

# 韓國 製造業에 대한 環境規制의 波及效果 分析\*

## — 生産性 및 要素需要를 中心으로 —

李 明 憲\*\*

### 논문 초 록 :

본 연구는 1982-1993기간 동안 한국 제조업에 대한 비용함수를 추정한 후, 쌍대성이론을 이용하여 환경규제가 생산성 및 요소수요에 미치는 효과 등을 측정한다. 비용함수의 설명변수로서 기업 고유의 규제지표에는 단위명목생산액당 공해방지를 위한 평균설비비용을 사용한다. 규제에 대한 비용의 평균탄력성은 0.017로 추정되었다. 규제에 대한 요소수요의 탄력성을 추정한 결과, 평균적으로 자본탄력성과 노동탄력성, 그리고 에너지탄력성이 각각 0.083, -0.603, 0.714로 나타남에 따라 규제로 인하여 자본과 에너지의 수요는 늘어났으나 노동의 수요는 감소하였음을 알 수 있다. 환경규제로 인하여 연평균생산성은 0.11%포인트만큼 감소되었는데, 이는 만일 규제가 없었다면 14% 더 높은 생산성 증가가 가능할 수 있었음을 의미한다.

핵심주제어 : 비용함수, 환경규제, 생산성 감소

경제학문헌목록 주제분류 : Q2

### I. 序 論

정부가 환경의 질을 높이기 위해 공해물질에 대한 배출허용기준치를 강화할 경우, 기업은 이를 준수하기 위하여 생산비용 이외에 공해저감시설의 설치 및 운영비용을 추가적으로 부담해야 한다. 이로 인하여 기업의 신규투자가 위축되고 기존에 투입되고 있는 생산요소 간의 조합비율에도 영향을 미침으로써 직·간접적으로 생산성 감소를 초래할 수 있다. 따라서, 환경보존과 개발이라는 2개의 二律背反의인 목표를 상호 조화시킬 경우, 적정수준의 성장은 유지하

\* 본 논문은 1997년 2월에 개최된 한국경제학회 정기학술대회에서 발표된 것을 일부 보완한 것임. 유익한 논평을 해 주신 윤재호 박사님과 본 논문의 미비점들을 지적해 주신 익명의 두 심사위원께 감사드린다.

\*\* 계명대학교 경제학과 조교수.

면서 규제의 완급을 조절하는 것이 바람직하며 이를 위해서는 환경규제가 기업의 생산성 및 요소수요 등에 얼마만큼 영향을 미치고 있는지를 측정·분석하는 것이 필요하다.<sup>1)</sup>

환경규제의 생산성에 대한 과급효과를 측정하는 방법에는 크게 函數推定法(econometric model)과 因果推定法(accounting model)의 두 가지가 있다. 함수추정법은 개별 기업의 규제 정도를 나타내는 지표를 비용함수나 이윤함수의 설명변수로서 포함시킨 다음, 구체적인 형태를 선택하여 함수를 추정하고 추정된 계수를 사용하여 총요소생산성을 산출하는 과정에서 환경규제의 효과를 측정하는 방법이다.<sup>2)</sup> 이에 반하여 인과추정법은 함수의 추정 없이 주어진 자료로부터 직접 총요소생산성을 계산한 후, 규제지표와의 인과관계를 추정하는 방법이다.<sup>3)</sup> 인과추정법은 측정이 간편하다는 장점은 있으나 규제가 각 생산요소의 수요에 미치는 효과 및 환경규제 이외에 생산성을 변화시키는 요인 등에 대한 구체적인 분석이 불가능하다.

본 연구에서는 갈롭-로버츠모형(1983)을 사용하여 한국 제조업에 대한 비용함수를 추정한 후, 쌍대성이론(duality theory)을 통하여 환경규제가 생산성 및 요소수요에 미치는 효과 등을 측정한다. 특히 비용함수의 설명변수로서 기업 고유의 규제지표에는 단위명목생산액당 공해방지에 대한 평균설비비용을 사용한다. 동일한 배출허용기준치하에서 규제 정도가 상대적으로 높은 기업은 제품의 특성상 제조과정에서 단위생산량당 공해물질을 많이 배출하는 기업으로서 이를 처리하기 위한 공해저감시설의 규모가 커지게 된다. 15개의 세부산업에 대한 1982년부터 1993년까지의 연도별 자료를 사용하여 측정한 결과, 환경규제에 대한 자본탄력성과 노동탄력성, 그리고 에너지탄력성이 평균적으로 각각 0.083, -0.603, 0.714로 나타났으며, 규제로 인하여 연평균생산성은 0.11%포인트만큼 감소하였다.

