 비모수적 방법은 이상치(outliers)에 대해 민감하게 반응하며, 통상적인 통계적 오차(statistical error)를 기술적 효율성과 구분할 수 없다는 단점도 있다.

총요소생산성을 기술진보와 기술적 효율성 요인으로 분해하는 연구는 생산성 향상과 관련하여 중요한 정책적 시사점을 제공한다. 만약 기술진보의 둔화로 생산성이 약화된다면 생산변경을 상향이동 시킬 수 있도록 기술혁신을 유도하는 정책이 필요할 것이며, 기술적 비효율성이 높아 잠재적인 생산기술을 충분히 활용하지 못하고 있다면 신기술의 도입과 더불어 주어진 기술을 파급시키고 그 활용을 개선시키는 정책이 생산성 향상에 보다 효과적일 수 있을 것이다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. Ⅱ절에서는 총요소생산성을 기술진보와 기술적 효율성의 변화요인으로 분해하고 이를 추정하는 방법을 제시한다. Ⅲ절에서는 추정자료를 기술하고 추정결과와 정책적 시사점을 제시하며, Ⅳ절에서는 연구결과를 요약한다.

Ⅱ. 맴퀴스트 생산성지수[3)]

1. 총요소생산성의 결정요인 : 기술진보와 기술적 효율성의 변화

(X^t, Y^t)와 (X^{t+1}, Y^{t+1})를 각각 t기와 $t+1$기의 투입-산출관계라고 한다면 $(X^t, Y^t) \in F^t$, $(X^{t+1}, Y^{t+1}) \in F^{t+1}$ 이다. 여기서 F는 투입물 (X)을 산출물 (Y)로 전환하는 생산기술(production technology)을 의미하며, F의 변경(frontier)은 생산함수라 할 수 있다.

시간의 흐름에 따라 투입-산출의 관계가 (X^t, Y^t)에서 (X^{t+1}, Y^{t+1})로 변화하게 되는데, 이 같은 변화를 생산성의 변화(change in productivity)라 할 수 있다. 생산성의 변화는, 기술수준이 변화(technical change)할 때는 물론, 기술적 효율성(technical efficiency)이 변화할 때도 나타날 수 있다. 기술적 효율성은 매시간 주어진 생산기술을 얼마나 효율적으로 활용하는가를 의미하며, 생산변경과 실제 산출량과의 차이를 이용하여 측정할 수 있다. 또 기술수준의 변화는 생산변경 자체가 시간에 걸쳐 이동하는 것을 의미한다.

기술적 효율성과 기술진보는 거리함수를 추정하여 계측할 수 있는데, 거리함수는

3) 맴퀴스트 생산성지수에 관한 보다 자세한 논의는 노택선 외(2000)을 참고하기 바람.

산출물을 기준으로 할 때 식 (1)과 같이 정의할 수 있다. 즉 t기의 산출물 거리함수(output distance function)는 t기의 투입물로 생산 가능한 최대산출량과 실제산출량과의 비율을 의미하며, Farrel(1957)의 기술적 효율성의 역수와 같은 개념이다.

$$D^t(X^t,\ Y^t) = \inf\{\theta :\ (X^t,\ Y^t/\theta) \in F^t\} \tag{1}$$

$D^t(X^t,\ Y^t)$는, $(X^t,\ Y^t) \in F^t$ 이므로, 항상 1보다 작거나 같다. 같은 방법으로 t기와 $t+1$기에서 $(X^t,\ Y^t)$와 $(X^{t+1},\ Y^{t+1})$에 대한 거리함수를 다음과 같이 정의할 수 있다. 즉,

$$D^t(X^{t+1},\ Y^{t+1}) = \inf\{\theta :\ (X^{t+1},\ Y^{t+1}/\theta) \in F^t\} \tag{2}$$

$$D^{t+1}(X^t,\ Y^t) = \inf\{\theta :\ (X^t,\ Y^t/\theta) \in F^{t+1}\} \tag{3}$$

여기에서 식 (2)는 t기의 생산기술로 $(X^{t+1},\ Y^{t+1})$을 평가하는 거리함수이고, 식 (3)은 $t+1$기의 생산기술로 $(X^t,\ Y^t)$를 평가하는 거리함수이다. 정의에 의해 $D^t(X^t,\ Y^t)$와 $D^{t+1}(X^{t+1},\ Y^{t+1})$은 1보다 작거나 같지만, 기술진보의 결과로 $(X^{t+1},\ Y^{t+1})$가 F^t의 외부에 존재한다면(즉, $(X^{t+1},\ Y^{t+1}) \notin F^t$, $F^t \subset F^{t+1}$), $D^t(X^{t+1},\ Y^{t+1})$는 1보다 큰 값을 가질 수도 있다. 같은 이유로 $D^{t+1}(X^t,\ Y^t)$도 1보다 클 수 있다(기술퇴보의 경우).

인접한 두 기간 $(t,\ t+1)$ 동안의 맴퀴스트 생산성지수는 거리함수의 비율을 이용하여 식 (4)와 같이 정의할 수 있다(Caves et al., 1982; Färe et al., 1994). 만약 인접한 두 기간 동안의 총요소생산성의 변화($TFPCH$: total factor productivity change)를 나타내는 M이 1보다 크다면(작다면) 두 기간 사이에는 생산성이 향상(악화)되었음을 의미하며, $M = 1$이라면 두 기간 사이에는 생산성이 변화하지 않았음을 의미한다.

$$M(t,\ t+1) = \left[\frac{D^t(X^{t+1},\ Y^{t+1})}{D^t(X^t,\ Y^t)} \cdot \frac{D^{t+1}(X^{t+1},\ Y^{t+1})}{D^{t+1}(X^t,\ Y^t)}\right]^{\frac{1}{2}} \tag{4}$$

식 (4)는 식 (5)와 같이 기술적 효율성의 변화와 기술수준의 변화로 분해할 수 있다. $D^{t+1}(X^{t+1}, Y^{t+1})/D^t(X^t, Y^t)$는 두 기간 $(t, t+1)$의 거리함수 비율로서 기술적 효율성의 변화(*EFFCH*: efficiency change)를 반영한다. $[\cdot]^{1/2}$는 X^t와 X^{t+1}에서 평가한 변경산출량 변화의 기하평균(geometric mean of the shift in technology)을 나타내므로, 두 기간 $(t, t+1)$ 동안의 기술수준의 변화(*TECHCH* : technical change)를 반영한다.

$$M(t, t+1) = \frac{D^{t+1}(X^{t+1}, Y^{t+1})}{D^t(X^t, Y^t)} \cdot \left[\frac{D^t(X^{t+1}, Y^{t+1})}{D^{t+1}(X^{t+1}, Y^{t+1})} \cdot \frac{D^t(X^t, Y^t)}{D^{t+1}(X^t, Y^t)}\right]^{\frac{1}{2}}$$
$$TFPCH(t, t+1) = EFFCH(t, t+1) \cdot TECHCH(t, t+1) \quad (5)$$

단일 산출물 (y)-단일 투입물 (x)의 경우, 그래프를 이용하여 맴퀴스트 생산성지수와 거리함수를 예시하면 〈그림 1〉과 같다. $D^t(X^t, Y^t)$=oa/ob, $D^t(X^{t+1}, Y^{t+1})$=od/oc, $D^{t+1}(X^t, Y^t)$=oa/oe, $D^{t+1}(X^{t+1}, Y^{t+1})$=od/of 이므로, 인접한 두 기간 $(t, t+1)$ 동안의 맴퀴스트 생산성지수를 구성하는 효율성의 변화(*EFFCH*)와 기술수준의 변화(*TECHCH*)는 각각 다음과 같다.

