

韓國 製造業의 生産要素 需要構造 : 生産技術, 要素의 需要彈力性 및 代替彈力性 推定*

韓 光 鎬** · 金 相 鎬***

〈 目 次 〉

- I. 序論
- II. 推定模型 및 方法
- III. 資料 및 推定結果
- IV. 結論

I. 序 論

본 연구의 목적은 韓國 製造業의 生産기술과 生産요소의 수요구조를 분석하는데 있다. 이를 위해 生産要素를 노동(생산직과 사무직으로 구분), 자본, 원재료로 가정하고, Translog 費用函數와 生産要素費用比重式으로 구성된 비용함수 체계를 추정한다. 그리고 이러한 추정을 바탕으로 生産기술과 生産요소 수요구조를 파악할 수 있는 다양한 지표들—규모의 경제, 기술진보, 生産요소간의 대체탄력성 및 가격탄력성 등—을 계측한다.

生産技術에 관한 정보는 비용함수로부터 도출할 수 있으며, 이에 관한 연구는 경제이론에서 큰 주목을 받아 왔다. 우리 나라의 경우에도 이를 추정하는

* 이 논문은 1995년도 한국학술진흥재단의 공모과제 연구비에 의하여 연구되었음. 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자 두분께 감사드린다.

** 순천대학교 경제학과.

*** 호남대학교 무역학과.

다양한 연구가 활발히 진행되어 왔다.¹⁾ 그러나 기존 연구의 대부분은 時系列集計資料(aggregated time-series data)를 사용하고 있기 때문에 의미있는 추정결과를 유도하기에는 資料의 數가 부족하며, 그 추정결과 역시 연구에 따라서 상당한 편차를 보이고 있다.

본 연구는 자료의 선택과 모형의 설정이라는 두 측면에서 기존 연구를 개선하고 보완하려 한다. 첫째, 자료 측면에서는 기업의 횡단면 자료와 시계열 자료로 구성된 통합자료(pooling data)를 사용함으로써 기존 연구의 문제점인 集計性的問題(aggregation problem)와 自由度(degree of freedom)의 부족으로 나타나는 한계를 극복하려 한다. 둘째, 추정모형의 측면에서는 確率的費用邊境模型(stochastic cost frontier model)을 가정함으로써 추정치의 정확성을 높이려고 한다. 확률적 변경모형은 생산과정에서 나타날 수 있는 비효율성을 고려하는 모형으로써 최근 비용함수와 생산함수의 추정에서 널리 이용되고 있다.

비용함수를 추정하는데 있어서, 통상적인 회귀분석 기법은 비용과 산출량의 효율적 관계보다는 平均的關係를 추정하게 되므로, 그 추정결과는 비용함수의 이론적 정의와 부합되지 않는다. 왜냐하면 관측되는 비용자료는 생산과정에서 나타나는 비효율성으로 인해 최소비용과 차이가 있을 수 있기 때문이다. 확률적 비용변경모형은 이같은 非效率性을 반영하여 산출량과 가장 효율적인 비용과의 관계를 추정하는 분석방법이다.²⁾

본 연구에서 사용하는 자료는 한국 제조업 기업들의 10개년간(1984-1993년)의 횡단면 자료와 시계열 자료로 구성된 통합자료이다. 표본기업 495개는 제조업 상장기업에서 추출하였으며, 분석에 필요한 자료들은 각 개별기업들의 각 연도별 財務諸表로부터 얻게 된다.

본 논문의 構成은 다음과 같다. Ⅱ節에서는 추정모형과 추정방법을 제시한다. Ⅲ節에서는 본 연구에서 사용하는 자료를 설명하고 추정결과를 요약한다. 마지막 節에서는 연구결과를 요약하고 結論을 제시한다.

1) Translog 비용함수 추정을 통해 한국 제조업의 생산구조를 분석한 연구로는 남성일(1990), 최정표(1987), 표학길(1984) 및 신의순(1983) 등이 있다.

2) 확률적 변경모형은 Aigner, Lovell & Schmidt(1977)와 Meeusen & van den Broeck(1977)에 의해서 도입되었으며, Kumbhaker(1989), Schmidt(1984), Nadiri & Schankerman(1981), Greene(1980) 및 Schmidt & Lovell(1979) 등에 의해서 비용함수의 체계를 추정하는데 응용되었다.

II. 推定模型 및 方法

1. 分析模型

한 기업의 비용은 生産量(Y), 生産에 투입되는 生産要素(X_i)의 가격(P_i) 그리고 生産비에 영향을 주는 기술수준(T) 등에 의해 결정된다. 이를 비용함수 $C = C(Y, P_i, T)$ 로 나타낼 수 있는데, 본 연구에서는 식 (1)과 같이 Translog 비용함수를 가정한다.

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln P_i + \alpha_Y \ln Y + \alpha_T T + (1/2) \beta_{YY} (\ln Y)^2 \\ & + (1/2) \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln P_i \ln P_j + (1/2) \beta_{TT} T^2 + \sum_i \beta_{iY} \ln P_i \ln Y \\ & + \sum_i \beta_{iT} \ln P_i T + \beta_{YT} \ln Y T. \end{aligned} \quad (1)$$

위 식에서 C 는 最適費用(optimal cost)을 의미하며, β_{it} 는 기술변화의 편기(technical change bias)를 나타내는 계수이다. 특히, T 는 生産함수의 기술적인 변화를 설명하며 生産성 지표를 산출하는데 유용하다.³⁾

비용함수 (1)에 Shephard 정리를 적용하면 費用比重方程式(cost share equation)의 형태로 조건부 요소수요함수(cost-minimizing factor demand)를 구할 수 있다. 즉 生産요소 X_i 에 대한 비용이 총비용에서 차지하는 비중(S_i)은 식 (1)을 生産要素의 가격(P_i)에 대해 로그미분(log differentiation)함으로써 다음과 같이 구할 수 있다.

$$S_i = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_i} = \frac{P_i X_i}{C} = \alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \ln P_j + \beta_{iY} \ln Y + \beta_{iT} T. \quad (2)$$

비용함수가 잘 정의(well-defined)된 生産기술을 반영하기 위해서는, 식 (3)의 정규조건(regularity condition)들을 만족해야 한다. (3-1)은 비용함수가 요소가격에 대해 1차동차라는 조건, 즉 요소수요함수가 生産요소가격에 대해 零

3) 여기서 T 는 시간변수으로써 시간변화에 따른 각종 지표들의 변화율(기술진보율과 총요소생산성의 증가율 등)을 파악하기 위해 $\ln T$ 가 아니고 T 를 고려하였다.

次同次函數(homogeneous of degree zero)라는 조건을 의미한다. (3-2)은 Slutsky 대칭조건(symmetry condition)을, (3-3)은 부가조건(adding up condition)을 의미한다.

$$\sum_i \beta_{ij} = \sum_j \beta_{ij} = \sum_i \sum_j \beta_{ij} = 0, \sum_i \alpha_i = 1. \quad (3-1)$$

$$\beta_{ij} = \beta_{ji}. \quad (3-2)$$

$$\sum_i \beta_{iy} = \sum_i \beta_{it} = 0. \quad (3-3)$$

비용함수 (1)과 비용비중 방정식 (2)를 이용하면 생산기술과 생산요소의 수요에 관한 특성들을 유도할 수 있다. 먼저 총비용의 산출량에 대한 彈力度(ϵ_{cy})를 이용하여 規模의 經濟性(economies of scale)과 생산기술의 同調性(homotheticity) 여부를 파악할 수 있다.

$$\epsilon_{cy} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y} = \alpha_y + \beta_{yy} \ln Y + \sum_i \beta_{iy} \ln P_i + \beta_{yt} T. \quad (4)$$

規模의 經濟性(ES: economies of scale)은 ϵ_{cy} 와 식 (5)의 관계에 있다 (Ohta, 1974; Berndt and Khaled, 1979).

$$ES = 1 - \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y} = 1 - \epsilon_{cy}. \quad (5)$$

만약 $\epsilon_{cy} > 1$ 이면 $ES < 0$ 이므로 규모에 대한 보수체감(Decreasing Returns to Scale)을, $\epsilon_{cy} < 1$ 이면 $ES > 0$ 이므로 규모에 대한 보수체증(Increasing Returns to Scale)을, $\epsilon_{cy} = 1$ 이면 $ES = 0$ 이므로 규모에 대한 보수불변(Constant Returns to Scale)을 나타낸다. 단기 규모의 경제는 고정요소가 존재할 때 산출량 증가에 따른 생산비의 감소로 정의되며, 장기 규모의 경제는 모든 생산요소가 가변적이며 요소가격이 주어졌을 때 생산량의 변화에 따른 생산비의 감소로 정의된다. 본 모형에서는 고정요소가 존재하지 않기 때문에 長期 規

模의 經濟를 측정하게 된다.

費用函數가 同調的(homothetic)인 生産기술을 반영하기 위해서는 産出량과 요소가격이 분리된 형태로 표현되어야 하기 때문에 모든 i 에 대해 $\beta_{ix}=0$ 이어야 한다. 또 同次的(homogeneous) 生産기술을 반영하기 위해서는 ε_{ct} 가 일정해야 하므로 $\beta_{iy}=0$ 의 조건이 추가되어야 한다. 즉 $\beta_{iy}=0$ 이고 모든 i 에 대해 $\beta_{ix}=0$ 이면 이 비용함수는 $(\alpha_v + \beta_v T)^{-1}$ 차의 동차적 生産기술을 갖게 된다.