1) 여기서 환경규제란 정책당국이 대기 및 수질오염, 소음 등 각종 공해를 야기시키는 오염원을 대상으로 허용기준치를 설정하고 위반사실이 적발될 경우 벌금을 부과하는 일련의 행정적 행위를 의미한다.

2) 환경규제가 산업의 생산성에 미치는 효과를 함수추정법으로 측정한 기존의 연구들 중 대표적인 것으로는 갈롭과 로버츠(Gollop and Roberts, 1983), 바버라와 맥코넬(Barbera and McConnell, 1990) 등이 있다.

3) 그레이(W. B. Gray, 1987)는 종업원의 작업안전 및 건강관리에 대한 규제와 환경규제로 인하여 미국 제조업의 생산성은 연평균 0.44%포인트만큼 감소하였음을 보였다. 이명현(1996)은 그레이모형을 사용하여 한국 제조업에서의 환경규제의 생산성 과급효과를 측정하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 쌍대성이론을 이용하여 비용함수로부터 생산성 증가의 측정방법을 유도한 다음, 실증적인 추정방법과 검정해야 할 여러 가설 등에 대한 제약조건들을 제시한다. 제Ⅲ절에서는 사용된 자료의 설명과 함께 환경규제의 과급효과 등 추정결과를 분석한다. 마지막 제Ⅳ절은 결론부분이다.

## Ⅱ. 추정모형

환경규제를 받고 있는 기업의 비용함수를 나타내면,

$$TC = TC(P_x, Q, R, T), \quad (1)$$

여기서  $P_x$ 는 생산요소,  $x=K, L, E$ 의 가격벡터(vector)인데,  $K$ 는 자본,  $L$ 은 노동,  $E$ 는 에너지를 각각 나타낸다.<sup>4)</sup>  $Q$ 는 생산량이고,  $R$ 는 개별 기업의 환경규제 정도를 나타내는 지표이다.  $T$ 는 시간지표이다.

생산비용의 변화요인들을 구체적으로 밝히기 위해 비용함수를 시간에 대하여 對數的으로 微分을 하면,

$$\frac{d \ln TC}{dT} = \sum_x M_x \frac{d \ln P_x}{dT} + M_Q \frac{d \ln Q}{dT} + M_R \frac{dR}{dT} - M_T, \quad (2)$$

$$\text{여기서 } M_x \equiv \frac{\partial \ln TC}{\partial \ln P_x}, M_Q \equiv \frac{\partial \ln TC}{\partial \ln Q}, M_R \equiv \frac{\partial \ln TC}{\partial R}, M_T \equiv -\frac{\partial \ln TC}{\partial T}.$$

갈롭과 조르겐슨(Gollop and Jorgenson, 1980)에 의하면 雙對性(duality)이론을 이용하여 다음과 같이 비용함수로부터 생산성 증가의 加重綜合指數(Divisia index)를 유도할 수 있다.

$$M_Q = - \left[ \left( \frac{d \ln TC}{dT} - \frac{d \ln Q}{dT} \right) - \sum_x M_x \frac{d \ln P_x}{dT} \right]. \quad (3)$$

4) 비용함수를 추정하는 데 필요한 원재료의 시장가격을 구할 수 없는 관계로 생산함수에서 원재료가  $K, L, E$ 로부터 弱分離가능(weakly separable)함을 가정하였다.

생산성 변화의 요인들을 살펴보기 위해 식 (2)를 식 (3)에 대입하면

$$M_c = -M_r \frac{dR}{dT} + (1 - M_q) \frac{d \ln Q}{dT} + M_r. \quad (4)$$

첫번째 항에서 보는 바와 같이 생산성 변화의 첫번째 요인으로서는 환경규제에 의한 직접효과를 들 수 있는데, 이는 평균비용곡선의 수직적 이동을 의미한다.<sup>5)</sup> 두 번째 항은 규모의 경제와 생산량변화의 함수로서 규모의 효과를 측정하며 평균비용곡선상의 이동을 의미한다. 세 번째 항은 기술변화에 의한 생산성 파급효과를 나타낸다.