$$EFFCH\,(t, t+1) = \frac{od/of}{oa/ob}$$

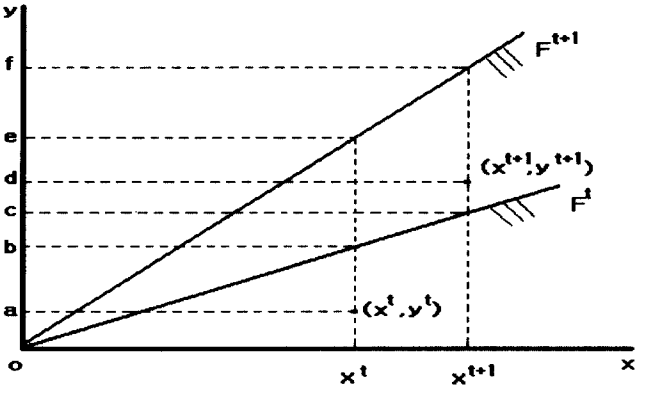
$$TECHCH\,(t, t+1) = \left[\frac{od/oc}{od/of} \cdot \frac{oa/ob}{oa/oe}\right]^{1/2} = \left[\frac{of}{oc} \cdot \frac{oe}{ob}\right]^{1/2}$$

이처럼 거리함수에 근거한 맴퀴스트 생산성지수는 생산성의 변화를 야기하는 여러 요인으로의 분해가 용이하기 때문에, 이것의 분석을 통해 생산성 향상에 보다 중요한 요인이 무엇인가를 규명할 수 있다. 이 같은 장점 때문에 생산성을 분석하는 최근의 연구에서는 맴퀴스트 생산성지수를 많이 활용하고 있다.[4]

---

4) 기술적 효율성의 변화지수(*EFFCH*)는 순수효율성 변화지수(index of pure efficiency change)와 규모효율성 변화지수(index of scale change)로 분해할 수 있으며(Färe et al., 1994; Sharma et al., 1997), 기술수준의 변화지수(*TECHCH*)는 순수기술수준 변화지수(pure magnitude index), 산출물편의 지수(output biased index), 투입물편의 지수(input biased index)로 분해할 수 있다(Färe et al., 1997a).

〈그림 1〉 거리함수와 맴퀴스트 생산성지수



2. 추정방법

인접한 두 기간 $(t,\ t+1)$ 동안의 맴퀴스트 생산성지수(식 (4)와 (5))는 4개의 거리함수들 — $D^t(X^t,\ Y^t)$, $D^t(X^{t+1},\ Y^{t+1})$, $D^{t+1}(X^t,\ Y^t)$, $D^{t+1}(X^{t+1},\ Y^{t+1})$— 을 추정함으로써 계측할 수 있다. 거리함수의 추정에 있어서 비모수적 방법은 선형계획법을 이용하는 DEA기법을 가장 많이 활용하고 있다.[5]

n개의 의사결정단위(DMU: decision making units)가 매기에 m개의 생산요소 (x)를 투입하여 단일 산출물 (y)을 생산한다고 하자. i번째 DMU의 거리함수 $D^t(X_i^t,\ Y_i^t)$와 $D^{t+1}(X_i^{t+1},\ Y_i^{t+1})$는, 규모에 대한 불변보수(CRS: constant returns to scale)를 가정할 경우, 다음 선형계획 문제의 해로부터 구할 수 있다.[6] 즉,

$$\max\ \theta_i$$

$$\text{s.t.}\ :\ \sum_{j=1}^{n}\lambda_j y_j - \theta_i y_i - s\ =\ 0,$$

5) 거리함수를 계측하는 데는 해당기간의 자료만을 이용하는 conventional 혹은 contemporaneous DEA 방법(Färe et al., 1994; Sharma et al., 1997 등)과 과거의 모든 자료를 이용하는 sequential DEA 방법(Grifell and Lovell, 1999) 등이 있으나, 본 연구에서는 conventional DEA 방법을 이용한다.

6) 기호 사용의 편의를 위해 시간을 나타내는 첨자인 t와 $t+1$은 생략하였다.

$$\begin{aligned} &\sum_{j=1}^{n}\lambda_j x_{kj} + e_k = x_{ki}, && k = 1, \cdots, m \\ &\lambda_j \geq 0, && j = 1, \cdots, n \\ &s \geq 0, \quad e_k \geq 0. \end{aligned} \tag{6}$$

여기서 θ_i는 i번째 DMU의 가능한 산출물의 비례적 증가를 나타내며, 생산 가능한 최대산출량 (y_i^F)과 실제산출량 (y_i)간에 $y_i^F = \theta_i y_i$의 관계를 규정한다. 따라서 실제산출량과 생산 가능한 최대산출량과의 비율 (y_i/y_i^F)로 정의되는 i번째 DMU의 기술적 효율성 (TE_i) 혹은 거리함수는 θ_i의 역수와 같다. 한편 s는 산출물 slack, e_k는 k번째 투입물 slack, λ_j는 j번째 DMU의 비중(weight)을 나타낸다.

위 선형계획문제의 해가 $\theta_i = 1$이고, $\lambda_i = 1$이며 $\lambda_j = 0$ $(j \neq i)$이라면, i번째 DMU는 생산변경(frontier)에 위치해 있고 효율적이다. 비효율적인 DMU의 경우에는 $\theta_i > 1$, $\lambda_i = 0$ 이며, $\lambda_j \neq 0 (j \neq i)$이다.

한편 $D^t(X_i^{t+1}, Y_i^{t+1})$와 $D^{t+1}(X_i^t, Y_i^t)$은 각각 다음의 선형계획문제 식 (7)과 식 (8)의 해로부터 구할 수 있다(Färe et al., 1994).

$$\begin{aligned} [D^t(X_i^{t+1}, Y_i^{t+1})]^{-1} = \max\ & \theta_i \\ \text{s.t.} :\ & \sum_{j=1}^{n}\lambda_j^t y_j^t - \theta_i y_i^{t+1} - s = 0, \\ & \sum_{j=1}^{n}\lambda_j^t x_{kj}^t + e_k = x_{ki}^{t+1}, \quad k = 1, \cdots, m \\ & \lambda_j^t \geq 0, \quad j = 1, \cdots, n \\ & s \geq 0, \quad e_k \geq 0. \end{aligned} \tag{7}$$

$$\begin{aligned} [D^{t+1}(X_i^t, Y_i^t)]^{-1} = \max\ & \theta_i \\ \text{s.t} :\ & \sum_{j=1}^{n}\lambda_j^{t+1} y_j^{t+1} - \theta_i y_i^t - s = 0, \\ & \sum_{j=1}^{n}\lambda_j^{t+1} x_{kj}^{t+1} + e_k = x_{ki}^t, \quad k = 1, \cdots, m \end{aligned} \tag{8}$$

$$\lambda_j^{t+1} \geq 0, \qquad j = 1, \cdots, n$$

$$s \geq 0, \quad e_k \geq 0.$$

규모에 대한 가변보수(VRS: variable returns to scale)를 가정할 경우에는, 식 (6), (7), (8)에 볼록성(convexity)의 가정인 $\sum_{j=1}^{n}\lambda_j = 1$, $\sum_{j=1}^{n}\lambda_j^t = 1$, $\sum_{j=1}^{n}\lambda_j^{t+1} = 1$를 제약식으로 각각 추가한 선형계획문제가 된다.