技術進步는 시간의 흐름에 따른 비용의 변화율(ε_{ct})을 측정함으로써 파악할 수 있다. 즉 $\varepsilon_{ct} > 0$ 이면 技術퇴보를 $\varepsilon_{ct} < 0$ 이면 技術진보를 의미한다. 특히 기술진보의 유형은 β_{it} 의 부호에 의해 좌우된다. 만약 모든 生産요소 i 에 대해 $\beta_{it}=0$ 이라면 Hicks 중립적 技術진보(Hicks neutral technical progress)가, $\beta_{it} > 0$ 이라면 i 번째 生産요소 집약적(사용적)인 技術진보가, $\beta_{it} < 0$ 이라면 i 번째 生産요소 절약적인 技術진보가 나타났음을 알 수 있다(Kumbhakar, 1990).

$$\varepsilon_{ct} = \frac{\partial \ln C}{\partial T} = \alpha_t + \beta_{tt} T + \sum_i \beta_{it} \ln P_i + \beta_{ct} \ln Y. \quad (6)$$

總要素生産性(total factor productivity)의 증가율(ε_{yt})은 $\varepsilon_{yt} = \partial \ln Y / \partial T$ 를 의미한다. 이는 총비용의 産出량에 대한 탄력성(ε_{cy})과 비용의 변화율(ε_{ct})을 이용하여 다음과 같이 정의할 수 있다(Ohta, 1974). 여기서 $\varepsilon_{ct} > 0$ 이면 시간이 흐름에 따라 총요소生産성이 증가하였음을 나타낸다.

$$\varepsilon_{yt} = -\varepsilon_{ct} / \varepsilon_{cy}. \quad (7)$$

마지막으로 生産要素 수요에 관한 특성은, 비용비중식 (2)를 이용하여 (8)과 같이, 生産요소들의 偏代替彈力性(σ_{ij})과 가격탄력성(η_{ij})을 도출하여 분석할 수 있다(Allen, 1938; Uzawa, 1962).

$$\begin{aligned} \sigma_{ij} &= (\beta_{ij} + S_i S_j) / S_i S_j, \quad \eta_{ij} = \sigma_{ij} S_j = (\beta_{ij} + S_i S_j) / S_i, \quad i \neq j. \quad (8) \\ \sigma_{ii} &= (\beta_{ii} + S_i^2 - S_i) / S_i^2, \quad \eta_{ii} = \sigma_{ii} S_i = (\beta_{ii} + S_i^2 - S_i) / S_i, \quad i = j. \end{aligned}$$

σ_{ii} 와 η_{ii} 는 비용함수의 볼록성(global convexity) 조건을 만족하기 위해서陰이어야 하지만, σ_{ij} 와 η_{ij} 는陽일 수도 있고陰일 수도 있다. 만약 $\sigma_{ij} > 0$ 이면 생산요소 i 와 j 는 서로 대체재이고, 만약 $\sigma_{ij} < 0$ 이면 i 와 j 는 보완재이다.

S_i 의 평균(\bar{S}_i)이 표본기간 동안 일정하다면, 탄력성 추정치들의 점근적 분산(asymtotic variance)은 계수 추정치의 분산을 이용하여 다음과 같이 구할 수 있다(Sharma, 1991).

$$asy. Var(\sigma_{ij}) = asy. Var(\beta_{ij}) / (\bar{S}_i \cdot \bar{S}_j)^2, \quad asy. Var(\eta_{ij}) = asy. Var(\beta_{ij}) / \bar{S}_i^2. \quad (9)$$

본 연구는 비용함수 (1)과 이로부터 얻어지는費用比重方程式 (2)로 구성된 방정식 체계를 추정하고, 이를 기초로 위에서 언급한 생산기술과 생산요소들의 수요구조를 분석하고자 한다.

2. 推定方法

본 연구의 기본 추정식은 식 (1)과 (2)로 이루어진 연립방정식이며, 이를 Zellner(1962)의 反復的 外見上 無關回歸(ITSUR: iterative seemingly unrelated regressions) 방법을 사용하여 추정한다.

費用函數는 비용과 산출량의 가장 效率的 關係를 묘사하는 함수이다. 그러나 비용함수를 추정하는데 있어서, 보통의 회귀분석기법은 비용과 산출량의 효율적 관계보다는 평균적 관계를 추정하게 되므로, 그 추정결과는 비용함수의 이론적 정의와 부합되지 않는다. 왜냐하면 생산과정에서 나타나는 비효율성으로 인해 관측되는 비용자료는 최소비용과 차이가 있을 수 있기 때문이다. 확률적 비용변경모형은 이같은 비효율성을 고려하여 산출량과 가장 효율적인 비용과의 관계를 추정하는 분석방법이다. 본 연구에서는 確率的 費用邊境 模型을 가정하여 식(1)과 (2)를 추정하고자 한다.

생산과정에서 발생할 수 있는 非效率性은 기술적 비효율성(technical inefficiency)과 분배적 비효율성(allocative inefficiency)으로 구분할 수 있다. 분배적 비효율성은 기업의 생산요소 투입조합이 비용최소화의 최적조합과 다르기 때문에 발생하는 비효율성을 나타낸다. 분배적 비효율성은 생산요소의 과다·과소 사용을 대변하므로 이중방정식에서 雙方分布(two-sided distribut-

ion)를 갖는 오차항으로 포착할 수 있다. 또한 분배적 비효율성이 존재하면 주어진 산출량 수준을 최소비용으로 생산하지 못함으로써 기업의 비용증가를 가져올 것이기 때문에, 비용함수에는 기술적 비효율성 외에도 陽의 一方分布(one-sided distribution)를 갖는 분배적 비효율성을 오차항으로 포함하게 된다. 따라서 비용함수 체계를 변경모형으로 추정할 경우에는, '비중방정식에 존재하는 雙方向의 비효율성'과 '비용함수에 나타나는 陽의 一方向의 비효율성'간의 관계를 결정하여야 하는 중요한 문제가 대두된다.

이러한 비용함수 체계의 추정시 발생하는 문제를 Greene problem이라 부르며(Greene, 1980; Nadiri & Schankerman, 1981), 대체로 다음의 3가지 방법으로 이를 해결하고 있다.⁴⁾ 첫째, 분배적 비효율성과 비용함수의 오차항간의 분석적인 관계를 도출하는 방법(Schmidt and Lovell, 1979; Kumbhakar, 1989), 둘째, 선험적 결과를 이용하여 둘 사이의 관계를 가정하고 이를 모든 체계식에 도입하는 방법(Schmidt, 1984), 셋째, 비용식과 비중식(요소수요식)의 오차항간의 관계를 무시하는 방법(Greene, 1980).

그러나 Translog 비용함수 체계에서는 기술적 비효율성과 분배적 비효율성을 모형화하여 완전한 추정이 가능하고, 일관성을 지닌 추정방법은 개발되지 않은 실정이다(Greene, 1991). 본 연구에서는 세번째 방법을 이용하여 비용함수 체계를 분석코자 한다. 그 이유는 첫번째 방법은 함수형태로 인해서 사용이 불가능하며, 두번째 방법은 오차항에 관한 선험적인 관계식이 존재하지 않으므로 불가능하기 때문이다. 따라서 본 연구의 변경모형은 비용함수 식 (1)에만 陽의 一方向의 오차항을 포함하면 완결된다. 왜냐하면 비중식의 誤差項은 백색잡음이 雙方向의 오차항을 포함한다고 할 수 있기 때문이다.

각 관찰치 i 에서 관찰된 비용($\ln C_i$)과 최적비용($\ln C_i^*$)의 관계는 다음과 같다.

$$\ln C_i = \ln C_i^* + u_i + v_i. \quad (10)$$

여기에서 u_i 는 비효율성으로 인한 一方向의 교란항을, v_i 는 兩方向의 白色誤差項(white noise)을 나타낸다. 따라서 확률적 비용변경은 $\ln C_i^* + v_i$ 이며

4) 이에 관한 자세한 논의는 Bauer(1990)의 개관논문을 참조할 것.

$\ln C_i^*$ 의 구체적인 형태는 (1)로 가정한다.

Aigner, Lovell & Schmidt(1977)에서와 같이 v_i 와 u_i 는 각각 $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$, $u_i \sim |N(0, \sigma_u^2)|$ 의 분포를 갖는다고 가정한다. 식 (10)은 수정최소자승법(COLS: corrected ordinary least squares) 혹은 최우법(MLE: maximum likelihood estimate)으로 추정할 수 있으며, 본 연구에서는 COLS 추정법을 응용하여 (10)을 추정한다.