식 (4)에서 생산성 변화의 세 가지 요인을 밝히기 위해서는 비용함수에 대한 구체적인 함수형태를 선택하여 추정한 후, 이로부터 얻어진 계수를 사용하여  $M_r$ ,  $M_c$ ,  $M_r$ 를 구한다. 본 연구에서는 다음과 같이 超越對數(transcendental logarithmic)형태의 비용함수를 추정하였다.<sup>6)</sup>

$$\begin{aligned} \ln TC = & \alpha_0 + \alpha_q \ln Q + \sum_x \alpha_x \ln P_x + \alpha_R R + \alpha_T T + 0.5 \gamma_{qq} (\ln Q)^2 \\ & + 0.5 \gamma_{RR} R^2 + 0.5 \gamma_{TT} T^2 + 0.5 \sum_x \sum_y \gamma_{xy} \ln P_x \ln P_y + \sum_x \gamma_{xq} \ln P_x \ln Q \\ & + \sum_x \gamma_{xR} (\ln P_x) R + \sum_x \gamma_{xT} (\ln P_x) T + \gamma_{qR} (\ln Q) R \\ & + \gamma_{qT} (\ln Q) T + \gamma_{RT} R T, \quad x, y = K, L, E, \end{aligned} \quad (5)$$

여기서  $\gamma_{xy} = \gamma_{yx}$ ,  $x \neq y$ .

비용함수의 요소가격에 대한 1次 同次性이 만족되기 위하여 다음의 제약조건이 가해져야 한다:

- 5) 여기서 환경규제의 직접효과란 생산비용이 증가하여 다른 생산요소의 구입이 어렵게 되고, 이로 인하여 생산량이 변화되는 경우를 말한다. 반면에, 간접효과는 생산요소 간 효율적 분배로 비용이 상승되는 경우이다.
- 6) 초월대수(Christensen, Jorgenson, and Lau, 1973) 함수형태는 신고전적 생산 및 비용 그리고 이윤함수 등에 신축적으로 적용될 수 있다. 특히 이로부터 유도된 수요 및 공급방정식이 단순하고, 볼록성(concavity) 조건이 충족될 확률이 높으며, 가설검정시 계수를 제약하기가 용이하다. 그러나 최근에는 초월대수함수형태가 비판의 대상이 되어 왔다. 디워트와 웨일스(Diewert and Wales, 1987)는 초월대수함수형태에 대하여 전체적으로 曲線條件(curvature conditions)이 만족되지 않음을 지적하고 2개의 다른 함수형태를 제시하였으나 신축적인 함수형태보다 더 많은 계수를 추정해야 하는 문제점이 있다.

$$\sum_x \alpha_x = 1, \sum_x \gamma_{xy} = \sum_y \gamma_{xy} = \sum_x \sum_y \gamma_{xy} = \sum_x \gamma_{xq} = \sum_x \gamma_{xr} = \sum_x \gamma_{xt} = 0, \\ x, y = K, L, E. \quad (6)$$

모든 계수가 비용함수로부터 추정될 수 있지만 비용몫(cost share)방정식과 함께 비용함수를 하나의 방정식시스템으로 추정하면 자유도를 추가적으로 얻을 수가 있다. 셰퍼드정리(Shephard's lemma)에 의하면 식 (5)를 각 생산요소의 가격에 대하여 對數的으로 微分함으로써 다음과 같이 비용몫방정식을 얻을 수 있다.

$$\frac{\partial \ln TC}{\partial \ln P_x} = \frac{\partial TC}{\partial P_x} \cdot \frac{P_x}{TC} = \frac{P_x \cdot x}{TC} \equiv M_x, \\ = \alpha_x + \sum_y \gamma_{xy} \ln P_y + \gamma_{xq} \ln Q + \gamma_{xr} R + \gamma_{xt} T, \quad x = K, L, E. \quad (7)$$

비용함수인 식 (5)와 3개의 비용몫방정식인 식 (7)로 구성되어 있는 방정식시스템은 식 (6)의 제약조건하에서 反復-젤너(iterative-Zellner)방법으로 추정된다.<sup>7)</sup> 여기서 각 요소의 비용몫의 합이 1이 되기 때문에 誤差項의 分散-共分散行列(variance-covariance matrix)이 非正則(singularity)이 되지 않도록 어느 한 요소의 비용몫방정식을 추정대상에서 제외해야 하는데, 어느 비용몫방정식이 제외되더라도 추정계수의 값은 동일하다.

검정해야 할 가설들을 차례로 살펴보면 우선 환경규제로 인하여 생산성의 직접적인 변화가 있는지의 여부를 알기 위하여 추정계수에 다음과 같이 제약을 가한다.

$$\alpha_R = \gamma_{KR} = \gamma_{LR} = \gamma_{ER} = \gamma_{qR} = \gamma_{rR} = \gamma_{tR} = 0. \quad (8)$$

만약 이 가설이 채택된다면  $M_R = 0$ 이 되어 환경규제의 생산성 파급효과는 없게 된다. 그러나 이 가설이 기각될 경우 계수,  $\gamma_{xR}$ 의 부호에 따라 환경규제로 인한 각 요소들의 사용 또는 절약 여부를 알 수 있다.

생산함수의 同調性(homotheticity)은 다음의 제약조건이 만족되어야 한다.