VRS를 가정할 경우의 생산변경은 CRS를 가정하는 생산변경보다 생산점(data point)을 더 신축적이고 밀접(flexible and tight)하게 포함하게 된다. 따라서 CRS를 가정할 경우의 거리함수(TE_{CRS})는 VRS를 가정할 때의 거리함수(TE_{VRS})보다 항상 작거나 같다.

CRS의 결과와 VRS의 결과를 이용하면 식 (9)와 같이 규모효율성(SE: scale efficiency)을 구할 수 있다. 만약 $SE=1$이면 규모효율성이 존재하고, $SE<1$이면 규모비효율성이 존재하고 있음을 의미한다. 따라서 CRS를 가정할 경우의 거리함수(기술적 효율성)는 규모효율성과 VRS를 가정할 때의 거리함수(기술적 효율성)인 순수 효율성(pure efficiency)의 곱으로 나타난다(Sharma et al., 1997; Färe et al., 1994).

$$SE = TE_{CRS} \;/\; TE_{VRS} \tag{9}$$

또한 이 결과를 이용하면, 식 (10)과 같이, 인접한 두 기간 $(t,\ t+1)$ 동안의 기술적 효율성의 변화($EFFCH(t,\ t+1) = TE_{CRS}^{t+1}/TE_{CRS}^{t}$)는 순수 효율성의 변화(pure efficiency change: $PECH(t,\ t+1) = TE_{VRS}^{t+1}/TE_{VRS}^{t}$)와 규모효율성의 변화(scale efficiency change: $SECH(t,\ t+1) = SE^{t+1}/SE^{t}$)로 분해할 수 있다.

$$EFFCH(t,\ t+1) = PECH(t,\ t+1) \cdot SECH(t,\ t+1) \tag{10}$$

본 연구에서는 식 (6), (7), (8)로 구성된 선형계획 문제의 해를 구하여 거리함

수와 식 (4), (5)의 맴퀴스트 생산성지수(*TFPCH*)를 계측하고 이를 기술 진보요인(*TECHCH*)과 기술적 효율성의 변화요인(*EFFCH*)으로 분해한다. 또한 식 (10)에 의해 기술적 효율성의 변화를 순수효율성의 변화(*PECH*)와 규모효율성의 변화(*SECH*)로 분해함으로서 한국 제조업의 생산성 결정요인을 분석코자 한다.

Ⅲ. 자료 및 추정결과

1. 자료

본 연구에서 사용한 자료는 한국 제조업 상장기업 409개의 10개년 동안(1985~1994년)의 균형 패널자료(balanced panel data)이다.

실증분석에서 사용된 변수는 생산물변수, 자본 및 노동변수로 나누어진다. 생산물변수로는 부가가치(VA)를 이용하고, 노동변수(L)로는 전체 종업원 수(이사 제외)를, 그리고 자본변수(K)로는 생산에 직접 투입될 수 있는 토지, 건물, 구축물, 기계장치, 선박, 차량운반구 등을 포함한 유형고정자산(tangible fixed asset)을 사용한다. 한편 부가가치와 자본은 각 산업별 도매물가지수(1990=100)로 디플레이트한 실질변수를 이용한다.

본 연구에서는 산업간 이질성을 고려하여 한국표준산업분류(Korean Standard Industry Classification: KSIC)의 중분류에 의해 다음과 같은 7개의 산업으로 표본을 분류한다[7]: 31(음식료품 제조업); 32(섬유, 의복, 가죽제품 제조업); 34(종이 및 종이제품 제조업, 인쇄 및 출판업); 35(화합물, 석유, 석탄, 고무 및 플라스틱 제조업); 36(비금속광물제품 제조업); 37(제1차 금속산업); 38(조립금속제품, 기계 및 장비).

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

---

7) 33(목재 및 나무제품 제조업)산업과 39(가구 및 기타 제조업)산업은 각각 3개와 7개의 기업만이 존재하여 추정에서 제외하였다.

〈표 1〉 사용변수들의 평균 (표준편차)

(단위: 명, 10억 원)

산업	31	32	34	35	36	37	38
기업수	45	63	22	95	24	33	127
VA	37.03	39.57	15.40	32.19	44.46	95.86	57.45
	(38.40)	(51.43)	(19.37)	(65.79)	(52.50)	(335.43)	(185.54)
L	1750.48	2278.83	488.89	1027.43	1215.57	1924.15	2430.30
	(1545.82)	(2879.27)	(422.16)	(1529.97)	(973.23)	(3853.58)	(5763.02)
K	51.61	65.27	31.10	54.86	90.42	207.35	74.83
	(68.99)	(111.39)	(56.23)	(156.49)	(140.76)	(827.87)	(240.38)

주) VA와 K는 산업별도매물가지수(1990=100)로 디플레이트한 실질변수임.
( )는 표준편차임.

2. 추정결과

(1) 거리함수 (기술적 효율성)

DEA 기법을 이용하여 거리함수와 맴퀴스트 생산성지수를 계측하고, 이를 통해 총요소생산성을 분석하기 위해서는 CRS 혹은 VRS의 생산기술(reference technology)을 가정해야 하는데, 본 연구에서는 CRS 생산기술을 가정한다.[8]

〈표 2〉는 산업별로 추정한 거리함수(기술적 효율성)를 연도별로 나타내고 있다. 거리함수는 각 산업 내에서 가장 효율적인 기업을 1로 가정하고 구한 산업 내에서의 상대적 효율성을 나타내며, 이 값이 1에 가까울수록 생산변경의 근처에서 조업하고 있음을 의미한다.

한국 제조업의 표본기간(85~94) 동안 기술적 효율성의 평균은 약 0.565이었으며, 산업별로는 36, 31, 37산업이 각각 0.773, 0.650, 0.639로 상대적으로 높게 추정되었으며, 34, 35, 38산업이 각각 0.548, 0.540, 0.502로 상대적으로 낮게 추

8) 어느 생산기술이 맴퀴스트 생산성지수의 분석에 더 적합한가에 대한 논의는 아직 정립되어있지 않다(노택선 외, 2000). Ray and Desli(1997)는 CRS를 가정할 경우 규모효율성의 분해에 오류가 발생할 수 있음을 지적하고 있으나, Grifell and Lovell(1995)는 VRS를 가정하고 구한 맴퀴스트 생산성지수는 규모효과(scale effect) 때문에 총요소생산성을 계측하는 데 오류가 발생할 수 있음을 지적하였다. 또한 Färe et al. (1997b)와 Coelli et al. (1999, pp. 234)는 VRS를 가정할 경우 DEA 선형계획문제의 해가 존재하지 않을 수 있음을 지적하였다.

〈표 2〉 산업별 및 연도별 거리함수 (기술적 효율성)

	31	32	34	35	36	37	38	평 균
85	0.620	0.570	0.471	0.581	0.702	0.503	0.510	0.556
86	0.642	0.568	0.545	0.572	0.856	0.640	0.409	0.549
87	0.531	0.684	0.538	0.482	0.818	0.598	0.515	0.561
88	0.642	0.581	0.632	0.420	0.781	0.597	0.504	0.542
89	0.650	0.558	0.623	0.549	0.764	0.573	0.492	0.562
90	0.731	0.519	0.463	0.602	0.794	0.695	0.503	0.584
91	0.638	0.541	0.570	0.550	0.761	0.702	0.534	0.579
92	0.729	0.485	0.602	0.561	0.749	0.722	0.506	0.577
93	0.676	0.551	0.574	0.486	0.739	0.724	0.450	0.545
94	0.640	0.481	0.465	0.600	0.767	0.631	0.596	0.590
85/94	0.650	0.554	0.548	0.540	0.773	0.639	0.502	0.565

주) 기간평균은 표본기간동안의 산술평균이며, 연도별 평균은 산업내 기업 수를 고려한 산술평균임.