Weinstein(1964)은 다음과 같은 관계가 있음을 보였다.

$$\mu = E(u) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \sigma_u, \sigma_u^2 = \left[\sqrt{\frac{\pi}{2}} \left(\frac{\pi}{\pi-4} \right) m_3(e) \right]^{\frac{2}{3}},$$

$$\sigma_v^2 = m_2(e) - \frac{\pi-2}{\pi} \sigma_u^2. \quad (11)$$

여기서 $e = v + u - \mu$ 이고 $m_r(e)$ 는 e 의 r 차 적률(moment), 즉 $m_r(e) = \frac{1}{n} \sum_i e_i^r$ 이다. 이 관계로부터 최소자승추정법의 오차항 \hat{e} 를 이용하면 m_2 와 m_3 의 추정치 \hat{m}_2 와 \hat{m}_3 를 구할 수 있다. 또 이로부터 μ , σ_u^2 , σ_v^2 에 대한 추정량 $\hat{\mu}$, $\hat{\sigma}_u^2$, $\hat{\sigma}_v^2$ 를 구할 수 있다. 그러나 추정과정에서, $\hat{m}_3 > 0$ 이면 $\hat{\sigma}_u^2 < 0$ 이 되고, $\hat{m}_2 < \frac{\pi-2}{\pi} \hat{\sigma}_u^2$ 이면 $\hat{\sigma}_v^2 < 0$ 이 되므로 $\hat{\sigma}_u^2$ 과 $\hat{\sigma}_v^2$ 이 정의되지 않을 수 있다.⁵⁾

각 관찰치의 非效率性 u_i 는 복합오차항($u_i + v_i$)의 條件附確率分布를 이용하여 추정할 수 있다. 즉 \hat{u}_i 는 Jondrow, Lovell, Materov & Schmidt(1982)에 따라 다음과 같이 구할 수 있다.

$$E(u | \varepsilon) = \frac{\sigma_u^2 \sigma_v^2}{\sigma^2} \left[\frac{\phi(\varepsilon\lambda/\sigma)}{1 - \Phi(\varepsilon\lambda/\sigma)} - \left(\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma} \right) \right]. \quad (12)$$

여기서 $\varepsilon_i = u_i + v_i$, $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$, $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ 이며, $\phi(\cdot)$ 와 $\Phi(\cdot)$ 는 각각 標準正規分布의 확률밀도함수(probability density function) 및 확률누적함수(cumulative density function)를 나타낸다.

5) 이에 대한 자세한 논의는 Olson, Schmidt and Waldman(1980)을 참조할 것.

실제 추정은 COLS를 응용하여 다음과 같은 두 단계로 이루어진다. 제1단계에서는 Zellner의 ITSUR을 이용하여 비용방정식 체계를 추정한다. 이 추정결과로부터 얻어지는 오차항을 이용하여 (11)과 (12)의 관계로부터 각 관찰치별로 비효율성(\hat{u}_i)을 추정한 후, 이를 식 (13-1)과 같이 비용함수에서 조정한다. 따라서 조정된 비용함수는 確率的 誤差項(white noise)만을 포함하는 확률적 비용 변경이 될 것이다.

제2단계 추정에서는 조정된 비용함수 (13-1)과 비중방정식 (2)로 구성된 연립방정식 체계를 다시 ITSUR 방법으로 추정한다. 본 연구에서는 생산요소를 사무직 노동(W: white color), 生産職 勞動(B: blue color), 資本(K: capital) 그리고 原材料(M: raw material)로 가정하기 때문에, 제2단계의 추정방정식 체계는 다음과 같다.

$$\ln C_i - \hat{u}_i = \ln C_i^* + v_i, \quad (13-1)$$

$$S_l = \alpha_l + \sum_j \beta_{lj} \ln P_j + \beta_{ly} \ln Y + \beta_{lt} \ln T + v_{li}, \quad l, j = W, B, K, M. \quad (13-2)$$

$\ln C_i^*$ 의 구체적 형태는 식(1)의 Translog 비용함수로 가정하며, v_i 와 v_{li} 는 확률적오차항을 나타낸다. 실제 추정에서는 요소비중식의 합이 항상 1이 되므로 비중방정식 중 하나는 제외해야 하는데 본 연구에서는 원재료 비중식을 제외한다. 따라서 비용(C)과 가격(P_i)은 원재료 가격(P_W)으로 正規化(normalize)하여 추정한다.

III. 資料 및 推定結果

1. 資料

본 연구에서 사용하는 자료는 韓國 製造業 기업들의 10개년간(1984-1993년)의 자료로, 횡단면자료와 시계열자료가 통합된 통합자료(pooling data)이다. 표본기업들은 제조업 상장기업으로서 한국신용평가(주)의 『한국기업총람』에서 추출한 495개의 기업으로 구성되며, 분석에 필요한 자료들은 각 개별기업들

의 각 년도별 財務諸表로부터 얻게 된다. 그러나 동기간 동안 상장되는 기업 및 상장 폐지되는 기업 등이 존재함과 더불어 몇몇 변수들에 관한 정보누락으로 인해 실제의 관찰치는 총 3,204개였다.

生産要素(W, B, K, M)에 대한 비용은 대차대조표와 손익계산서 그리고 제조원가명세서로부터 산출하였다. 사무직 노동비용(C_w)은 손익계산서상의 급여, 임금, 수당, 퇴직금 및 복리후생비의 계정을 이용하였고, 생산직 노동비용(C_b)은 제조원가명세서의 노무비와 복리후생비를 합산하여 사용하였다. 자본비용(C_k)은 부가가치 항목에서 추출된 금융비용, 임차료, 감가상각비를 합산하여 산출하였고, 원재료비용(C_m)은 제조원가명세서의 원재료비를 사용하였다. 총비용은 이들 생산요소들의 비용들을 합산하여 사용하였고($C = C_w + C_b + C_k + C_m$), 각 생산요소들의 비용비중 변수(S_w, S_b, S_k, S_m)들은 總費用(C)에서 각 생산요소의 비용이 차지하는 비중으로 산출하였다. 즉 $S_i = C_i / C$, $i = w, b, k, m$ 이다.

생산요소들의 단위당 價格(P_i)은 생산요소에 대한 費用을 생산요소의 사용량으로 나누어 산출하였다($P_i = C_i / X_i$, $i = w, b, k$). 즉 사무직 노동의 가격(P_w)은 사무직 노동비용(C_w)을 사무직 노동자의 수로 나누어 구하였고, 생산직 노동의 가격(P_b)은 생산직 노동비용(C_b)을 생산직 노동자의 수로 나누어 구하였다.⁶⁾ 자본의 가격(P_k)은 자본비용(C_k)을 자본(=유형고정자산-건설가계정)으로 나누어 산출하였다. 또한 원재료의 가격(P_m)은 각 산업별 생산자 물가지수(1990=100)를 이용하였다. 한편 실제 추정에서는 원재료의 비용 비중방정식을 제외하였으므로 각 생산요소의 가격들은 P_m 으로 나눈 相對價格으로 이용하였다.

생산량 변수(Y)는 실물단위(physical unit)가 타당하겠지만 자료의 제약으로 인해 화폐단위(monetary unit)인 附加價值(value added)를 이용하였다. 또 기술변수(T)는 시간더미(1984=1, 1985=2, ..., 1993=10)로 대신하여 시간의 흐름에 따른 각종 지표들의 변화율을 분석할 수 있도록 하였다.

본 연구에서 사용하는 자료는 시계열자료와 횡단면자료가 통합되어 관찰치

6) 따라서 勞働의 價格은 정기적인 급여뿐만 아니라 상여금, 복리 후생비 등을 모두 포함한다. 기업의 노동에 대한 수요는 임금뿐만 아니라 여러 형태로 지불되는 제반노동비용에 의해서 영향을 받을 것이므로 상여금과 복리 후생비를 포함하여 사용하는 것이 적절하다고 판단된다.

가 충분하므로 전체 제조업의 분석은 물론 산업별 분석도 가능하다. 산업별 분석을 위해서 1992년의 한국표준산업분류(KSIC: Korean Standard Industry Classification)에 의해 9개의 산업으로 표본기업을 분류하였다: 31(음식료품 제조업); 32(섬유, 의복, 가죽제품 제조업); 33(목재 및 나무제품 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); 39(가구 및 기타 제조업). 또한 31-34, 39산업과 같이 비교적 勞動集約的인 산업은 輕工業(light industry)으로, 35-38산업과 같이 비교적 資本集約的인 산업은 重工業(heavy industry)으로 대별하여 분석하였다.

실증분석에서 사용된 변수들의 평균과 표준편차는 <표 1>에 요약되어 있다.

<표 1> 주요변수들의 평균과 표준편차

산업 분류	관찰 치수	기업수	변 수							
			C	S _k	S _b	S _w	P _k	P _b	P _w	Y
전체	3204	495	17.763 (1.246)	0.135 (0.072)	0.140 (0.082)	0.067 (0.063)	0.308 (0.191)	9.179 (0.497)	9.315 (0.485)	16.767 (1.211)
31	330	48	18.170 (0.927)	0.151 (0.077)	0.094 (0.059)	0.091 (0.064)	0.311 (0.122)	9.024 (0.591)	9.610 (0.688)	17.095 (0.973)
32	507	80	17.727 (1.132)	0.139 (0.074)	0.153 (0.078)	0.060 (0.561)	0.347 (0.317)	8.905 (0.392)	9.182 (0.466)	16.743 (1.247)
33	27	4	17.987 (0.289)	0.111 (0.059)	0.142 (0.047)	0.038 (0.013)	0.267 (0.159)	9.029 (0.320)	9.489 (0.339)	16.962 (0.377)
34	166	27	17.327 (0.871)	0.145 (0.052)	0.109 (0.046)	0.043 (0.045)	0.294 (0.199)	9.316 (0.364)	9.191 (0.461)	16.227 (0.959)
35	722	105	17.569 (1.191)	0.143 (0.072)	0.110 (0.062)	0.107 (0.093)	0.310 (0.167)	9.275 (0.512)	9.431 (0.374)	16.680 (1.038)
36	165	25	17.785 (1.011)	0.208 (0.085)	0.201 (0.089)	0.056 (0.023)	0.232 (0.087)	9.509 (0.389)	9.267 (0.412)	17.216 (1.033)
37	237	37	18.552 (1.331)	0.105 (0.068)	0.102 (0.058)	0.023 (0.014)	0.255 (0.127)	9.479 (0.376)	9.422 (0.366)	17.230 (1.368)
38	982	158	17.686 (1.417)	0.117 (0.059)	0.167 (0.088)	0.050 (0.029)	0.317 (0.159)	9.160 (0.478)	9.207 (0.469)	16.639 (1.351)
39	68	11	17.394 (0.940)	0.115 (0.061)	0.263 (0.084)	0.066 (0.026)	0.261 (0.161)	9.123 (0.326)	9.207 (0.349)	16.637 (1.028)

주: 1) ()는 표준편차(standard deviation)임.