7) 추정에는 SHAZAM 프로그램이 사용되었다.

$$\gamma_{KQ} = \gamma_{LQ} = \gamma_{KQ} = 0. \quad (9)$$

동조적인 생산함수가 채택된다면 규모에 대한 수익불변의 생산함수를 검정하기 위하여 제약조건인 식 (9)에 다음과 같이 추가제약을 가한다.

$$\alpha_Q = 1, \gamma_{QK} = \gamma_{QL} = \gamma_{QT} = 0. \quad (10)$$

이 가설이 채택된다면  $M_Q = 1$ 이 되어 식 (4)에서 보듯이 시장伸張에 관계없이 규모로 인한 생산성 파급효과는 없게 된다. 수평의 평균비용곡선하에서 생산량의 증가는 평균비용에 영향을 미치지 못하고, 따라서 생산성 변화도 일어나지 않는다.

기술변화가 Hicks중립적(Hicks-neutral)이기 위하여 다음의 제약조건이 만족되어야 한다.

$$\gamma_{KT} = \gamma_{LT} = \gamma_{KT} = 0. \quad (11)$$

Hicks중립의 기술변화가 채택된다면 기술변화의 존재 여부를 식 (11)에 다음과 같은 제약을 추가하여 검정할 수 있다.

$$\alpha_T = \gamma_{QT} = \gamma_{KT} = \gamma_{LT} = 0. \quad (12)$$

이 가설이 채택되면 기술변화는 일어나지 않고 있음을 나타냄과 동시에 기술변화의 생산성 파급효과는 없게 된다.

가설검정시, 尤度比(likelihood ratio)검정법이 사용되었다.  $-2\log\lambda$ 의 통계량은 漸近的으로(asymptotically)  $\chi^2$ 분포를 갖는데, 자유도는 제약조건수와 동일하다. 여기서  $\lambda$ 는 제약하에서의 尤度함수와 제약되지 않는 尤度함수의 比를 나타낸다.

### III. 자료 및 실증적 분석

산업은행의 『설비투자계획조사』에서 분류한 한국 제조업의 산업분류 중 15

개의 세부산업에 대해 1982년부터 1993년까지의 연도별 자료를 사용하였다. 생산량은 제품별 수량단위가 서로 상이하기 때문에 경제기획원의 『광공업통계조사보고서』(앞으로 『광공업』으로 명명)에 나타난 명목생산액을 통계청의 『한국주요경제지표』에 나타난 공산품별 생산자물가지수로 실질가치화하여 사용하였다. 자본비용은 『광공업』에 나와 있는 부가가치에서 연간급여액을 공제한 금액과 『설비투자계획조사』를 근거로 계산된 공해방지 설비비용을 합한 총액이다.<sup>9)</sup> 자본가격을 계산하기 위해서는 부가가치에서 연간급여액을 공제한 금액을 생산자물가지수로 실질가치화한 유형고정자산의 연말총액으로 나누었다. 노동비용은 『광공업』의 연간급여액을 사용하였고 노동가격은 연간급여액을 월평균종사자수에서 자영업주 및 무급가족수를 공제한 노동량으로 나누어 구하였다. 에너지비용은 『광공업』에 나와 있는 연료비와 전력비를 합한 총액이며, 에너지가격은 석탄, 석유, 그리고 전력의 세 가지 에너지요소의 가격들을 가중종합한 디비지아지수(Divisia index)를 사용하였다.<sup>10)</sup> 석유가격은 통산산업부의 『에너지통계연보』에 나타난 석유류 제품들, 즉 휘발유(보통), 등유, 경유, 경질중유, 중유, 그리고 B-C유 등의 가격을 산업부문에서 이들 제품이 사용된 비율로 가중평균하여 구하였다. 연도별 석탄가격은 유연탄가격에 대한 자료를 구할 수 없어 『에너지통계연보』에 나와 있는 무연탄의 정부고시가를 지속일수로 가중평균하여 사용하였다. 전력가격은 『에너지통계연보』에 나타난 동력용 판매단가를 사용하였다. 환경규제의 정도를 나타내는 지표는 공해방지 설비비용을 생산규모에 따른 차이를 고려하여 명목생산액으로 나누어 사

8) 15개 세부산업은 식료품, 음료품, 섬유, 나무 및 나무제품, 종이 및 종이제품, 인쇄 및 출판, 화학제품, 고무제품, 석유정제업, 비금속광물, 제1차금속, 조립금속, 기계, 전기 및 전자기, 운송장비 등이다.

9) 공해방지 설비비용은 1983년의 『광공업』에 나타난 공해방지지설의 자산총액을 기준으로 산업은행의 『설비투자계획조사』에 나와 있는 공해방지 설비투자액을 사용하여 연도별 자산총액을 계산하고 생산자물가지수로 실질가치화한 다음, 자본가격을 곱하여 구하였다.

