

중앙정부의 환경투자 관련 제조업의 비용분석

민승기

Cost Structure of Korean Manufacturing Industries connected
with the Central Government's Environmental Investment

Seung-Ki Min

서경대학교 경제학과(Dept. of Economics, Seokyeong University)

제 출 : 2010년 8월 12일 수 정 : 2010년 10월 28일 승 인 : 2010년 11월 29일

국 문 요 약

중앙정부의 환경투자 관련 제조업의 비용구조를 트랜스로그 가변비용함수를 활용하여 분석하였으며, 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 중앙정부에서 진행하는 환경투자의 적정 여부를 파악하기 위해 충족도를 살펴본 결과, 적정수준인 1에 못미치는 0.7230으로 분석되었으며, 이에 따라 생산비효율이 발생하고 있다. 그러므로 중앙정부는 환경투자를 적정수준으로 끌어올릴 수 있는 방안을 마련해야 할 것이다. 또한 중앙정부는 환경투자의 부족에도 불구하고 잠재가격이 시장가격보다 작아 투자여건은 유리하지 않다. 그러나 중앙정부의 환경투자는 제조업체의 산출증대를 가져오고, 가변비용을 절감하며, 규모의 경제를 가져오는 것으로 분석되었다. 둘째, 제조업체의 공해방지투자와 중앙정부의 환경투자를 비교해 본 결과, 전자·후자 모두 투자가 적정수준에 못미치고, 투자여건이 양호하지 못하며, 규모의 경제를 가져오고, 산출 증대에 기여하는 것으로 나타났다. 특히 중앙정부의 환경투자는 정(+)의 잠재가격에 따라 효율적이므로 가변비용을 절감하게 된다. 이에 따라 제조업체는 중앙정부의 환경투자 부족이 가변비용을 증가시켜 생산비효율을 가져오고 있다. 그러나 제조업체의 공해방지투자는 부(-)의 잠재가격에 따라 비효율적이므로 가변비용을 절감하지 못하고 있다. 이러한 제조업체의 공해방지투자 부족은 오히려 가변비용을 절감시킴에 따라 생산효율을 가져오고 있다. 그러므로 제조업체는 공해방지투자를 적정수준으로 끌어올려 효율화함으로써 가변비용을 절감시켜 생산효율을 달성해야 할 것이다.

■ 주제어 ■ 환경투자, 충족도, 잠재가격, 비용절감, 생산효율

Abstract

In this paper, we have analyzed the cost structure of the Korean manufacturing industry in relation to the central government's environmental investment(CGEI below) by applying translog variable cost function. Important findings are as follows. First, sufficiency degree of CGEI of 0.7230, less than optimal level of 1, causes production inefficiency. Therefore, central government should forward a strategy to raise CGEI to meet appropriate standards. In addition, inspite of the deficiency of CGEI, shadow price

is lower than market price due to q-value of 0.9572, yielding unfavorable conditions for CGEI. However, CGEI brings about increase in output, variable cost saving, and economies of scale of firms. Second, by comparing this study with an existing study(2010), we have discovered the following facts. In both studies, we find that there are deficiency of investment, unfavorable conditions in investment, economies of scale, and output increase due to investment. However, the current study has found that, CGEI, which shows efficiency by positive(+) shadow price, saves variable cost. Therefore, firms suffer from production inefficiency due to variable cost caused by a shortage of efficient CGEI. Moreover, the previous study conducted in 2010 found that investment in prevention of environmental pollution(IPEP below), which indicates inefficiency by negative(-) shadow price, cannot reduce variable cost. In such circumstances, firms yield abnormal production efficiency based on variable cost savings caused by inefficient IPEP. For this reason, firms should raise IPEP to optimal level to reduce IPEP inefficiency to achieve production efficiency by reducing variable cost.