2) C, P_b, P_w, Y의 단위는 천원이며, LOG를 취한 값의 통계치임.

2. 推定結果

(1) 生産技術

표본기업 전체의 통합자료를 이용한 비용함수 체계의 추정결과가 <표 2>에 요약되어 있다. <표 2>에는 비효율성을 제거하기 전의 1단계 추정결과와, 이를 이용하여 비효율성을 제거하고 회귀분석한 2단계의 비용변경 추정결과를 구분하여 제시하였다. 1단계와 2단계에서의 계수 추정치들은 큰 차이를 보이고 있지 않기 때문에, 본 논문에서는 2단계의 회귀분석을 토대로 분석하고자 한다.

<표 2> 계수 추정결과: 전체 제조업(관찰치수 : 3204개)

계 수	제 1 단계 추정		제 2 단계 추정	
	추정치	표준오차	추정치	표준오차
α_0	20.300*	0.774	19.846*	0.871
α_k	0.149*	0.022	0.146*	0.022
α_b	0.107*	0.027	0.110*	0.027
α_w	0.029***	0.017	0.032**	0.017
α_y	-1.362*	0.086	-1.344*	0.097
β_{yy}	0.150*	0.005	0.149*	0.006
β_{ky}	0.008*	0.001	0.008*	0.001
β_{by}	-0.006*	0.001	-0.006*	0.122
β_{wy}	-0.005*	0.0007	-0.005*	0.0007
β_{kk}	0.035*	0.001	0.035*	0.001
β_{kb}	-0.013*	0.001	-0.014*	0.001
β_{kw}	-0.005*	0.0006	-0.005*	0.0007
β_{bb}	0.014*	0.002	0.013*	0.002
β_{ww}	0.012*	0.001	0.012*	0.001
β_{bw}	-0.005*	0.001	-0.005*	0.001
α_l	0.113*	0.033	0.120*	0.037
β_{ll}	0.013*	0.002	0.013*	0.002
β_{kl}	0.006*	0.0003	0.006*	0.0004
β_{bl}	0.004*	0.0004	0.004*	0.0004
β_{wl}	0.004*	0.0002	0.004*	0.0002
β_{yl}	-0.020*	0.002	-0.020*	0.002
\bar{R}^2	C	0.949	0.937	
	S_k	0.664	0.664	
	S_b	0.766	0.765	
	S_w	0.859	0.858	
LLF		19231.62	18820.93	

주 : 1) LLF은 Log of Likelihood Function을 나타냄.

2) (*, **, ***)은 1%(5%, 10%)의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

계수 추정결과, 총 21개의 추정계수 중 α_k 만 5% 정도의 유의수준에서 유의하였으며 나머지 추정계수들은 모두 1%의 높은 유의수준에서 유의함을 보이고 있다. 모형의 설명력(\bar{R}^2)도 모든 추정식에서 매우 높은 것으로 나타나고 있다.⁷⁾

한국제조업의 생산기술이 同調的인가를 분석하기 위해 $\beta_{k_1} = \beta_{b_1} = \beta_{w_1} = 0$ 라는 귀무가설을 우도비율(Likelihood Ratio)을 이용하여 검정하였다. 검정 통계량은 $\chi^2(3) = 134.76$ 이었으며 매우 높은 유의수준에서 귀무가설이 기각되었다.⁸⁾ 따라서 한국 제조업의 생산기술은 동조적이지 않음은 물론 동차적이지 않으며, 이는 남성일(1990)과 일치된 결과이다.

또 한국 제조업의 기술진보의 형태를 살펴보기 위해서 $\beta_{k_1} = \beta_{b_1} = \beta_{w_1} = 0$ 라는 귀무가설을 검정하였다. 만약 귀무가설이 채택된다면 기술진보는 Hicks中立的인 것이다. 우도비율을 이용한 검정 통계량은 $\chi^2(3) = 555.26$ 으로 귀무가설이 기각되어, Hicks 중립적인 기술진보가 이루어지지 않았음을 보여준다. 기술진보가 Hicks 중립적이지 않을 경우 기술진보의 유형은, 생산요소의 비용비중(S_i)에 미치는 영향을 나타내는, β_{i_1} 계수($i = k, b, w, m$)를 분석하면 알 수 있다. β_{k_1} 는 0.006, β_{b_1} 는 0.004 그리고 β_{w_1} 는 0.004로 모두 유의적인 陽의 값이었고, β_{m_1} 는 -0.014로서 陰의 값을 가진다.⁹⁾ 결국 技術進歩는 원재료 비용비중을 감소시키며 다른 모든 생산요소들의 비용비중을 증가시킴으로써, 원재료 절약적이며 자본·생산직·사무직 노동 사용적인 형태로 발생하고 있음을 알 수 있다.

따라서 한국제조업은 비동조적인 생산기술과 비중립적인 기술진보로 인해서, 산출량이 증가할 때 총생산비용과 각 생산요소의 비용비중은 산출량 증가율과는 다른 비율로 변화하게 됨을 알 수 있다.

비용함수의 추정을 통해 技術進歩의 中立性을 분석한 기존연구를 살펴보면, 최정표(1987)는 Hicks중립적 기술진보 가설을 기각한 반면에, 남성일(1990)은

7) 그러나 로그우도 값은 2단계 추정에서 약간 낮아지고 있다. 이것은 본 논문에서와 같이 각 관찰치별로 비효율성을 제거하고 COLS로 비용변경을 재측할 경우, σ_u^2/σ_v^2 의 값이 낮다면 이러한 가능성이 나타날 수 있을 것으로 추측되며, 이에 대한 자세한 분석은 향후의 연구과제로 남긴다.

8) 검정 통계량은 $-2 \cdot (LR - LU)$ 이며 이것은 自由度가 3인 χ^2 분포를 이룬다. 여기서 LR(LU)은 제약이 가해진(없는) 로그우도값을 나타내며, 그 임계값은 $\chi^2_{0.05}(3) = 12.84$ 이다.

9) β_{m_1} 의 추정치는 부가조건인 (3-3)으로부터 구할 수 있다.

이 가설을 채택하고 있다. 그리고 최정표는 기술변화의 편기가 자본과 원료 사용적이며, 노동과 에너지 절약적임을 보여주었다.

〈표 3〉에는 전체 제조업과 중·경공업 표본에서의 생산성 지표들—총비용의 산출량 탄력성(ε_{cy}), 규모의 경제성(ES), 비용의 시간변화율(ε_{ct}) 및 총요소생산성의 증가율(ε_{yt}) 등—을 제시하였다.

총비용의 산출량 탄력도(ε_{cy})는 0.826으로 1 보다 낮게, 그리고 규모의 경제(ES)는 0.174로 零보다 크게 계측되었다. 이는 생산량의 증가에 따라서 平均費用이 감소함을 의미하여 규모에 대한 보수증가가 존재함을 나타낸다.¹⁰⁾ 이 결과는 우리나라 상장기업의 규모가 규모의 비경제가 발생할 정도로 적정수준을 넘어서고 있지는 않음을 시사한다.

기술진보의 정도는 총비용의 시간 변화율을 통해서 파악할 수 있다. 총비용의 시간에 대한 변화율(ε_{ct})은 -0.015로 매우 낮은 값을 보이고 있어 표본기간 동안의 기술진보는 매우 미약한 것으로 나타났다. 이러한 낮은 기술진보는 낮은 총요소 생산성의 증가율과 동시에 일어나고 있다. 總要素生産性の増加率(ε_{yt})은 0.018로 零에 가까운 陽의 값을 보이고 있어 추정기간 동안 총요소 생산성의 증가가 매우 미약하였음을 알 수 있다.

〈표 3〉 생산성 지표들(기간 평균)

	전제조업		중공업		경공업		Z-통계량
	추정치	표준오차	추정치	표준오차	추정치	표준오차	
ε_{cy}	0.826*	(0.009)	0.883*	(0.011)	0.798*	(0.018)	141.436
ES	0.174*	(0.009)	0.117*	(0.011)	0.202*	(0.018)	-141.436
ε_{ct}	-0.015*	(0.002)	-0.012*	(0.003)	-0.028*	(0.005)	100.899
ε_{yt}	0.018*	(0.003)	0.014*	(0.004)	0.035*	(0.006)	-113.223

주 : 1) $\varepsilon_{cy} = \partial \ln C / \partial \ln Y$, $ES = 1 - \varepsilon_{cy}$, $\varepsilon_{ct} = \hat{c} \ln C / \hat{c} T$, $\varepsilon_{yt} = \partial \ln Y / \partial T$.