정되었다.

(2) 맴퀴스트 생산성지수

거리함수들을 이용하여 식 (5)를 추정한 결과가 〈표 3〉에 나타나 있다. 〈표 3〉의 *TFPCH*은 인접한 두 기간 동안의 맴퀴스트 생산성지수의 변화를 나타낸다. *TFPCH*는 전기대비 비율로 표현하였기 때문에 이 숫자가 1보다 크면(작으면, 같으면) 생산성이 전기에 비해 향상(악화, 불변)되었음을 의미한다. 또한 기간별 및 산업별 평균은 기하평균(geometric mean)을 이용하였으므로 표에 나타난 수치에서 1을 빼면, 해당기간 동안 총요소생산성의 연평균 변화율을 나타낸다.[9]

한국 제조업의 총요소생산성은 표본기간(85~94) 동안 연평균 6.2% 성장한 것으로 추정되었다. 산업별로는 34와 38산업이 각각 8.8%, 8.5%로 가장 높게, 35산업이 2.8%로 가장 낮게 계측되었으며, 나머지 산업은 4.6%~7.2% 사이에 분포하여, 산업별로 정도의 차이는 있으나 표본기간동안 생산성은 모든 산업에서 향

9) 거리함수의 비율은 변화율을 의미하기 때문에 산술평균보다 기하평균이 더 적합하며(Coelli, 1996), 기하평균은 극단적인 값들의 영향을 줄일 수 있다.

상되었다. 그러나 표본기간의 전반기(85~89)와 표본기간의 후반기(90~94)에서의 맴퀴스트 생산성지수의 평균은 각각 1.084, 1.049로 계측되어 생산성 향상의 정도가 90년대에 들어 둔화되었다.[10]

한국의 자료를 이용하여 총요소생산성을 분석한 연구들의 결과는 연구자와 추정기간 및 사용한 자료에 따라서 상당한 차이가 있다. 표학길 외(1992)는 1970~90년의 자료를 사용하여 총요소생산성의 증가율을 1.07%로 계측하였고, 문희화 외(1991)는 1971~89년 동안 3.66%, Dollar and Sokoloff(1990)는 1963~79년 동안 6.1%, Pilat(1995)는 1967~87년 동안 4.3%, Young(1995)은 1966~90년 동안 3.0% 그리고 Kwack(2000)은 1971~93년 동안 3.2%로 총요소생산성의 증가율을 계측하고 있다.[11]

이 같은 연구결과의 차이는 우선 추정방법의 차이에 기인한다. 기존 연구들은 관측된 산출량이 최적 산출량이라는 전제하에서 Solow의 성장회계 잔여치(residual)를 이용하고 있으며, 통상적인 통계적 오차항만을 포함하는 평균생산함수에 근거하여 총요소생산성을 계측하고 있기 때문에 기술적 효율성을 반영하지 않은 결과라 할 수 있다. 그러나 본 연구에서는 기술적 비효율성의 존재를 명시적으로 반영하기 위해 생산변경을 근거로 하여 총요소생산성을 추정하였다. 기술적 효율성을 고려하여 총요소생산성을 분석한 최근의 연구로는 한광호·김상호(1999), Kim and Han(2001), 노택선 외(2000) 등이 있다. 한광호·김상호(1999)와 Kim and Han(2001)은 모수적 방법으로 제조업의 생산성을 추정하였고, 노택선 외(2000)은 비모수적 방법으로 통신산업의 생산성을 계측하고 있다.

사용자료 또한 추정결과의 차이를 가져올 수 있다.[12] 총요소생산성은 투입물로 설명할 수 없는 산출물의 증가이기 때문에 사용자료가 생산요소의 질적 변화를 반영하는가에 의해 그 추정결과가 다르게 나타날 수 있다. Krugman(1994)은 한국을

---

10) 산업별로도 모든 산업에서 총요소생산성의 향상은 90년대에 들어 둔화되었다. 특히 34산업과 37산업의 생산성 향상이 현저하게 둔화된 것으로 나타났다.

11) Kwack(2000, pp. 254~258)과 Young(1995, pp. 664~670)은 한국의 총요소생산성을 분석한 연구들을 잘 요약·정리하고 있다.

12) Kwack(2000, pp. 257)은 본 연구에서와 같이 순부가가치(Net Value Added)를 사용한 경우, 추정기간과 추정방법이 같아도, 총산출량(Gross Output)을 이용한 경우에 비해 총요소생산성이 높게 계측될 수 있음을 지적하였다. 순부가가치를 이용할 경우 총요소생산성의 증가는 3.2%로 계측하였고, 총산출량을 이용할 경우에는 0.8%로 보고하고 있다.

〈표 3〉 산업별 및 연도별 맴퀴스트 생산성지수(*TFPCH*) : 기술수준의 변화(*TECHCH*)와 기술적 효율성의 변화(*EFFCH*)

		31	32	34	35	36	37	38	평 균
85/86	TFPCH	1.110	1.180	1.335	1.118	1.157	1.270	1.267	1.197
	EFFCH	1.031	1.020	1.276	0.975	1.255	1.362	0.830	0.994
	TECHCH	1.076	1.156	1.046	1.147	0.922	0.932	1.527	1.204
86/87	TFPCH	1.140	1.160	1.022	1.066	1.076	1.221	1.120	1.115
	EFFCH	0.821	1.228	0.975	0.828	0.952	0.922	1.268	1.029
	TECHCH	1.389	0.945	1.048	1.288	1.129	1.324	0.884	1.084
87/88	TFPCH	1.024	1.014	1.142	0.975	1.183	1.095	1.045	1.038
	EFFCH	1.221	0.862	1.204	0.861	0.955	0.987	0.987	0.967
	TECHCH	0.838	1.177	0.949	1.132	1.238	1.108	1.059	1.073
88/89	TFPCH	1.026	0.961	1.107	0.984	0.989	0.929	1.018	0.997
	EFFCH	1.011	0.957	0.993	1.365	0.967	0.949	0.966	1.051
	TECHCH	1.015	1.003	1.114	0.721	1.023	0.979	1.053	0.949
89/90	TFPCH	1.031	1.107	1.129	1.013	0.889	0.973	1.031	1.029
	EFFCH	1.143	0.908	0.727	1.092	1.049	1.277	1.011	1.029
	TECHCH	0.902	1.219	1.552	0.928	0.847	0.762	1.020	1.000
90/91	TFPCH	1.079	1.007	1.014	1.026	1.030	1.004	1.114	1.053
	EFFCH	0.845	1.027	1.253	0.908	0.946	0.978	1.069	0.991
	TECHCH	1.277	0.981	0.809	1.129	1.088	1.027	1.042	1.062
91/92	TFPCH	0.999	1.159	0.998	1.003	1.021	0.935	1.051	1.035
	EFFCH	1.158	0.897	1.025	1.021	0.986	1.037	0.947	0.991
	TECHCH	0.863	1.292	0.973	0.983	1.035	0.902	1.110	1.045
92/93	TFPCH	1.044	0.972	0.872	1.048	1.019	1.104	1.074	1.036
	EFFCH	0.927	1.118	0.882	0.854	0.990	0.985	0.884	0.928
	TECHCH	1.126	0.870	0.989	1.226	1.029	1.120	1.215	1.116
93/94	TFPCH	1.073	1.120	1.247	1.030	1.076	1.018	1.065	1.072
	EFFCH	0.951	0.878	0.877	1.261	1.040	0.835	1.336	1.104
	TECHCH	1.128	1.276	1.423	0.817	1.035	1.218	0.797	0.971
85/89	TFPCH	1.074	1.075	1.146	1.034	1.099	1.121	1.108	1.084
	EFFCH	1.011	1.008	1.104	0.987	1.025	1.041	1.001	1.010
	TECHCH	1.062	1.066	1.038	1.048	1.072	1.076	1.108	1.074
90/94	TFPCH	1.048	1.062	1.024	1.027	1.036	1.013	1.076	1.049
	EFFCH	0.964	0.975	0.998	1.000	0.990	0.956	1.046	1.001
	TECHCH	1.088	1.089	1.026	1.027	1.046	1.060	1.029	1.047
85/94	TFPCH	1.058	1.072	1.088	1.028	1.046	1.055	1.085	1.062
	EFFCH	1.003	0.982	1.008	1.004	1.012	1.025	1.022	1.008
	TECHCH	1.054	1.092	1.080	1.025	1.033	1.029	1.062	1.053