Keywords | Environmental Investment, Sufficiency Degree, Shadow Price, Cost Saving, Production Efficiency

I. 서론

과거에는 환경문제라는 용어 대신 공해라는 용어를 많이 사용했다. 공해는 주로 자연환경의 오염을 가리키는 말로 환경문제 전반을 다루는 데에는 적합하지 못한 용어이다. 따라서 최근에는 공해라는 용어 대신 환경문제라는 용어가 일반화되어 있고, 이는 현대사회가 당면한 매우 중요한 문제 가운데 하나이다. 환경문제는 단지 기술적 혹은 자연과학적 차원의 문제만은 아니다. 오히려 환경문제는 사회적, 정책적 문제이다. 특히 보다 근본적인 차원에서 환경문제는 각종 법규와 제도가 있느냐 없느냐의 문제라기보다는 사회의 지배적인 가치관 및 세계관과 관련된 문제인 실천 부족에 그 원인이 있다고 할 수 있다. 또한 환경이란 개별 유기체 또는 유기체 집단을 둘러싸고 그에 영향을 주는 모든 조건 및 주변 여건을 가리키며, 이는 유기체의 생존과 삶의 질에 영향을 준다. 따라서 우리가 생각하는 환경문제란 바로 인간의 생존과 삶의 질에 부정적인 방향으로 환경에 영향을 주는 문제라고 할 수 있다.

즉, 오늘날 우리가 당면한 환경문제는 지구상의 전 인류가 공동으로 대처해야 할 당위론적 문제이다. 동시에 먹고 살기 위해 물건을 만들고, 소비하는 활동과 직접 관련된 경제 문제이며, 보다 나은 생산공정과 소비 및 처리의 기술과 관련되어 있기 때문에 과학과 공학의 문제이기도 하다. 더 나아가 환경문제는 복잡한 사회적 이해관계와 가치대립을 조성해야

한다는 의미에서 정치 문제이며, 아울러 문제해결 방안의 우선순위를 선택해야 하는 정책 결정과 집행의 문제이기도 하다. 정부는 환경을 보호하기 위한 각종 법령에서 기본이념과 방향을 제시하고, 환경에 대한 기본정책을 규정하는 한편, 환경 관련 각종 규제와 정책집행 등도 규정하고 있다. 이러한 법적 토대 아래 정부는 환경 관련 활동을 수행하며, 이러한 정부활동을 더욱 체계적이고 효율적으로 수행하기 위해 환경행정업무를 전담하는 환경행정 조직을 설치하게 된다. 우리나라의 경우, 환경행정에 관한 기능과 권한은 중앙정부의 환경부와 지방정부가 중심이 되는 이원체제로 집행되고 있다. 중앙정부의 경우, 환경 관련 업무가 환경부 이외에 여러 중앙정부 부처에 분산되어 수행되고 있고, 지방의 경우에도 지방정부 이외에 환경부의 일선기관인 환경관리청과 지방환경관리청 등이 존재함으로써 환경행정의 집행체계는 중앙정부와 지방정부의 다원 체계로 집행되고 있다. 21세기의 세계화와 지방화의 급속한 확산, 기후변화협약 등을 비롯한 각종 환경 관련 국제협약의 증대, 수질오염총량제, 자동차 대기오염 감시체계의 도입, 예방적 접근의 강화 등 새로운 정책수단의 도입 등에서 환경행정은 국외 및 국내 여건의 변화에 적응하면서 효율적인 전략을 탐색해야 하는 과제를 갖게 되었다.¹⁾

우리나라는 산림과 농경지가 많고, 대지 등의 개발용지가 적어 친환경적인 국토이용관리가 불리하다. 지난 50년간 공급중심의 국토난개발로 산림면적이 감소되고, 야생동식물의 멸종 및 환경훼손, 오염 등의 부작용이 누적되어 우리 삶의 지속성이 위협받고 있다. 즉, 각종 개발에 따른 산림의 파괴와 심화되는 도시의 오염으로 자연환경이 질적으로 악화되고 있다. 또한 지방자치제도의 시행에 따라 지방자치단체들은 자체 수익을 확대하기 위해 환경을 충분히 배려하지 않은 사업들을 많이 인허가해 주는 실정이다. 이에 따라 국토의 난개발이 진행되고 있어 친환경적인 국토관리를 위한 기준을 시급히 마련해야 한다. 우리나라는 국내총생산 규모 증대와 더불어 쾌적한 환경에 대한 요구가 커지고 있으나, 이를 위한 환경정책의 수립 및 집행은 미흡한 실정이다. 이에 따라 국토의 효율적 보전과 관리가 곤란하게 되어 사회적 갈등을 초래하고 있다. 특히 2005년부터 기업도시, 혁신도시 개발이 본격화되고, 그린벨트 해제를 통한 임대주택 건설 등 개발사업이 집중되고 있다. 또한 높은 인구밀도, 좁은 국토면적을 고려할 때, 앞으로도 전국적으로 대규모의 국토개발이 계속될 전망이다. 이에 따라 환경관리를 위한 구체적인 수단 및 도구로서의 기본 틀을 준비해야 할 시점이다.²⁾