2) Z-통계량 = $(x_h - x_l) / (s_h^2/n_h + s_l^2/n_l)^{1/2}$, h = 중공업, l = 경공업.

3) *는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

10) 총비용의 산출량 탄력도(ε_{cy})를 이용하면 평균비용의 산출량 탄력도를 구할 수 있다. 즉 평균비용의 산출량 탄력도는 $\partial \ln (C/Y) / \partial \ln Y = \partial \ln C / \partial \ln Y - 1 = \varepsilon_{cy} - 1$ 이다. 또한 규모에 대한 보수는 비용의 산출량 탄력도의 逆數($\partial \ln Y / \partial \ln C$)로도 계산이 가능하며 그 값은 1.210로 나타나 규모에 대한 보수증가가 존재하고 있음을 보여준다.

한편 <표 3>에는 중공업과 경공업에서의 각종 생산성 지표들과 그 지표들의 차이가 유의적인가를 검정하기 위한 Z-통계량이 제시되어 있다.¹¹⁾ 이 Z-통계량에 의하면 두 표본에서의 각종 지표들의 차이가 매우 높은 유의수준에서 모두 통계적으로 유의함을 보여준다.

총비용의 산출량 탄력도(ε_{cy})는 중공업과 경공업 기업에서 각각 0.883, 0.798로 계측되었다. 즉, 산출량을 1% 증가시키면 비용은 중공업과 경공업에서 각각 0.883%, 0.798% 증가함을 의미한다. 그리고 중공업과 경공업에서 비용의 시간변화율(ε_{ct})은 각각 -0.012, -0.028로 나타나, 미약하지만 기술의 진보는 중공업보다는 경공업에서 더 크게 발생하고 있음을 보여주고 있다. 또한 總要素生産性の 증가율도 경공업(0.035)이 중공업(0.014)보다 더 높게 추정되었다.

결론적으로, 경공업은 중공업에 비해 규모에 대한 보수를 보다 크게 누리고 있으며, 기술진보와 총요소 생산성의 증가도 경공업에서 더 빠른 속도로 이루어지고 있음을 알 수 있다.

(2) 價格 및 偏代替彈力性

전체 제조업과 경·중공업 표본을 대상으로 식 (9)를 이용하여 구한 價格 및 偏代替彈力性 추정치가 <표 4>에 제시되어 있다. 대체탄력성 추정결과, 자기편 대체탄력성(σ_{ii})은 모두 1%의 유의수준에서 유의적인 陰의 값을 갖는 것으로 나타났는데 이것은 비용함수의 볼록성 조건(convexity)들을 충족하고 있음을 나타낸다(자기 편대체탄력성 결과는 보고하지 않고 생략한다). 또한 생산요소간의 대체탄력성들도 유의적인 양의 값을 가짐으로써 모든 생산요소가 서로 대체관계에 있음을 보여주고 있다. 특히 원재료와 다른 생산요소간의 대체탄력성이 상대적으로 높게 계측되었다.

먼저 전체 제조업에서 원재료와 다른 생산요소와의 대체관계를 살펴보면, 원재료-생산직 노동간의 代替彈力性(σ_{lm})이 1.054로 가장 높게 나타났고, 원재

11) '두 표본의 지표들이 유의하게 다른가'를 검정하는 것은 그 지표들의 정확한 분포를 알 수 없기 때문에 쉽지 않다. 그러나 추정된 지표들이 모집단의 평균들을 반영한다고 가정할 경우, 중심극한정리(central limit theorem)에 의해, 두 표본 (i, j)에서의 지표차이는 평균이 0이고, 표준편차가 $(s_i^2/n_i + s_j^2/n_j)^{1/2}$ 인 점근적 정규분포(asymptotically normal distribution)를 가질 것이다. 여기서 s_i 와 n_i 는 표본 i 에서 도출된 추정치의 표준오차와 표본수를 나타낸다(Andrikopoulos and Brox, 1992).

〈표 4〉 편대체탄력성(σ_{ij}) 및 가격탄력성(η_{ij}) (1993년)

구분	전체(3204)		중공업(2106)		경공업(1098)		Z-통계량
	추정치	표준오차	추정치	표준오차	추정치	표준오차	
σ_{kb}	0.382*	0.050	0.154**	0.070	0.593*	0.071	-166.166
σ_{kw}	0.520*	0.068	0.148	0.095	0.856*	0.095	-199.326
σ_{bw}	0.528*	0.103	0.735*	0.136	0.202	0.159	94.314
σ_{km}	0.818*	0.021	0.851*	0.027	0.796*	0.033	47.375
σ_{bm}	1.054*	0.029	1.120*	0.035	1.038*	0.050	48.484
σ_{wm}	0.942*	0.039	0.977*	0.048	0.969*	0.061	3.765
η_{kk}	-0.613*	0.009	-0.588*	0.012	-0.644*	0.014	107.334
η_{bb}	-0.761*	0.015	-0.799*	0.018	-0.743*	0.025	-65.699
η_{kw}	-0.753*	0.014	-0.767*	0.018	-0.757*	0.023	-12.497
η_{wm}	-0.343*	0.007	-0.341*	0.008	-0.360*	0.012	44.619
η_{kb}	0.057*	0.007	0.022**	0.010	0.090*	0.010	-170.261
η_{bk}	0.055*	0.007	0.020**	0.009	0.093*	0.011	-182.046
η_{kw}	0.036*	0.004	0.009	0.006	0.068*	0.007	-223.369
η_{wk}	0.075*	0.009	0.020	0.013	0.134*	0.014	-214.567
η_{bw}	0.036*	0.007	0.046*	0.008	0.016	0.012	70.578
η_{wb}	0.079*	0.015	0.108*	0.020	0.030	0.024	90.609
η_{km}	0.519*	0.013	0.556*	0.017	0.486*	0.020	97.514
η_{mk}	0.118*	0.003	0.115*	0.003	0.125*	0.005	-53.008
η_{bm}	0.669*	0.018	0.732*	0.023	0.633*	0.030	93.920
η_{mb}	0.159*	0.004	0.164*	0.005	0.158*	0.007	25.433
η_{wm}	0.598*	0.024	0.639*	0.031	0.591*	0.037	35.614
η_{mw}	0.065*	0.002	0.061*	0.003	0.077*	0.004	-97.656

주: 1) $\eta_{ij} = \partial \ln X_i / \partial \ln P_j$

2) Z-통계량 = $(x_h - x_l) / (s_h^2/n_h + s_l^2/n_l)^{1/2}$, h = 중공업, l = 경공업.

3) *(**)는 1%(5%) 유의수준에서 유의함.

료·생산직 노동간의 代替彈力性(σ_{bm})이 1.054로 가장 높게 나타났고, 원재료·사무직 노동간의 대체탄력성(σ_{wm})은 0.942, 원재료·자본의 대체 탄력성(σ_{km})은 0.818로 추정되었다. 따라서 원재료와의 대체가 가장 용이한 생산요소는 생산직 노동이며, 다음으로 사무직 노동 그리고 자본의 순으로 대체가 용이한 것으로 나타났다. 특히 생산직 노동과의 대체가능성이 사무직 노동과의 그것보다 높게 계측되었음은 생산직 노동과 원재료는 생산현장에 직접 투입되는 생산요소이므로 사무직보다는 그 대체가능성이 높기 때문인 것으로 해석된다.

자본과 노동의 대체탄력성을 살펴보면, 자본·사무직 노동간의 대체탄력성(σ_{kw})은 0.520로 자본·생산직 노동(σ_{kb})의 0.382 보다 더 높게 나타났다. 이 결

과는 만약 사무직 노동이 생산직 노동에 비해 상대적으로 고등인력이라고 한다면, 고등인력이 자본과의 대체관계가 더 약하다는 Rosen(1968)의 가설과 상반된 결과를 할 수 있다. 한편 생산직-사무직 노동간의 偏代替彈力性(σ_{bk})은 0.528로 나타났다.

한국 제조업에 있어서 자본-노동의 편대체탄력성을 Translog 비용함수를 이용하여 추정한 연구로는 남성일(1990), 신의순(1983), 표학길(1984), 최정표(1987) 등이 있으나, 그 추정결과는 연구자에 따라 차이가 있다. 남성일은 자본-생산직 노동 및 자본-사무직 노동의 대체탄력성을 각각 1.850와 1.395로, 신의순은 자본-노동의 대체탄력성을 0.147~0.183으로, 표학길은 자본-노동의 대체탄력성을 0.55로 계측하여 노동-자본의 대체관계를 보여주었다. 그러나 최정표는 자본-노동의 대체탄력성을 -0.57로 계측하여 이들의 관계가 補完財임을 보였다.