주) *TFPCH= EFFCH · TECHCH.*
산업별 기간평균은 기하평균이며, 연도별평균은 산업내 기업 수를 고려한 기하평균임.

포함한 동아시아국가들의 성장은 기술진보보다는 생산요소의 투입에 의존하였으므로 이들 국가들의 장기적 성장은 낙관할 수 없다고 지적하였다. 그러나 Chen (1997)은 이들 국가들의 성장은 생산요소에 체화된 기술진보(factor embodied technical progress)에 의존한 결과이며, 성장요인 분석방법에서는 이를 반영하지 않고 체화되지 않은 기술진보(disembodied technical progress)만을 총요소생산성으로 계측하고 있음을 주장하고 있다. 이 같은 논의는 사용한 자료의 차이가 총요소생산성의 계측 결과에 적지 않은 영향을 줄 수 있음을 시사한다.

(3) 기술수준의 변화와 기술적 효율성의 변화

인접한 두 기간 동안 맴퀴스트 생산성지수(*TFPCH*)는 생산변경의 이동을 나타내는 기술수준의 변화(*TECHCH*)와 생산변경으로의 이동을 나타내는 기술적 효율성의 변화(*EFFCH*)의 곱으로 표현된다. 〈표 3〉의 *TECHCH*와 *EFFCH*도 전기대비 비율로 표현하였기 때문에, 이 숫자가 1보다 크면(작으면, 같으면) 기술수준과 기술적 효율성이 전기에 비해 향상(악화, 불변)되었음을 의미한다. 또한 평균은 기하평균이므로 표에 나타난 수치에서 1을 빼면, 해당기간 동안의 연평균 기술진보율과 효율성의 변화율을 나타낸다.

먼저 기술수준의 변화(*TECHCH*)를 살펴보면, 한국 제조업의 표본기간(85~94) 동안 연평균 기술진보율은 5.3%이었다. 산업별로는 32(9.2%), 34(8.0%), 38(6.2%), 31(5.4%), 36(3.3%), 37(2.9%), 35(2.5%)로 계측되어, 산업별로 정도의 차이는 있으나 모든 산업에서 표본기간 동안 기술수준이 향상되었다.[13] 그러나 표본기간의 전반기(85~89)와 후반기(90~94)에서의 기술수준 변화지수는 각각 1.074, 1.047로 계측되어 90년대에 들어 기술진보가 둔화되었다.[14]

기술적 효율성의 변화(*EFFCH*)를 살펴보면, 기술적 효율성의 표본기간(85~94) 동안 연평균 변화율은 0.8%로 대체로 안정적이었다. 산업별로는 37(2.5%), 38

13) 대체로 경공업(31, 32, 34산업)보다는 중공업(35, 36, 37, 38산업)에서 기술진보율이 상대적으로 낮게 계측되었다. 이는 과거의 중화학공업 육성정책으로 인해 그간 많은 투자가 이루어졌고 과잉투자의 논란이 있는 상황에서, 중공업 산업들에 대한 신규투자는 제한적으로 이루어졌기 때문인 것으로 해석된다.

14) 경공업에서의 기술진보는 80년대 후반기에 비해 개선 내지 미약하게 약화된 것으로 나타났지만, 중공업의 경우에는 80년대 후반기에 비해 둔화된 것으로 계측되었다. 특히 38산업의 기술진보는 현저히 둔화되었다.

(2.2%), 36(1.2%), 34(0.8%), 35(0.4%), 31(0.3%), 32(-1.8%)로 나타나, 대부분 산업에서 기술적 효율성은 표본기간 동안 개선되었다.[15] 그러나 표본기간의 전반기와 후반기에서의 기술적 효율성 변화지수는 각각 1.010, 1.001로 계측되어 90년대에 들어 기술적 효율성의 개선은 둔화되었다.[16]

한편 기술적 효율성의 변화(*EFFCH*)는, 식 (10)에 의해, 순수효율성의 변화(*PECH*)와 규모효율성의 변화(*SECH*)로 구성되는데, 〈표 4〉는 이 지수들을 산업별 연도별로 나타내고 있다. 〈표 4〉에서도 효율성의 변화를 전기대비 비율로 표현하였기 때문에 이 숫자가 1보다 크면(작으면, 같으면) 효율성이 전기에 비해 향상(악화, 불변) 되었음을 의미한다. 또한 기하평균의 개념을 이용하였으므로 표에 나타난 수치에서 1을 빼면 해당기간 동안 효율성의 연평균 변화율을 나타낸다.

표본기간(85~94) 동안 순수효율성의 변화율은 연평균 0.4%로 계측되었다. 산업별로는 중공업 산업인 35, 36, 37, 38산업에서는 각각 1.1%, 0.1%, 0.3%, 1.3%로 미미한 개선이 이루어진 반면, 경공업 산업인 31, 32, 34산업에서는 각각 -0.1%, -1.5%, -0.3%로 미미하지만 악화되었다. 또한 표본기간의 전반기와 후반기에서의 순수효율성 변화지수는 각각 1.016, 0.993로 계측되어 순수효율성은 90년대 들어 악화되었다.[17]

규모효율성의 표본기간 동안 연평균 변화율도 0.4%로 계측되었고 산업간 차이도 미세하였다. 산업별로는 37(2.2%), 34(1.1%), 36(1.0%), 38(0.8%), 31(0.5%), 32(-0.4%), 35(-0.7%)로 계측되었다. 규모효율성 변화지수는 표본기간 전반기와 표본기간 후반기에 각각 0.994, 1.009로 계측되어 규모효율성은 90년대 들어 미미하지만 개선되었다.[18]

---

15) 대체로 중공업에서의 기술적 효율성의 개선은 경공업에서의 그것보다 상대적으로 높게 나타났다. 이는 중화학공업에 집중되었던 과거의 선별적인 산업정책은 1980년대부터 선진국의 개방압력으로 인해 완화되었고, 이 같은 정부의 인위적인 보호와 육성정책의 완화는 중화학공업의 비효율성 개선에 상당한 기여를 했다고 추론해 볼 수 있다.

16) 35, 38산업을 제외하면 모든 산업에서 기술적 효율성의 개선은 90년대 들어 둔화 내지 악화되었다.

17) 산업별로도 미미한 개선을 보인 36산업을 제외하면, 모든 산업에서 순수효율성은 90년대 들어 악화 내지 둔화되었다.

18) 산업별로는 35와 38산업만이 규모효율성이 개선되었고, 나머지 산업은 미미하게 악화된 것으로 나타났지만, 기업수가 많은 38산업의 영향으로 산업평균은 미미하게 개선된 것으로 나타났다.