10) 사용된 디비지아지수는 다음과 같다.

$$\log P_t - \log P_{t-1} = \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (S_{it} + S_{it-1}) (\log P_{it} - \log P_{it-1}),$$

여기서  $P_t$ 와  $P_{it}$ 는 각각  $t$ 년도에서의 에너지가격과  $t$ 년도  $i$ 번째 에너지요소의 가격이고,  $S_{it}$ 는  $t$ 년도  $i$ 번째 에너지요소의 소비가 총에너지소비에서 차지하는 비율이다. 즉,  $S_{it} = (P_{it} \times Q_{it}) / (\sum_i P_{it} \times Q_{it})$ 이다. 여기서  $Q_{it}$ 는 산업부문에서의  $t$ 년도  $i$ 번째 에너지요소에 대한 소비량이다. 그리고 각 에너지요소의 가격을 나타내는 단위가 서로 상이하기 때문에 석유환산계수를 사용하여 가격단위를 원/TOE(ton of oil equivalent)로 통일하였다.

용하였다. 동일한 배출허용기준치하에서 규제 정도가 상대적으로 높은 기업은 제품의 특성상 제조과정에서 단위생산량당 공해물질을 많이 배출하는 기업으로서 이를 처리하기 위한 공해저감시설의 규모가 커지게 되기 때문이다. 대수 형태로 입력되는 모든 변수들과 규제지표는 표본평균값이 1이 되도록 자료를 표준화하였다.

계수에 대한 추정결과는 <표 1>에 나타나 있다. 28개의 추정계수 중에서 13개가 1%의 오차수준에서 유의적이었다. 비용함수의 規則性(regularity)에 대한 충족 여부를 살펴본 결과, 4개의 관찰치가 單調性(monotonicity)을 위반하였고, 22개의 관찰치가 오목성(concavity)을 위반하였다.<sup>11)</sup>

유의수준 1%하에서 실시된 가설검정의 결과는 <표 2>에 나타나 있다. 환경규제가 생산성에 직접적으로 영향을 미치고 있지 않다는 가설은 기각되었다. 생산함수의 동조성이 기각됨에 따라 규모에 의한 생산성 파급효과는 있는 것으로 나타났다. Hicks중립적인 기술변화가 기각됨에 따라 기술변화는 생산성에 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

추정계수를 분석하면  $\gamma_{KR}$ 와  $\gamma_{ER}$ 는 陽數이나  $\gamma_{LR}$ 는 陰數로서 모두 통계적 유의성을 보임에 따라 환경규제가 자본 및 에너지를 사용하는 방향으로 이루어진 반면에, 노동투입에는 절약적인 효과를 가져왔음을 알 수 있다.  $\gamma_{LT}$ 와  $\gamma_{ET}$ 가 통계적 유의성을 가지면서 각각 양수와 음수로 추정됨에 따라 노동사용적이면서 에너지절약적인 기술변화가 일어났음을 의미한다.

규제에 대한 비용의 탄력성은 식 (2)에서 정의한  $M_x$ 를 추정하여 개별 산업의 규제지표  $R$ 를 곱하여 구할 수 있다. <표 3>에서 보는 바와 같이 비용탄력성  $\epsilon_{R_x}$ 에 대한 전체 표본의 평균값은 0.017로 추정되었다. 음수로 나타난 1982, 1985, 1986년을 제외하고 평균적으로 낮게는 1983년의 0.003부터 높게는 1990년의 0.043까지의 분포를 보였다. 1993년에는 평균적으로 1%의  $R$ 는 0.026%의 생산비용의 증가를 가져왔다.

규제에 대한 각 요소수요의 탄력성을 구하기 위해 식 (7)에서 유도된  $x = (TC/P_x)M_x$ 를 대수적으로 미분하면

11) 비용함수가 요소가격에 대하여, 단조성을 만족시키기 위해서는 추정된 각 요소의 비용몫이 양수이어야 하며, 오목성을 만족시키기 위해서는 헤시안행렬(Hessian matrix)이 음의 준정부호(negative semi-definite)가 되어야 한다.