한편 미국 제조업의 경우에는, 생산직-자본의 대체탄력성은 陽으로 추정되어 두 생산요소가 대체관계에 있음을 보이고 있으나, 사무직-자본의 경우에는 연구자에 따라 陽 혹은 陰으로 추정하여 대체·보완관계가 명확하지는 않다. Berndt and White(1978)는 생산직-자본과 사무직-자본의 대체탄력성을 각각 0.91, 1.09로, Clark and Freeman(1977)은 각각 2.10, -1.98로, Dennis and Smith(1978)는 각각 0.14, 0.38로, Denny and Fuss(1977)는 각각 1.50, -0.91로, Kesselman et al.(1977)은 각각 1.28, -0.48로 추정하였다.¹²⁾

自己價格彈力性은 모든 생산요소에서 비탄력적인 것으로 나타났고 있는데 노동에 대한 탄력성이 상대적으로 높은 것으로 계측되었다(자본(η_{kk}) = -0.613, 생산직노동(η_{bb}) = -0.761, 사무직노동(η_{sk}) = -0.753, 원재료(η_{mm}) = -0.343). 만약 생산요소의 가격들이 동일한 비율로 상승한다면, 생산직, 사무직, 자본 및 원재료의 순으로 그 수요량이 보다 많이 감소하게 될 것이다. 이러한 추정결과는 사무직 노동의 고용이 생산직 노동의 고용보다 더 안정적임을 의미하며, 勞動의 自己價格彈力性에 관한 기존의 연구들과도 일치된 것이다.¹³⁾

기존의 연구들도 대체로 생산직 노동의 자기가격탄력성이 사무직 노동의 그것보다 더 彈力的인 것으로 추정하였다. 남성일(1990)은 생산직 노동과 사무

12) 자세한 논의는 Hamermesh(1986)를 참조할 것.

13) 본 연구의 경우 두 탄력성의 차이는 매우 유의하나 그 차이는 미약한 것임을 감안하여 추정 결과를 해석하여야 할 것이다.

직 노동의 자기가격탄력성을 각각 -0.753 , -0.552 로, 그리고 Bognanno and Rhee(1989)는 각각 -0.16 , -0.03 으로 계측하였다. Berndt and White(1978)는 생산직 노동과 사무직 노동의 자기가격탄력성을 각각 -1.23 , -0.72 로, Clark and Freeman(1977)은 각각 -0.58 , -0.22 로, Kesselman et al.(1977)은 각각 -0.34 , -0.19 로 추정하였다.

交叉價格彈力性은 자기가격탄력성에 비해 상대적으로 낮게 계측되었다. 자본가격의 변화에 따른 생산직 노동, 사무직 노동 그리고 원재료의 교차탄력성(η_{lk} , η_{sk} , η_{mk})은 각각 0.055 , 0.075 , 0.118 으로 나타나 자본가격의 변화에 대해 원재료가 가장 민감하게 반응하는 생산요소임을 알 수 있다. 또한 자본가격이 인하될 때 생산직 노동자보다는 사무직 노동자의 수요가 더 크게 감소하는 것으로 나타났다.

원재료의 가격변화에 따른 생산요소의 交叉彈力性들은 다른 교차탄력성에 비해 상대적으로 높게 계측되었으며, 다른 생산요소들의 가격변화에 따른 원재료의 탄력성은 상대적으로 낮게 계측되었다. 원재료의 가격변화에 따른 생산요소들의 교차탄력성은 생산직, 사무직, 자본의 순서로 나타났다. 특히 생산직 노동의 임금변화에 따른 사무직 노동 수요량의 변화($\eta_{mv}=0.079$)는 사무직 노동의 임금변화에 따른 생산직 노동 수요량의 변화($\eta_{bw}=0.036$)보다 크게 나타났다.

한편, 輕工業과 重工業의 대체탄력성을 비교하여 살펴보면, 자본과 노동에서 큰 차이가 있음을 알 수 있다. 즉 경공업에서의 자본과 노동의 대체탄력성이 중공업에서의 그것보다 높게 계측되었고 그 차이 또한 유의적인 것으로 나타났다. 이것은 중공업보다는 경공업에서 노동과 자본의 대체가 상대적으로 용이함을 의미한다. 또한 사무직 노동과 생산직 노동간의 대체의 용이성 정도는 중공업에서 더 높은 것으로 계측되었다.

자기가격탄력성의 경공업-중공업 표본의 특성을 보면, 경공업은 중공업에 비해 자본과 원재료에서, 중공업은 경공업에 비해 노동에서 상대적으로 彈力的인 것으로 계측되었다. 교차탄력성의 경우에는, 중공업보다는 경공업에서 자본과 노동의 교차탄력성이 상대적으로 높게 계측되었다. 이는 자본과 노동의 대체탄력성이 중공업보다 경공업에서 높다는 데에 기인할 것이다.

(3) 産業別 推定結果

지금까지는 모든 산업이 동일한 生産技術을 갖는다는 가정 하에서 전체 제조업(혹은 경·중공업)의 추정결과를 검토하였으나, 산업별로 생산기술이 상이하다면 산업에 따라 요소의 需要構造가 다를 수 있다. 따라서 본 절에서는 KSIC의 중분류로 세분한 산업별 추정결과를 토대로 생산기술과 가격 및 대체탄력성을 분석하고자 한다.

산업별 추정결과는 부록에 요약되어 있다. 33번 산업은 관측치의 수가 27개에 불과하여 산업별 추정에서는 제외하였으며, 37번 산업은 추정결과 $\hat{\sigma}_w^2 < 0$ 이어서 제 1단계의 추정결과를 보고하였다.

<표 5>에는 産業別로 추정된 생산성지표들과 가격 및 편대체탄력성들이 보고되어 있다. LRH는 $\beta_{ky} = \beta_{ny} = \beta_{by} = 0$ 라는 귀무가설을 검정하여 生産技術의 同調性 여부를 분석하는 우도통계량이며, LRT는 $\beta_{kl} = \beta_{ml} = \beta_{nl} = 0$ 라는 귀무가설을 검정하여 기술진보의 유형을 분석하는 우도통계량이다. 우도비 검정결과, 대부분의 산업에서 생산기술은 동조적이 아니며 Hicks 중립적인 기술진보가 일어나지 않았음을 보여준다. 특히 기술진보의 유형은 모든 산업에서 β_{kl} , β_{ml} , β_{nl} 가 유의적인 陽으로 계측되어 원재료 절약적이며, 자본과 노동 사용적인 기술진보가 일어났음을 알 수 있다.

산업별로 정도의 차이는 있으나 ε_{cy} 는 1보다 작게 그리고 ES는 0 보다 크게 계측되어, 모든 산업이 規模의 經濟를 누리고 있는 것으로 나타났다. 또한 ε_{cl} 와 ε_{yl} 의 추정결과는, 추정치가 유의하지 않은 34번 산업을 제외할 경우, 대체로 技術進步와 총요소생산성의 증가가 표본기간 동안 매우 미약하였음을 보여준다.

대체탄력성들은 유의적인 陽의 값을 갖거나 陰의 값을 갖는 경우에는 대체로 유의적이지 못함으로써 각 생산요소들이 대체관계에 있음을 알 수 있다. 그러나 그 크기는 산업에 따라서 상당한 차이가 있는 것으로 나타나고 있다. 특히 37번 산업에서 자본-생산직의 대체탄력성만이 유일하게 유의한 陰의 값을 가짐으로써 이들의 관계는 補完的임을 보여주었다.

資本-勞動의 대체탄력성은 32번 산업에서 가장 높게 계측되었고(자본-생산직 = 0.656, 자본-사무직 = 1.041), 특히 37번 산업에서는 자본-생산직의 대체탄력성이 유의적인 陰의 값으로 계측되었다. 자본-원재료의 경우는 39번 산업(0.314)에서 가장 낮았고 34번 산업에서 0.940로 가장 높았으며, 나머지 산업

〈표 5〉 산업별 생산성지표들(기간평균)과 가격 및 대체탄력성 추정치(1993)