1) 박종국(2008), pp.1-2.

2) 이종수(2006), p.1.

이와 같은 환경관리는 국가경영의 주요 관심사항으로 대두됨에 따라 환경투자와 관련한 적정수준, 투자여건, 생산효율 여부, 규모의 경제, 산출증대 기여정도, 기업의 투자부담 여력 등에 대한 분석이 어느 때보다 필요하다. 따라서 본 연구에서는 중앙정부의 환경투자 관련 비용구조 분석결과가 환경개선사업에 도움이 되기를 바란다.

본 연구의 목적은 우리나라 제조업을 중심으로 중앙정부의 환경투자 관련 비용구조를 분석하여, 관련 특징을 분석하고, 타 연구결과와 비교함으로써 환경투자 방향을 제시하는 데에 있다. 이를 위해 분석기간을 1999년에서 2008년까지의 10년간으로, 제조업 업종을 20개로, 고정요소를 중앙정부 환경예산으로 하여 가변비용함수를 추정하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장은 문헌고찰, III장에서는 분석모형의 설정, 자료설명, 검정으로써 가변비용함수 추정을 위한 기초작업을 수행하였으며, IV장은 함수추정으로 가변비용함수의 계수 값을 추정하였고, V장은 IV장에서 추정한 계수 값을 활용하여 중앙정부의 환경투자 관련 비용구조를 분석하고, 제조업체의 공해방지투자 관련 비용구조와 비교하였으며, VI장에서 결론을 제시하였다.

II. 문헌고찰

산업계에서 본 연구와 같이 환경투자 관련 비용함수를 활용하여 비용구조를 계량적으로 분석한 연구는 다음과 같다. 이명헌 외(1998)는 철강산업의 공해방지투자 관련 비용구조 분석을 통해 철강산업에서 상대가격은 비효율성으로 인해 생산비용이 연평균 13.6% 증가하였으며, 공해저감자본은 적정수준에 비해 연평균 48.4% 적게 투자되고 있음을 보여 주고 있다. 민승기(2010)는 제조업체의 공해방지투자와 관련하여 총족도, q 값, 단기불균형지수, 가변비용의 산출탄력성, 규모의 보수, 산출의 공해방지투자 탄력성, 가변비용의 공해방지투자 탄력성, 잠재가격을 분석한 결과, 제조업체는 공해방지투자를 적정수준으로 끌어올림으로써 생산효율을 제고하고, 투자를 효율화하며, 가변비용을 절감해야 할 필요성을 제시하였다. 이러한 비용구조 분석은 기존 환경연구가 주로 환경규제와 생산성 간의 관계 분석에 집중하는 데에서 비롯된 분석결과가 보여주는 한계를 보완했다는 점에 큰 의미가 있다.

이외에는 환경규제가 생산성에 주는 영향에 대한 연구가 대부분이다. 국외연구를 살펴보면, Denison(1979)은 환경규제가 기업체의 생산성을 16% 감소시키는 사실을 발견했으며, Norsworthy et al.(1979)도 환경규제가 제조업체의 노동생산성을 12% 감소시키는 사실을

발견했다. Haveman and Christainsen(1981)은 환경규제가 미국연방의 생산성을 8-12% 감소시켰다고 주장했으며, Barbera et al.(1990)은 환경규제로 5개 공해산업의 생산성이 10-30% 감소된다고 주장했다. 국내연구를 보면, 이명현(1997)은 환경규제가 없었다면 생산성이 14% 더 증가한다는 결론을 얻었다. 또한 강만옥 외(1999)는 우리나라의 경우, 총요소 생산성 성장은 미국보다 높지만, 환경규제에 대응하여 환경효율성을 발휘하는 에코이노베이션(eco-innovation)의 기술혁신 측면에서는 매우 뒤떨어져 있음을 확인하였다.