〈표 1〉 추정결과

계수	추정치	계수	추정치
$\alpha_O$	0.0766 (0.1648)	$\gamma_{IQ}$	-0.0258 (0.0063)*
$\alpha_Q$	0.8732 (0.1063)*	$\gamma_{KQ}$	0.0109 (0.0046)
$\alpha_R$	0.1346 (0.1713)	$\gamma_{KR}$	0.0450 (0.0080)*
$\alpha_T$	-0.0370 (0.0290)	$\gamma_{LR}$	-0.0882 (0.0067)*
$\alpha_K$	0.6329 (0.0231)*	$\gamma_{ER}$	0.0433 (0.0050)*
$\alpha_L$	0.2374 (0.0230)*	$\gamma_{KT}$	-0.0001 (0.0028)
$\alpha_E$	0.1297 (0.0272)*	$\gamma_{LT}$	0.0127 (0.0029)*
$\gamma_{KK}$	0.0268 (0.0192)	$\gamma_{ET}$	-0.0127 (0.0034)*
$\gamma_{KL}$	0.0290 (0.0108)*	$\gamma_{QQ}$	-0.0635 (0.0660)
$\gamma_{KE}$	-0.0558 (0.0180)*	$\gamma_{QR}$	0.0161 (0.0356)
$\gamma_{LE}$	-0.0614 (0.0139)*	$\gamma_{QT}$	0.0041 (0.0094)
$\gamma_{LR}$	0.0324 (0.0143)	$\gamma_{RR}$	-0.1286 (0.0883)
$\gamma_{EE}$	0.0233 (0.0262)	$\gamma_{RT}$	0.0128 (0.0088)
$\gamma_{KQ}$	0.0149 (0.0074)	$\gamma_{TT}$	0.0040 (0.0035)

주: 괄호 안의 숫자는 표준오차를 나타냄.

\*는 1%수준하에서 유의적임을 나타냄.

〈표 2〉 가설검정결과

가 설	검정통계량	임계치
환경규제에 의한 생산성 파급효과가 없음( $M_R=0$ )	233.83	16.81
생산함수의 동조성	18.59	9.21
규모에 대한 수익불변의 생산함수( $M_Q=1$ )	25.50	16.81
Hicks중립적인 기술변화	20.93	9.21
기술변화가 발생하지 않음( $M_T=0$ )	34.44	16.81

$$\frac{\partial \ln x}{\partial \ln R} = R \left( M_R + \frac{\gamma_{xR}}{M_x} \right), \quad x = K, L, E. \quad (13)$$

〈표 3〉에 나타난 바와 같이 자본탄력성  $\epsilon_{KR}$ 와 노동탄력성  $\epsilon_{LR}$ , 그리고 에너지 탄력성  $\epsilon_{ER}$ 에 대한 전체 표본의 평균값이 각각 0.083, -0.603, 0.714로 추정됨에 따라 규제로 인하여 자본과 에너지의 수요는 늘어났으나 노동의 수요는 감소하였음을 알 수 있다. 평균적으로  $\epsilon_{KR}$ 는 낮게는 1982년의 0.063부터 높게는 1990년의 0.1까지의 분포를,  $\epsilon_{LR}$ 는 낮게는 1989년의 -0.372부터 높게는 1986년의 -0.784까지의 분포를, 그리고  $\epsilon_{ER}$ 는 낮게는 1982년의 0.342부터 높게는 1992년의 1.256까지의 분포를 각각 나타냈다. 1982, 1985, 1986년에 규제에 대한 비용의 탄력성이 평균적으로 음수인 이유는 환경규제에 대한 노동수요의 감소폭이 자본 및 에너지수요의 증가폭보다 상대적으로 크게 나타났기 때문이다.

〈표 3〉 비용 및 요소수요의 규제탄력성에 대한 연평균추정치

연도	$R$	$\epsilon_{TR}$	$\epsilon_{KR}$	$\epsilon_{LR}$	$\epsilon_{ER}$
1982	1.045	-0.015	0.063	-0.669	0.342
1983	1.033	0.0003	0.073	-0.657	0.434
1984	1.003	0.006	0.075	-0.641	0.442
1985	1.041	-0.006	0.066	-0.692	0.450
1986	1.072	-0.002	0.071	-0.784	0.535
1987	0.942	0.035	0.098	-0.568	0.561
1988	0.870	0.038	0.095	-0.471	0.668
1989	0.817	0.043	0.098	-0.372	0.666
1990	0.885	0.043	0.100	-0.473	0.919
1991	1.059	0.020	0.086	-0.604	1.062
1992	1.127	0.012	0.081	-0.681	1.256
1993	1.106	0.026	0.093	-0.616	1.239
전체	1.0	0.017	0.083	-0.603	0.714

디워트(Diewert, 1976)의 2차 近似定理를 이용하여 식 (4)로부터 생산성 변화에 대한 離散的 시간의 톨비스트지표(Tornqvist index)를 다음과 같이 시점  $(T-1)$ 과  $T$  사이의 평균생산성 변화율로 나타낼 수 있다.

$$\overline{M}_c = -\overline{M}_r[R(T) - R(T-1)] + (1 - \overline{M}_q)[\ln Q(T) - \ln Q(T-1)] + \overline{M}_\tau, \quad (14)$$

여기서  $\overline{M}_r = \frac{1}{2}[M_r(T) + M_r(T-1)]$ ,  $\overline{M}_q = \frac{1}{2}[M_q(T) + M_q(T-1)]$ ,  $\overline{M}_\tau = \frac{1}{2}[M_\tau(T) + M_\tau(T-1)]$ .