구분	31	32	34	35	36	37	38	39
ε_{cy}	0.931* (0.035)	0.755* (0.024)	0.690* (0.057)	0.847* (0.020)	0.899* (0.027)	0.896* (0.025)	0.905* (0.017)	0.876* (0.048)
ES	0.069** (0.035)	0.245* (0.024)	0.310* (0.057)	0.153* (0.020)	0.101* (0.027)	0.104* (0.025)	0.095* (0.017)	0.124* (0.048)
ε_{ct}	-0.043* (0.007)	-0.030* (0.007)	0.024 (0.016)	-0.011** (0.005)	-0.010 (0.006)	-0.012 (0.007)	-0.018* (0.005)	-0.043* (0.014)
ε_{yt}	0.047* (0.007)	0.040* (0.009)	-0.034 (0.025)	0.013** (0.006)	0.011 (0.007)	0.013 (0.008)	0.020* (0.005)	0.050* (0.016)
σ_{kb}	0.601* (0.221)	0.656* (0.094)	0.125 (0.121)	0.588* (0.103)	-0.161 (0.149)	-0.575* (0.224)	0.038 (0.109)	0.580** (0.230)
σ_{kw}	0.300 (0.205)	1.041* (0.136)	0.087 (0.259)	0.261 (0.135)	-0.283 (0.204)	-0.107 (0.263)	-0.098 (0.139)	0.866** (0.368)
σ_{bw}	-0.145 (0.281)	0.308 (0.257)	0.544 (0.523)	1.378* (0.189)	0.610** (0.243)	-1.019 (0.740)	0.141 (0.176)	1.010** (0.400)
σ_{km}	0.808* (0.074)	0.808* (0.046)	0.940* (0.055)	0.789* (0.042)	0.860* (0.107)	0.893* (0.058)	0.880* (0.045)	0.314** (0.142)
σ_{bm}	0.875* (0.101)	1.231* (0.076)	0.680* (0.100)	0.989* (0.053)	1.512* (0.103)	1.175* (0.103)	1.078* (0.054)	0.901* (0.142)
σ_{um}	1.327* (0.085)	0.841* (0.099)	0.778* (0.164)	0.902* (0.072)	1.210* (0.146)	1.277* (0.133)	1.202* (0.067)	0.262 (0.241)
η_{kk}	-0.618* (0.040)	-0.672* (0.019)	-0.646* (0.028)	-0.589* (0.021)	-0.391* (0.056)	-0.621* (0.033)	-0.578* (0.019)	-0.379* (0.051)
η_{bb}	-0.652* (0.043)	-0.859* (0.041)	-0.500* (0.054)	-0.843* (0.024)	-0.791* (0.048)	-0.809* (0.067)	-0.720* (0.029)	-0.624* (0.079)
η_{uw}	-0.900* (0.030)	-0.717* (0.040)	-0.600* (0.071)	-0.771* (0.033)	-0.712* (0.043)	-0.859* (0.051)	-0.800* (0.021)	-0.529* (0.083)
η_{mw}	-0.332* (0.021)	-0.403* (0.019)	-0.272* (0.020)	-0.331* (0.013)	-0.585* (0.035)	-0.248* (0.015)	-0.354* (0.013)	-0.303* (0.048)
LRT	101.98*	161.71*	31.66*	118.64*	61.98*	20.55*	192.29*	43.20*
LRH	15.02*	6.46***	42.22*	48.29*	23.98*	27.80*	97.39*	10.58*

주: 1) 괄호안은 표준오차임.

2) (**, ***)은 1% (5%, 10%) 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

3) 33번 산업(4개 기업, 27개의 관측치)은 관측치의 부족으로 추정에서 제외함.

4) 37번 산업은 추정실패로 인해 1단계의 추정결과를, 나머지 산업은 모두 2단계 추정결과임.

은 0.789(35)~0.893(37) 사이에 집중되어 있다. 원재료-생산직노동은 0.680(34)~1.512(36) 사이에, 그리고 원재료-사무직노동은 0.778(34)~1.327(31) 사이에 나타나고 있다. 사무직-생산직 노동은 35번 산업에서 1.378로 가장 탄력적으로 계측되었다.

생산요소간의 代替彈力性을 산업별로 살펴보면, 31, 37, 38번 산업에서는 원재료-사무직이, 32, 36번 산업에서는 원재료-생산직이, 그리고 35, 39번 산업에서는 사무직-생산직의 대체가 상대적으로 잘 이루어지고 있는 것으로 나타났다.

自己價格彈力性은 모든 생산요소에서 비탄력적으로 계측되었으며 산업별로 큰 편차가 존재하지 않았다. 이중 원재료의 가격탄력성은 다른 생산요소보다는 상대적으로 비탄력적인 것으로 추정되었다. 자본, 생산직, 사무직 그리고 원재료의 자기가격 탄력성은 각각 $-0.379 \sim -0.672$, $-0.500 \sim -0.859$, $-0.529 \sim -0.900$, $-0.248 \sim -0.585$ 의 사이에 존재하고 있다.

IV. 結 論

본 연구는 韓國 製造業의 生産技術 및 生産要素의 수요구조를 Translog 費用函數體系를 추정하여 분석하였다. 실증분석에서 사용한 자료는 한국 제조업 상장기업 495개의 10년간(1984-1993)의 통합자료(3204개의 관찰수)이다. 또한 추정에 있어서는 추정의 효율성을 높이기 위해 확률적 비용변경 모형(stochastic cost frontier model)을 응용하였다.

본 연구의 結果를 다음과 같이 몇 가지로 要約할 수 있다.

첫째, 한국 제조업에는 전체적으로 規模의 經濟가 존재하며, 그 크기는 경공업이 중공업보다 더 큰 것으로 계측되었다.

둘째, 한국 제조업의 생산기술은 同調的이지 않으며, 기술진보는 Hicks 중립적이지 않다. 이것은 생산량을 증대시켜갈 때 총생산비용과 각 생산요소의 비용비중이 생산량의 증가율과는 다른 비율로 변화하게 됨을 의미한다.

셋째, 技術進歩는 추정기간 동안에 매우 미약한 것으로 나타났으며 원재료 절약적인 형태로 이루어졌다. 또한 중요소 생산성도 추정기간 동안 매우 낮은 증가율을 보여 주었다.

넷째, 製造業 全體로 보면 모든 생산요소가 代替關係에 있음을 확인하였으

며, 원재료와 다른 생산요소사이에는 강한 대체관계가 존재하였다. 원재료와 생산직 노동의 대체가 가장 용이하였고, 자본-사무직 노동의 대체탄력성은 자본-생산직 노동의 그것보다 높게 계측되었다. 自己價格彈力性은 모든 생산요소에서 비탄력적으로 계측되었으며, 노동에 대한 탄력성은 상대적으로 높게 그리고 원재료에 대한 탄력성은 상대적으로 낮게 나타났다.

다섯째, 輕工業에서의 자본과 노동의 대체탄력성이 重工業에서의 그것보다 높게 계측되었고, 사무직 노동과 생산직 노동의 대체탄력성은 중공업에서 더 높은 것으로 계측되었다. 경공업에서는 중공업에 비해 자본과 원재료의 자기가격탄력성이 상대적으로 높게 나타났고, 중공업에서는 경공업에 비해 노동이 상대적으로 탄력적으로 나타났다.

여섯째, 細部 産業別 推定結果, 대체탄력성들은 대부분의 산업에서 유의적이지 못한 陰이거나 유의적인 陽으로 계측되었으며 그 크기는 산업별로 상당한 차이가 있음을 확인할 수 있었다. 특히 산업 37에서는 자본-생산직의 대체탄력성이 유의적인 陰으로 계측되었다. 그러나 자기가격탄력성의 경우에는 모든 생산요소가 비탄력적인 것으로 추정되었으며 산업별로 큰 편차가 나타나지 않았다.

參 考 文 獻

1. 남성일, “한국제조업의 대체탄력성과 노동수요탄력성: Translog 비용함수에 의한 추정,” 『경제학연구』, 제38집, 1990, pp. 359-384.
2. 신의순, “한국 제조업의 에너지, 자본, 노동요소간 대체성에 관한 연구,” 『연세논총』, 1983, pp. 129-147.
3. 최정표, “한국과 대만의 제조업부문 생산구조 비교: 요소의 생산성, 수요탄력성 및 요소간의 대체성을 중심으로,” 『한국경제연구』, 제1집, 한국경제연구원, 1987, pp. 73-92.
4. 표학길, “Elasticities of Substitution and Technical Progress in a Developing Economy : The Case of Korea, 1963-1981,” 『1983년 정기학술발표대회 논문집』, 한국경제학회, 1984.
5. Aigner, D. J., C. A. K. Lovell and P. Schmidt, “Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models,” *Journal of*

- Econometrics*, Vol.6, 1977, pp. 21-37.
6. Allen, R.G.D., *Mathematical Analysis for Economists*, London: Macmillan, 1938.
 7. Andreas A. Andrikopoulos and James A. Brox, "Cost Structure, Inter-factor Substitution and Complementarity, and Efficiency in the Canadian Agricultural Sector," *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol.40, 1992, pp.253-269.
 8. Bauer, P. W., "Recent Developments in the Econometric Estimation of Frontiers," *Journal of Econometrics*, Vol.46, 1990, pp. 39-56.
 9. Berndt, E and M. Khaled, "Parametric Productivity Measurement and Choice among Flexible Functional Forms," *Journal of Political Economy*, Vol.87, 1979, pp. 1220-1246.
 10. Berndt, E. and C. White, "Income Redistribution and Employment Effects of Rising Energy Prices," unpublished paper, Univ. of British Columbia, 1978.
 11. Bognanno, M. F and Rhee Yinsog, "Demand for Male and Female Labor, Energy, and Capital Inputs in Korean Manufacturing," unpublished paper, Sajong Institute, 1989.
 12. Clark, K. and R. Freeman, "Time-series Models of the Elasticity of Demand for Labor in Manufacturing," unpublished paper, Havard Univ. , 1977.
 13. Dennis, F and V. K. Smith, "A NeoClassical Analysis of the Demand for Real Cash Balances by Firm," *Journal of Political Economy*, Vol. 86, 1978, pp. 793-814.
 14. Denny, M. and M. Fuss, " The Use of Approximation Analysis to Test for Separability and the Existencne of Consistent Aggregates," *American Economic Review*, Vol.67, 1977, pp. 404-418.
 15. Greene, W. H., "On the Estimation of a Flexible Frontier Production Model," *Journal of Econometrics*, Vol.13, 1980, pp. 101-115.
 16. Greene, W. H., "The Econometric Approach to Efficiency Measurement," Stern School of Business, New York University, 1991, mimeo.