Lee(2007)는 환경규제가 우리나라 제조업체의 생산성을 12% 감소시키는 사실을 발견했다. 기타 환경 관련 연구를 살펴보면, 김유정(2001)은 국내 제조업을 대상으로 환경투자가 불변부가가치와 어떠한 관계를 갖고 있는지에 대한 인과관계를 분석하였다. 그 결과, 환경투자가 불변부가가치를 감소시킨다는 것과, 불변부가가치와 연구개발이 환경투자를 유도한다는 것을 발견하였다.

Ⅲ. 분석모형의 설정, 자료설명 및 검정

1. 분석모형의 설정

모든 생산요소들이 각 생산점에서 가장 적정한 양으로 사용되어 총생산비가 최소화될 때, 생산과 비용 사이에 쌍대관계가 성립된다. 따라서 생산구조(structure of production)는 생산함수로부터 직접 분석될 수도 있지만, 비용함수(cost function)에 의해서도 분석될 수 있다.³⁾

현실적으로 모든 생산요소들이 각 생산점에서 항상 최적량으로 사용된다고는 볼 수 없다. 왜냐하면 생산요소 중에는 그 성질에 따라 양을 쉽게 변화시킬 수 없는 준고정요소(quasi-fixed factors)⁴⁾가 있기 때문이다.⁵⁾ 즉 자본스톡이나 사회간접자본은 물리적 특성

3) Shephard(1953); Samuelson(1953-4); Uzawa(1962).

4) 일반적으로 요소의 투입량을 변경시키는 데에는 각 요소의 성질에 따라 장단기의 시간이 필요하다. 예컨대 토지나 건물 같은 것에는 보통 임대기간이 있고, 또 그것을 구매하거나 처분하는 데에도 시간이 걸린다. 관리능력이나 고도의 기술 등은 양적 변화가 곤란하기 때문에 시간이 걸린다. 또 어떤 기업의 특수한 조건에 맞추어 설계된 장비 같은 것도 단시일 내에 수량을 변경하기 곤란하다. 그러나 전력, 반제품, 미숙련 노동 등은 비교적 양적 변화가 용이하고, 따라서 시간도 안 걸린다. 그러므로 장기에서는 관리능력을 제외한 모든 생산요소는 가변적이며, 고정요소는 있을 수 없다. 따라서 단기와 장기의 구별은 일상생활 속의 시간으로 계산되는 것이 아니고, 개념적인 것이므로 산업에 따라 단기의 길이는 다르며, 대체로 규모나 구조가 단순한 고정요소를 사용하는 산업일수록 단기의 길이는 짧은 것이다. 마셜(Marshall, 1890)이 경제이론에 도입한 단기(short-term)와 장기(long-term)라는 기간개념은 비용분석에서 매우 중요하다(이종인, 1998, pp.124-126).

상, 즉각적으로, 또는 아무런 비용을 들이지 않고 최적 수요량을 결정하기 힘들거나 기업이 직접 수급을 통제하기 어렵다. 따라서 이러한 생산요소에 대해서는 최적화 과정을 거칠 수 없는 것이 현실이다. 그러나 생산이론에서 부분균형모형을 통한 분석방법을 보면, 단기에 기업은 자본, 노동, 중간투입물과 같은 가변 생산요소에 대해서만 최적화 과정을 거치고, 사회간접자본, 기술변화와 같은 것은 주어진 것으로 간주하며, 장기에서 비로소 사회간접자본과 같은 생산요소에 대해 최적화를 달성하게 된다.⁶⁾ 이러한 준고정요소가 존재하는 경우의 각 생산점은 장기균형생산점(long run equilibrium production point)이 될 수 없고, 주어진 준고정요소하에서 가변요소들(variable inputs)만이 최적량으로 사용되는 단기균형생산점(short run equilibrium production point)이 될 수밖에 없다. 이러한 단기균형생산점에서는 총비용(total cost)이 최소화되는 것이 아니고, 주어진 양의 준고정요소하에서 가변비용(variable cost)만이 최소화된다. 따라서 이러한 경우에는 총비용함수(total cost function)가 존재하지 않고, 가변비용함수(variable cost function)만 존재한다. 이때는 가변요소만을 중심으로 생산과 비용 사이에 쌍대성이 성립된다고 볼 수 있다.