생산성 변화의 요인으로서 환경규제와 규모의 경제, 그리고 기술변화의 기여도에 대한 연평균추정치를 〈표 4〉에 나타냈다. 1982-1993기간 동안 제조업의 생산성은 연평균 0.82% 증가하였는데, 연간증가율은 시간이 지남에 따라 전반적으로 감소하다가 1989년 이후에는 陰의 생산성 증가가 나타나기 시작하였다. 1982-1993기간 동안 환경규제로 인하여 평균생산성은 0.11%포인트만큼 감소하였는데, 이는 만일 규제가 없었다면 14% 더 높은 연평균생산성 증가가 가능할 수 있었음을 의미한다.<sup>12)</sup> 1983-1984, 1984-1985, 1987-1988, 1988-1989기간

12) 이명현(1996)은 인과추정법을 사용하여 한국 제조업에서의 환경규제의 생산성 파급효과를 측정한 결과, 환경규제로 인하여 생산성이 0.58%포인트만큼 감소한 것으로 나타났다. 이는 규모와 기술변화에 의한 생산성 증가효과를 고려하지 않은 그레이모형에서는 환경규제가 생산성 변화에서 차지하는 부분이 상대적으로 커지기 때문인 것으로 판단된다.

〈표 4〉 생산성 변화요인의 연평균추정치

기 간	생산성 증가	환경규제	규모효과	기술변화
1982-1983	0.0343	-0.0032	0.0035	0.0341
1983-1984	0.0375	0.0043	0.0052	0.0280
1984-1985	0.0318	0.0063	0.0030	0.0225
1985-1986	0.0230	-0.0011	0.0081	0.0161
1986-1987	0.0146	-0.0050	0.0101	0.0094
1987-1988	0.0155	0.0035	0.0093	0.0027
1988-1989	0.0036	0.0008	0.0066	-0.0037
1989-1990	-0.0071	-0.0095	0.0139	-0.0116
1990-1991	-0.0166	-0.0056	0.0103	-0.0212
1991-1992	-0.0216	-0.0015	0.0085	-0.0287
1992-1993	-0.0247	-0.0016	0.0112	-0.0343
전체	0.0082	-0.0011	0.0082	0.0012

동안에는 환경규제로 인하여 평균적으로 생산성이 증가하는 것으로 나타났는데, 이는 식 (14)에서 보는 바와 같이 규제지표  $R$ 와 그에 대한 비용효과  $M_R$ 의 추정치의 연도별 크기에 따라 환경규제의 단위기간당 생산성 증감효과 여부가 결정되기 때문이다. 즉, 1983-1984, 1987-1988, 1988-1989기간동안의 경우에는 〈표 3〉에서  $R$ 의 수치를 연도별로 비교할 때, 1984, 1988, 1989년의 환경규제가 전년에 비해 느슨해져 단위기간당  $R$ 의 차이는 평균적으로 음수가 되고  $M_R$ 의 평균추정치는 양수로 나타난 반면에, 1984-1985기간 동안의 경우에는 단위기간당  $R$ 의 차이는 양수이나  $M_R$ 의 평균추정치는 음수로 나타났기 때문이다.

전체 표본기간을 통하여 연평균생산성 증가의 대부분이 규모의 효과에 의해서 이루어진 것으로 나타났다. 1982-1993기간 동안 규모의 효과에 의하여 생산성은 연평균 0.82%포인트 증가하였는데, 낮게는 1984-1985기간 동안의 0.3%포인트부터 높게는 1989-1990기간 동안의 1.39%포인트까지의 분포를 보였다. 기술변화로 인하여 연평균생산성은 0.12%포인트 증가하였다. 단위기간당 기술진보율은 시간이 지남에 따라 감소하는 추세이며, 1988년 이후의 기술변화는 오히려 생산성 감소효과를 가져왔다.