17. Hamermesh, D. S., "The Demand for Labor in the Long Run," in Ashenfelter, O. and R. Layard, eds., *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, 1986, pp. 429-471.
18. Jondrow, J., C. A. Knox Lovell, Ivan S. Materov, and Peter Schmidt, "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model," *Journal of Econometrics*, Vol.19, 1982, pp. 233-238.
19. Kesselman, J., S. Williamson and E. Berndt, "Tax Credits for Employment rather than Investment," *American Economic Review*, Vol.67, 1977, pp. 339-349.
20. Kumbhakar, S. C., "Estimation of Technical Efficiency using Flexible Functional Form and Panel Data," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.7, 1989, pp. 253-258.
21. Kumbhakar, S. C., "A Re-examination of Returns to Scale, Density and Technical Progress in U.S. Airlines," *Southern Journal of Economics*, Vol.57, 1990, pp. 428-442.
22. Meeusen, Wim and Julien van den Broeck, "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error," *International Economic Review*, Vol.8, 1977, pp. 435-444.
23. Nadiri, M. Ishaq and M. A. Schankerman, "The Structure of Production, Technological Change, and the Rate of Growth of Total Factor Productivity in the U.S. Bell System," in Thomas G. Cowing and Rodney E. Stevenson, eds. *Productivity Measurement in Regulated Industries*, Academic Press: New York, NY, 1981.
24. Ohta, M., "A Note on Duality between Production and Cost Functions: Rate of Returns to Scale and Rate of Technical Progress," *Economic Studies Quarterly*, Vol.25, 1974, pp. 63-65.
25. Olson, J. A., Peter Schmidt, and Donald M. Waldman, "A Monte Carlo Study of Estimators of the Stochastic Frontier Production Function," *Journal of Econometrics*, Vol.13, 1980, pp. 67-82.
26. Rosen, S., "Short-run Employment Variation on Class-I Railroads in

- the United States, 1947-1963," *Econometrica*, Vol.36, 1968.
27. Schmidt, P., "An Error Structure for Systems of Translog Cost and Share Equations," Econometrics Workshop Paper 8309, Department of Economics, Michigan State University, MI, 1984.
 28. Schmidt, Peter and C. A. Knox Lovell, "Estimating Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Frontiers," *Journal of Econometrics*, Vol.9, 1979, pp. 343-366.
 29. Sharma, S. C., "Technological Change and Elasticities of Substitution in Korean Agriculture," *Journal of Development Economics*, Vol.35, 1991, pp. 147-172.
 30. Uzawa, H., "Production Functions and with Constant Elasticities of Substitution," *Review of Economic Studies*, Vol.29, 1962, pp. 291-299.
 31. Weinstein, M. A., "The Sum of Values From a Normal and a Truncated Normal Distribution," *Technometrics*, Vol.6, 1964, pp. 104-105.
 32. Zellner, A., "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias," *Journal of American Statistical Association*, Vol.57, 1962, pp. 348-368.

〈부 록〉 산업별 추정결과

변수	중공업	경공업	31	32	34	35	36	37	38	39
α_0	9.000* (1.106)	32.576* (1.782)	35.590* (2.397)	35.730* (3.021)	2.460 (5.745)	9.577* (3.208)	-1.729 (4.593)	-4.017 (2.237)	10.710* (1.455)	44.999* (6.107)
α_k	0.182* (0.027)	0.078** (0.037)	0.150 (0.078)	0.072 (0.058)	-0.064 (0.067)	0.089 (0.050)	0.343** (0.141)	-0.043 (0.064)	0.271* (0.033)	0.317* (0.118)
α_b	0.137* (0.033)	0.053 (0.043)	-0.030 (0.064)	0.262* (0.073)	-0.265* (0.068)	0.101** (0.043)	0.440* (0.128)	-0.0005 (0.081)	0.181* (0.053)	-0.252 (0.203)
α_{ur}	0.062* (0.020)	-0.040 (0.029)	-0.017 (0.051)	-0.115** (0.046)	0.039 (0.056)	0.007 (0.048)	0.081 (0.046)	0.073* (0.025)	0.125* (0.211)	-0.062 (0.085)
α_y	-0.110 (0.125)	-2.707* (0.201)	-3.211* (0.242)	-3.088* (0.355)	0.833 (0.616)	-0.146 (0.383)	1.066** (0.526)	1.623* (0.232)	-0.497* (0.163)	-4.245* (0.685)
β_{yy}	0.077* (0.007)	0.220* (0.012)	0.260* (0.015)	0.240* (0.022)	0.033 (0.035)	0.082* (0.024)	0.008 (0.031)	-0.037* (0.013)	0.108* (0.010)	0.316* (0.041)
β_{ky}	0.009* (0.001)	0.007* (0.002)	0.006 (0.004)	0.006 (0.003)	0.025* (0.004)	0.013* (0.003)	0.027* (0.008)	0.020* (0.004)	0.005* (0.002)	-0.005 (0.006)
β_{by}	-0.006* (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.005 (0.003)	-0.008* (0.002)	-0.018** (0.007)	-0.0002 (0.003)	-0.010* (0.003)	0.010 (0.008)
β_{wy}	-0.007* (0.0008)	0.0009 (0.001)	0.007* (0.002)	0.003 (0.002)	-0.010* (0.003)	-0.007* (0.002)	-0.009* (0.002)	-0.003* (0.001)	-0.008* (0.0009)	-0.011* (0.003)
β_{kk}	0.037* (0.001)	0.031* (0.002)	0.035* (0.006)	0.268* (0.003)	0.031* (0.004)	0.040* (0.003)	0.080* (0.011)	0.030* (0.004)	0.036* (0.002)	0.069* (0.008)
β_{kb}	-0.016* (0.001)	-0.009* (0.001)	-0.006 (0.003)	-0.009* (0.003)	-0.017* (0.002)	-0.008* (0.002)	-0.051* (0.007)	-0.018* (0.003)	-0.019* (0.220)	-0.016 (0.009)
β_{kw}	-0.007* (0.0008)	-0.001 (0.001)	-0.010* (0.003)	0.0005 (0.002)	-0.007* (0.002)	-0.011* (0.002)	-0.015* (0.002)	-0.003* (0.0007)	-0.007* (0.001)	-0.001 (0.004)
β_{bb}	0.007* (0.002)	0.015* (0.003)	0.025* (0.004)	-0.005 (0.007)	0.048* (0.007)	0.004 (0.003)	-0.004 (0.011)	0.009 (0.007)	0.019* (0.005)	0.029 (0.021)
β_{wkc}	0.010* (0.001)	0.012* (0.001)	0.0008 (0.003)	0.016* (0.003)	0.018* (0.004)	0.013* (0.003)	0.014* (0.003)	0.003** (0.001)	0.008* (0.001)	0.029* (0.006)
β_{kw}	-0.002 (0.001)	-0.009* (0.001)	-0.011* (0.003)	-0.009* (0.003)	-0.003 (0.004)	0.004** (0.002)	-0.006 (0.003)	-0.005* (0.002)	-0.008* (0.002)	0.0002 (0.008)
α_t	0.086** (0.042)	0.026 (0.077)	0.301** (0.141)	-0.042 (0.110)	0.459 (0.255)	0.114 (0.100)	-0.151 (0.090)	0.014 (0.091)	0.239* (0.063)	0.126 (0.233)
β_{tt}	0.009* (0.002)	0.015* (0.003)	0.011** (0.005)	0.017* (0.565)	0.028* (0.010)	0.016* (0.004)	0.009** (0.004)	-0.002 (0.005)	0.004 (0.003)	0.001 (0.009)
β_{kt}	0.005* (0.0004)	0.007* (0.0006)	0.007* (0.001)	0.008* (0.0009)	0.007* (0.001)	0.006* (0.0008)	0.010* (0.002)	0.004* (0.001)	0.005* (0.0006)	0.014* (0.002)
β_{bt}	0.003* (0.0004)	0.004* (0.0005)	0.004* (0.0007)	0.006* (0.0009)	0.002 (0.001)	0.004* (0.0006)	0.007* (0.002)	0.004* (0.001)	0.002* (0.0008)	0.003 (0.003)

계속

변수		중공업	경공업	31	32	34	35	36	37	38	39
β_{nt}		0.002* (0.0002)	0.004* (0.0003)	0.005* (0.0005)	0.006* (0.0006)	0.002** (0.0008)	0.002* (0.0006)	0.002* (0.0005)	0.001* (0.0003)	0.004* (0.0003)	0.003** (0.001)
β_{yt}		-0.015* (0.002)	-0.017* (0.003)	-0.031* (0.008)	-0.016* (0.005)	-0.047* (0.015)	-0.021* (0.006)	-0.002 (0.005)	-0.003 (0.004)	-0.021* (0.003)	-0.013 (0.014)
\bar{R}^2	C	0.946	0.898	0.877	0.903	0.749	0.919	0.952	0.952	0.940	0.868
	S _k	0.683	0.633	0.706	0.611	0.488	0.684	0.630	0.726	0.583	0.765
	S _b	0.752	0.789	0.744	0.711	0.696	0.787	0.747	0.656	0.690	0.782
	S _w	0.888	0.805	0.888	0.748	0.749	0.897	0.678	0.614	0.650	0.531
LLF		12713.68	6217.14	2098.59	2705.18	1036.03	4095.31	1139.82	1858.37	6135.42	462.62

주: <표 5>의 내용과 동일함.