〈표 4〉 산업별 및 연도별 기술적 효율성의 변화(*EFFCH*) : 순수효율성의 변화(*PECH*)와 규모효율성의 변화(*SECH*)

		31	32	34	35	36	37	38	평 균
85/86	EFFCH	1.031	1.020	1.276	0.975	1.255	1.362	0.830	0.994
	PECH	1.032	1.024	1.224	1.066	1.080	1.209	0.925	1.029
	SECH	0.999	0.997	1.042	0.914	1.162	1.127	0.897	0.966
86/87	EFFCH	0.821	1.228	0.975	0.828	0.952	0.922	1.268	1.029
	PECH	0.904	1.084	0.876	0.904	0.973	1.019	1.161	1.017
	SECH	0.908	1.133	1.113	0.915	0.979	0.905	1.093	1.012
87/88	EFFCH	1.221	0.862	1.204	0.861	0.955	0.987	0.987	0.967
	PECH	1.027	0.968	1.108	0.956	0.957	1.008	1.069	1.012
	SECH	1.189	0.890	1.086	0.901	0.999	0.980	0.923	0.956
88/89	EFFCH	1.011	0.957	0.993	1.365	0.967	0.949	0.966	1.051
	PECH	1.084	0.963	0.999	1.133	0.976	0.951	0.938	1.007
	SECH	0.932	0.994	0.994	1.204	0.991	0.998	1.030	1.044
89/90	EFFCH	1.143	0.908	0.727	1.092	1.049	1.277	1.011	1.029
	PECH	1.023	0.916	0.845	1.051	1.021	1.042	1.023	1.003
	SECH	1.117	0.992	0.861	1.040	1.027	1.226	0.988	1.027
90/91	EFFCH	0.845	1.027	1.253	0.908	0.946	0.978	1.069	0.991
	PECH	0.911	1.007	1.097	0.944	0.977	0.886	1.012	0.975
	SECH	0.928	1.019	1.142	0.962	0.968	1.104	1.057	1.016
91/92	EFFCH	1.158	0.897	1.025	1.021	0.986	1.037	0.947	0.991
	PECH	1.114	0.899	1.108	1.002	0.986	1.064	0.941	0.987
	SECH	1.040	0.997	0.925	1.019	1.000	0.975	1.006	1.004
92/93	EFFCH	0.927	1.118	0.882	0.854	0.990	0.985	0.884	0.928
	PECH	0.952	1.076	0.958	0.871	1.033	0.972	1.034	0.982
	SECH	0.975	1.039	0.921	0.981	0.958	1.013	0.855	0.946
93/94	EFFCH	0.951	0.878	0.877	1.261	1.040	0.835	1.336	1.104
	PECH	0.962	0.949	0.831	1.218	1.016	0.915	1.038	1.029
	SECH	0.988	0.925	1.055	1.035	1.024	0.913	1.287	1.072
85/89	EFFCH	1.011	1.008	1.104	0.987	1.025	1.041	1.001	1.010
	PECH	1.010	1.009	1.044	1.011	0.995	1.042	1.019	1.016
	SECH	1.001	1.000	1.058	0.976	1.030	0.999	0.983	0.994
90/94	EFFCH	0.964	0.975	0.998	1.000	0.990	0.956	1.046	1.001
	PECH	0.982	0.981	0.992	1.001	1.003	0.957	1.005	0.993
	SECH	0.982	0.994	1.007	0.999	0.987	0.999	1.040	1.009
85/94	EFFCH	1.003	0.982	1.008	1.004	1.012	1.025	1.022	1.008
	PECH	0.999	0.985	0.997	1.011	1.001	1.003	1.013	1.004
	SECH	1.005	0.996	1.011	0.993	1.010	1.022	1.008	1.004

주) *EFFCH = PECH · SECH.*

산업별 기간평균은 기하평균이며, 연도별평균은 산업내 기업 수를 고려한 기하평균임.

표본기간(85~94) 동안 순수효율성의 변화와 규모효율성의 변화지수는 모두 1.004로 계측되어 기술적 효율성의 변화에 대한 이들의 기여는 서로 비슷한 수준이었다. 그러나 90년대 들어 순수효율성은 미미하지만 악화되고 규모효율성은 미미하지만 개선됨으로써, 표본기간 전반기에는 순수효율성의 기여도가 그리고 표본기간 후반기에는 규모효율성의 기여도가 상대적으로 더 큰 것으로 나타났다.

마지막으로 기술진보와 기술적 효율성의 개선이 총요소생산성의 증가에 기여한 특징적 현상들을 살펴본다. 표본기간(85~94) 동안 총요소생산성의 연평균 성장률 6.2%는 기술적 효율성의 변화와 기술수준의 변화가 각각 0.8%, 5.3% 기인한 것으로 계측되어, 기술적 효율성의 개선보다는 기술진보가 총요소생산성의 상승에 더 많은 기여를 하였다.[19] 특히 기술진보는 대체로 중공업보다는 경공업 부문에서 그리고 기술적 효율성의 개선은 경공업보다는 중공업 부문에서 상대적으로 더 높게 추정되었다. 이는 중공업 부문에서는 과거의 중화학공업 육성정책으로 인해 과잉투자의 논란이 있었던 만큼 신기술 도입을 위한 신규투자는 경공업 부문에 비해 제한적으로 이루어졌고, 그간의 투자로 형성된 알려진 생산기술들을 보다 효율적으로 활용했었기 때문인 것으로 해석된다.

또한 표본기간(85~94) 동안 대부분의 산업에서는 *EFFCH*와 *TECHCH*가 1보다 크게 계측되어 기술진보와 기술적 효율성의 변화는 생산성 향상에 같은 방향으로 작용하였다. 그러나 *EFFCH*는 1보다 작게 *TECHCH*는 1보다 크게 계측되어 기술진보와 기술적 효율성의 변화가 서로 반대 방향으로 작용하는 경우(32산업의 경우)도 나타났다. 이러한 현상은 90년대 전반기에 대부분의 산업에서 나타나고 있는데,[20] 새로운 생산기술을 개발한 일부 기업만이 그 개발의 혜택을 누리고, 산업 내의 다른 기업(non-innovator)들은 개발된 기술로의 접근이 어려워 상대적으로 뒤쳐지고 있었기 때문인 것으로 해석된다. 이는 기술적 효율성의 변화와 기술수준의 변화가 항상 양의 상관관계에 있지 않음을 의미하며, 기술진보 요인과 기술적 효율성의 증가요인은 서로 상이할 수 있음을 시사한다.

---

19) 산업별로도 모든 산업에서 기술적 효율성의 개선보다 기술진보가 더 크게 계측되었다. 또한 이러한 현상은 80년대 후반기와 90년대 전반기에도 대부분의 산업에서 공통적으로 나타났다.

20) 90년대 전반기에는 38산업을 제외한 모든 산업에서 EFFCH는 1보다 작게 그리고 TECHCH는 1보다 크게 계측되었다.

Ⅳ. 요약 및 결론

총요소생산성(total factor productivity)은 투입물의 변화로 설명할 수 없는 산출물의 변화로 정의되며, 기술진보와 기술적 효율성의 개선을 통해 향상될 수 있다. 그러나 총요소생산성을 분석하는 전통적인 실증연구들은, 기술적 효율성의 개념을 간과한 Solow의 성장요인 분석방법에 근거하고 있기 때문에, 기술진보만이 총요소생산성을 변화시킬 수 있는 요인으로 간주한다. 만약 기업이 어떤 이유로 생산변경에서 생산하고 있지 못한다면 주어진 생산기술을 효율적으로 활용하는 것도 총요소생산성을 증가시키는 요인이 될 수 있다.