고전적이고 정태적인 분석모형의 한계점을 살펴보면, 첫째 본 모형에서 암시적으로 내포된 완전경쟁의 재화 및 생산요소시장의 가정이 비현실적일 뿐 아니라 내성적 투자에 의한 자본규모의 변화가능성을 고려하지 않았다. 둘째, 기업이 장기적인 안목에서 환경규제에 능동적으로 대처하기 위하여 공해저감

기술의 연구 및 개발에 대한 집중적인 투자를 할 경우 환경규제로 인하여 오히려 생산성이 증가할 수 있음을 간과하고 있다. 셋째, 자본시설의 실제 가동률이 무시되었다. 이러한 문제점 등을 해결하기 위한 모형의 보완 또는 새로운 모형의 개발은 다음의 과제로 남겨 두기로 한다.

#### IV. 結 論

1982-1993기간 동안 한국 제조업에서의 환경규제가 생산성 및 요소수요에 미치는 효과 등을 측정하기 위하여 규제지표가 설명변수로서 포함된 비용함수를 추정하였다. 쌍대성이론을 통하여 생산성 변화의 요인으로서 환경규제, 규모, 그리고 기술변화의 효과를 구분하였다. 환경규제가 생산성에 직접적으로 영향을 미치고 있지 않다는 가설은 기각되었다. 생산함수의 동조성이 기각됨에 따라 규모에 의한 생산성 파급효과는 있는 것으로 나타났다. Hicks중립적인 기술변화가 기각됨에 따라 기술변화는 생산성에 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

비용의 규제탄력성 추정치는 전체 표본기간 평균적으로 0.017로 나타났다. 규제에 대한 요소수요의 탄력성을 추정한 결과, 자본탄력성과 노동탄력성, 그리고 에너지탄력성에 대한 전체 표본의 평균값이 각각 0.083, -0.603, 0.714로 추정됨에 따라 규제로 인하여 자본과 에너지의 수요는 늘어났으나 노동의 수요는 감소하였음을 알 수 있다.

1982-1993기간 동안 제조업의 연평균생산성은 0.82% 증가하였는데, 연간증가율은 시간이 지남에 따라 전반적으로 감소하다가 1989년 이후에는 陰의 생산성 증가가 나타나기 시작하였다. 생산성 변화의 요인으로서 환경규제와 규모 및 기술변화의 효과를 각각 추정한 결과, 1982-1993기간 동안 환경규제로 인하여 연평균생산성은 0.11%포인트 감소하였는데, 이는 만일 규제가 없었다면 14% 더 높은 연평균생산성 증가가 가능할 수 있었음을 의미한다. 규모의 효과에 의하여 생산성이 연평균 0.82%포인트 증가함에 따라 연평균생산성 증가의 대부분이 규모의 효과에 의해서 이루어진 것으로 나타났다. 기술변화로 인하여 연평균생산성은 0.12%포인트 증가하였는데, 단위기간당 기술진보율은 시간이 지남에 따라 감소하다가 1988년 이후의 기술변화는 오히려 생산성 감소효과를 가져왔다.

## 參 考 文 獻

1. 경제기획원, 『광공업 통계조사 보고서』, 1982-1993.
2. 산업은행, 『설비투자계획조사』, 1982-1993.
3. 이명헌, “한국 제조업에서의 환경규제와 생산성감소－因果推定法을 통하여－,” 『자원경제학회지』, 한국자원경제학회, 제5권 제2호, 1996. 3, pp. 279-290.
4. 통계청, 『한국주요경제지표』, 1995. 8.
5. 통상산업부, 『에너지 통계연보』, 1994.
6. Barbera, Anthony J. and Virginia D. McConnell, “The Impact of Environmental Regulations on Industry Productivity: Direct and Indirect Effects,” *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 18, 1990, pp. 50-65.
7. Christensen, L. R., D. W. Jorgenson, and L. J. Lau, “Transcendental Logarithmic Production Frontiers,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 55, pp. 28-45, 1973.
8. Diewert, W. E., “Exact and Superlative Index Numbers,” *Journal of Econometrics*, Vol. 4, May 1976, pp. 115-145.
9. \_\_\_\_\_ and T. J. Wales, “Flexible Functional Forms and Global Curvature Conditions,” *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 43-68.
10. Gollop, Frank M. and Dale W. Jorgenson, “U.S. Productivity Growth by Industry, 1947-73,” in John W. Kendrick and Beatrice N. Vaccara, eds., *New Developments in Productivity Measurement and Analysis*, Chicago: Univ. of Chicago Press(for Nat. Bur. Econ. Res.), 1980.
11. Gollop, Frank M. and Mark J. Roberts, “Environmental Regulations and Productivity Growth: The Case of Fossil-fueled Electric Power Generation,” *Journal of Political Economy*, Vol. 91, No. 4, 1983, pp. 654-674.
12. Gray, W. B., “The Cost of Regulation: OSHA, EPA and the Productivity Slowdown,” *American Economic Review*, Vol. 77, No. 5, Dec. 1987, pp. 998-1006.