본 연구에서는 기술적 효율성을 명시적으로 반영하여 한국 제조업의 총요소생산성을 분석하기 위해, 선형계획법을 근거로 하는 비모수적 DEA기법으로 맴퀴스트 생산성지수를 계측하고, 이를 기술적 효율성 변화요인과 기술진보요인으로 분해한다. 본 연구의 사용자료는 한국 제조업 상장기업 409개의 10개년간(1985~1994)의 균형패널자료이다.

본 연구의 추정결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 한국 제조업의 표본기간(85~94) 동안 기술적 효율성의 평균은 약 0.565이었으며, 36, 31, 37산업은 상대적으로 높게 그리고 34, 35, 38산업은 상대적으로 낮게 추정되었다.

둘째, 한국 제조업의 총요소생산성은 표본기간 동안 연평균 6.2% 성장한 것으로 추정되었고, 산업별로 정도의 차이는 있으나 모든 산업에서 생산성은 향상되었다. 그러나 표본기간 전반기(85~89)와 표본기간 후반기(90~94)에서의 맴퀴스트 생산성지수는 각각 1.084, 1.049로 계측되어 생산성 향상의 속도가 90년대에 들어 둔화되었다.

셋째, 한국 제조업의 표본기간 동안 연평균 기술진보율은 5.3% 이었으며, 산업별로 정도의 차이는 있으나 모든 산업에서 기술수준이 향상되었다. 그러나 표본기간 전반기와 표본기간 후반기에서의 기술수준 변화지수는 각각 1.074, 1.047로 계측되어 90년대에 들어 기술진보율이 둔화되었다.

넷째, 한국 제조업의 표본기간 동안 기술적 효율성의 연평균 변화율은 0.8%이었으며, 산업별로 정도의 차이는 있으나 대부분의 산업에서 기술적 효율성은 개선되었다. 그러나 표본기간 전반기와 표본기간 후반기에서의 기술적 효율성 변화지수는 각각 1.010, 1.001로 추정되어, 90년대에 들어 기술적 효율성의 개선은 둔화되

었다. 또한 표본기간 동안 기술적 효율성의 개선에 대한 순수효율성과 규모효율성의 기여도는 서로 비슷한 수준이었다.

다섯째, 표본기간 동안 기술적 효율성의 개선보다는 기술진보가 총요소생산성의 상승에 더 많은 기여를 하였다. 특히 기술진보는 대체로 중공업보다는 경공업 부문에서 그리고 기술적 효율성의 개선은 경공업보다는 중공업 부문에서 상대적으로 더 높게 추정되었다. 이는 중공업 부문에서는 과거의 중화학공업 육성정책으로 인해 과잉투자의 논란이 있었던 만큼 신기술 도입을 위한 신규투자는 경공업 부문에 비해 제한적으로 이루어졌고, 그간의 투자로 형성된 알려진 생산기술들을 보다 효율적으로 활용했었기 때문인 것으로 해석된다.

또한 표본기간(85~94) 동안 대부분의 산업에서는 $EFFCH>1$, $TECHCH>1$로 계측되어, 기술진보와 기술적 효율성의 변화는 생산성 향상에 같은 방향으로 작용하고 있었다. 그러나 $EFFCH<1$, $TECHCH>1$로 계측되어, 기술진보와 기술적 효율성의 변화가 서로 반대 방향으로 작용하는 경우도 나타났다. 특히 이러한 현상은 90년대 들어 대부분의 산업에서 나타나고 있다. 이는 새로운 생산기술을 개발한 일부 기업만이 그 개발의 혜택을 누리고 개발된 기술의 파급이 느려 산업 내의 다른 기업(non-innovator)들은 상대적으로 뒤쳐지고 있음을 의미하며, 기술진보 요인과 기술적 효율성의 개선요인은 서로 상이할 수 있음을 시사한다.

결론적으로 기술적 효율성과 기술수준 및 총요소생산성은 표본기간(85~94) 동안 향상되었지만, 그 증가율은 90년대에 들어 둔화되었다. 이 같은 사실은 90년대 들어 한국이 경험한 경제적 침체와 무관하지 않으며 총요소생산성의 향상을 통해 이를 극복할 수 있다. 총요소생산성은 기술진보는 물론 기술적 효율성의 개선을 통해 향상될 수 있지만, 이들의 개선요인은 서로 상이할 수 있으므로, 산업별로 그 요인을 명확히 파악하여 산업별 특성에 맞는 정책을 강구하는 것이 바람직할 것이다.

■ 참고문헌

1. 김광석 · 홍성덕, 『제조업의 총요소생산성 동향과 그 결정요인』, 한국개발연구원, 1992.
2. 노택선 · 민충기 · 염건, "비모수계획법을 이용한 생산성의 추정과 요인 분석: 통신산업의 국가간 비교," 『정보통신정책연구』, 7권 2호, 2000, pp. 1~35.
3. 문희화 · 조병택 · 황인호 · 김형범, 『한국의 총요소생산성』, 한국생산성본부, 1991.
4. 최동규 · 권혁제, 『기업규모간 총생산성 및 변동요인: 업종별 비교분석』, 중소기업연구원, 1994.
5. 표학길 · 공병호 · 권호영, 『한국의 산업별 성장요인 분석 및 생산성 추계(1970~1990)』, 한국개발연구원, 1992.
6. 한광호 · 김상호, "한국 제조업의 총요소생산성과 기술적 효율성," 『경제학연구』, 1999, pp. 1~28.
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. Balk, B. M., "On Approximating the Indirect Malmquist Productivity Indices by Fisher Indices," *Journal of Productivity Analysis*, 1995, pp. 195~200.
9. Bogetoft, P., "DEA and Activity Planning under Asymmetric Information," *Journal of Productivity Analysis*, 2000, pp. 7~48.
10. Burgess, J. and P. W. Wilson, "Decomposing Hospital Productivity Changes, 1985~1988: A Nonparametric Malmquist Approach," *Journal of Productivity Analysis*, 1995, pp. 343~363.
11. Caves, K., L. Christensen, and W. Diewert, "The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity," *Econometrica*, 1982, pp. 1393~1414.
12. Chambers, R., R. Färe, and S. Grosskopf, "Efficiency, Quantity Indexes, and Productivity Indexes: A Synthesis," *Bulletin of Economic Research*, 1994, pp. 1~21.
13. Charnes, A., W. Cooper, A. Lewin, and L. Seiford, *Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology and Applications*, Kluwer Academic Publishers, 1994.
14. Charnes, A., W. Cooper, and E. Rhodes, "Measuring Efficiency of Decision-making Units," *European Journal of Operational Research*, 1978, pp. 428~449.
15. Chen, Edward K. Y., "The Total Factor Productivity Debate: Determinants of Economic Growth in East Asia," *Asian-Pacific Economic Literature*, 1997, pp. 18~38.
16. Coelli, T., *A Guide to DEAP Version 2.1: A Data Envelopment Analysis (Computer) Program*, Centre for Efficiency and Productivity Analysis, University of New England, 1996.
17. Coelli, T., D. Rao, and G. Battese, *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Kluwer Academic Publishers, 1999.
18. Colin, T., J. Piesse, and J. Turk, "The Productivity of Private and Social Farms: Multilateral Malmquist Indices for Slovene Dairying Enterprises," *Journal of*

Productivity Analysis, 1996, pp. 447~460.

19. Cooper, W. W., L. M. Seiford, and K. Tone, *Data Envelopment Analysis: A Comprehensive Text with Models, Applications, References and DEA-Solver Software*, Kluwer Academic Publishers, 1999.
20. Dollar, D. and K. Sokoloff, "Changing Comparative Advantage and Productivity Growth in the Manufacturing Industries," Kim, J. K. (ed.), *The Korean Economic Development*, Greenwood Press, 1990, pp. 129~142.
21. Färe, R. and S. Grosskopf, "Malmquist Productivity Indexes and Fisher Ideal Indexes," *Economic Journal*, 1992, pp. 158~160.
22. ————, M. B. Lindgren, and P. Roos, "Productivity Changes in Swedish Pharamacies 1980~1989: A Non-Parametric Malmquist Approach," *Journal of Productivity Analysis*, 1992, pp. 85~101.
23. Färe, R., S. Grosskopf, and M. Norris, and Z. Zhang, "Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries," *American Economic Review*, 1994, pp. 66~83.
24. Färe, R., S. Grosskopf, and L. W-F, "Productivity in Taiwanese Manufacturing Industries," *Applied Economics*, 1995, pp. 259~265.
25. Färe, R. and S. Grosskopf, "Productivity and Intermediate Products: A Frontier Approach," *Economics Letters*, 1996, pp. 65~70.
26. Färe, R., S. Grosskopf, E. Grifell, and C. Lovell, "Biased Technical Change and the Malmquist Productivity Index," *Scandinavian Journal of Economics*, 1997a, pp. 119~127.
27. Färe, R., S. Grosskopf, and P. Roos, "Malmquist Productivity Indexes: A Survey of Theory and Practice," in Färe, R., S. Grosskopf and R. R. Russell (eds.), *Index Numbers: Essays in Honour of Sten Malmquist*, Kluwer Academic Publishers, 1997b.
28. Färe, R., S. Grosskopf, and M. Norris, "Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries: Reply," *American Economic Review*, 1997c, pp. 1040~1043.
29. Färe, R. and S. Grosskopf, "Theory and Application of Directional Distance Function," *Journal of Productivity Analysis*, 2000, pp. 93~103.
30. Farrell, M., "The Measurement of Productive Efficiency," *Journal of the Royal Statistical Society*, 1957, pp. 253~282.
31. Favero, C. and L. Papi, "Technical and Scale Efficiency in the Italian Banking Sector: A Non-Parametric Approach," *Applied Economics*, 1995, pp. 385~395.
32. Frei, F. X. and P. T. Harker, "Projections Onto Efficient Frontiers: Theoretical and Computational Extensions to DEA," *Journal of Productivity Analysis*, 1999, pp. 275~300.
33. Fukuyama, H., "Technical and Scale Efficiency of Japanese Commercial Banks: A Non-Parametric Approach," *Applied Economics*, 1993, pp. 1101~1112.
34. Grandson, G. and C. Linvill, "Parametric and Nonparametric Approaches to

Benchmarking the Regulated Firm," *Journal of Productivity Analysis*, 1999, pp. 211~231.

35. Grifell-Tatjé, E. and C. A. K. Lovell, "A Note on the Malmquist Productivity Index," *Economics Letters*, 1995, pp. 169~175.
36. ————, "Profits and Productivity," *Management Science*, 1999, pp. 1177~1193.
37. Hjalmarsson, L., S. C. Kumbhakar, and A. Heshmati, "DEA, DFA and SFA: A Comparison," *Journal of Productivity Analysis*, 1996, pp. 303~327.
38. 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.
39. Kim, Sangho and Gwangho Han, "A Decomposition of Total Factor Productivity Growth in Korean Manufacturing Industries: A Stochastic Frontier Approach," *Journal of Productivity Analysis*, 2001, pp. 269~281.
40. Krugman, P., "The Myth of Asias Miracle," *Foreign Affairs*, 1994, pp. 62~78.
41. Kumbhakar, S. C. and C. A. K. Lovell, *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge Univ. Press, 2000.
42. Kwack, Sung Yeung, "Total Factor Productivity Growth and the Source of Growth in Korean Manufacturing Industries, 1971~1993," *The Journal of the Korean Economy*, 2000, pp. 229~265.
43. Lovell, C. A. K., "Applying Efficiency Measurement Techniques to the Measurement of Productivity Change," *Journal of Productivity Analysis*, 1996, pp. 329~340.
44. Meeusen, W. and van den Broeck, J., "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error," *International Economic Review*, 1977, pp. 435~444.
45. 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.
46. Parkin, D. and B. Hollingsworth, "Measuring Production Efficiency of Acute Hospitals in Scotland, 1991~94: Validity Issues in Data Envelopment Analysis," *Applied Economics*, 1997, pp. 1425~1433.
47. Pilat, D., "Comparative Productivity of Korean Manufacturing, 1967~1987," *Journal of Development Economics*, 1995, pp. 123~144.
48. Price, C. W. and T Weyman-Jones, "Malmquist Indices of Productivity Change in the UK Gas Industry Before and After Privatization," *Applied Economics*, 1996, pp. 29~39.
49. Ray, S. C. and E. Desli, "Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries: Comment," *American Economic Review*, 1997, pp. 1033~1039.
50. Sarafoglou, N., "The Most Influential DEA Publications: A Comment on Seiford," *Journal of Productivity Analysis*, 1998, pp. 279~281.
51. Seiford, L. M. and J. Zhu, "Sensitivity and Stability of the Classifications of Returns to Scale in Data Envelopment Analysis," *Journal of Productivity Analysis*, 1999, pp. 55

~75.

52. Seiford, L. M., "Data Envelopment Analysis: The Evolution of the State of the Art(1978-1995)," *Journal of Productivity Analysis*, 1996, pp. 99~137.
53. Sengupta, J., *Efficiency Analysis by Production Frontiers, The Nonparametric Approach*, Kluwer Academic Publishers, 1989.
54. Sharma, K. R., P. Leung, and H. M. Zaleski, "Productivity Efficiency of the Swine Industry in Hawaii: Stochastic Frontier vs. Data Envelopment Analysis," *Journal of Productivity Analysis*, 1997, pp. 447~459.
55. Simar, L., "Estimating Efficiencies from Frontier Models with Panel Data: A Comparison of Parametric, Non-Parametric and Semi-Parametric Methods with Bootstrapping," *Journal of Productivity Analysis*, 1992, pp. 171~203.
56. ———, "Aspects of Statistical Analysis in DEA-Type Frontier Models," *Journal of Productivity Analysis*, 1996, pp. 177~185.
57. Thrall. R. M., "Measures in DEA with an Application to the Malmquist Index," *Journal of Productivity Analysis*, 2000, pp. 125~137.
58. Young, A., "The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience," *Quarterly Journal of Economics*, 1995, pp. 643~680.

The Sources of Productivity Change in Korean Manufacturing Industry : Non-parametric Malmquist Approach

Gwangho Han*

Abstract

This paper estimates the non-parametric Malmquist productivity indices for Korean manufacturing industries, to decompose the sources of total factor productivity (TFP) growth into technical change and technical efficiency change. The results based on data from 1985~1994 show that the contribution of technical progress was higher than that of technical efficiency improvement in the TFP growth, and that the contribution of scale efficiency change was similar to that of pure efficiency change in the improvement of technical efficiency, and that the rates of technical progress and technical efficiency improvement and TFP growth were weakened in early 1990s, and that technical change and technical efficiency change did not always move together.

Key Words : technical efficiency, total factor productivity, malmquist productivity indices, DEA

* Professor, Department of Economics, Sunchon National University