트랜스로그함수 형태는 비용함수를 나타내기 위해 널리 사용되는 유연한 형태로 2차 테일러 급수에서 $\ln w = 0$ 인 점까지 $\ln c(w)$ 를 확대시키면,

$$\ln c \approx \beta_0 + \sum_{i=1}^M \left(\frac{\partial \ln c}{\partial \ln w_i} \right) \ln w_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M \left(\frac{\partial^2 \ln c}{\partial \ln w_i \partial \ln w_j} \right) \ln w_i \ln w_j$$

가 되는데, 여기에서 미분계수들의 값이 구해진다. 만약 이러한 미분계수들을 파라미터로 보고, 교차가격 미분계수들에 대칭성을 부과하면, 다음과 같은 트랜스로그 비용함수가 도출된다.

$$\ln c = \beta_0 + \beta_1 \ln w_1 + \dots + \beta_M \ln w_M + \delta_{11} (1/2 \ln^2 w_1) + \delta_{12} \ln w_1 \ln w_2 + \delta_{22} (1/2 \ln^2 w_2) + \dots + \delta_{MM} (1/2 \ln^2 w_M)$$

본 논문에서는 제조업체의 가변비용함수의 파라미터를 추정하기 위해 가변비용함수에 일반적 2차 다항식인 트랜스로그 형태를 적용한 트랜스로그 가변비용함수⁷⁾를 사용했다.

5) 최정표(1986), p.52.

6) 박승록, 이상권(1996), p.17.

$$\begin{aligned}
 \ln VC = & A + \sum_i B_i \ln W_i + \sum_j C_j \ln Z_j + D \ln T + E \ln Y \\
 & + 1/2 \sum_i \sum_n F_{in} \ln W_i \ln W_n + \sum_i \sum_j G_{ij} \ln W_i \ln Z_j \\
 & + \sum_i H_i \ln W_i \ln T + \sum_i J_i \ln W_i \ln Y + 1/2 \sum_j \sum_n K_{jn} \ln Z_j \ln Z_n \\
 & + \sum_j L_j \ln Z_j \ln T + \sum_j M_j \ln Z_j \ln Y + 1/2 N (\ln T)^2 + P \ln T \ln Y \\
 & + 1/2 R (\ln Y)^2 (i = K, L, M, \quad j = O)
 \end{aligned} \tag{식 1}$$

여기에서 VC (가변비용)는 종속변수이고, W_i (가변요소가격), Z_j (고정요소), T (시간추세), Y (산출)은 독립변수이며, 그 측정방법은 <표 2>에 수록되어 있다. 그리고 A (α_{con})는 상수이며, B ($\alpha_{k'}, \alpha_{l'}, \alpha_m$), C (α_o), D (α_t), E (α_y), F ($r_{kk'}, r_{ll'}, r_{mm'}, r_{kl'}, r_{km'}, r_{lm}$), G ($r_{ko'}, r_{lo'}, r_{mo}$), H ($r_{kt'}, r_{lt'}, r_{mt}$), J ($r_{ky'}, r_{ly'}, r_{my}$), K (r_{oo}), L (r_{ot}), M (r_{oy}), N (r_{tt}), P (r_{ty}), R (r_{yy})은 가변비용함수의 독립변수이다.

대칭성(symmetry)과 동차성(homogeneity) 제약은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 F_{ih} = F_{hi} \text{ 그리고 } K_{jn} = K_{nj} \text{ (모든 } i, j, h, n \text{에 대해)} & \tag{식 2} \\
 \sum_i B_i = 1 \\
 \sum_i F_{ih} = \sum_n F_{in} = \sum_i \sum_n F_{in} = 0 \text{ (모든 } i, h \text{에 대해)} \\
 \sum_i \sum_j G_{ij} = 0 \text{ (모든 } j \text{에 대해)} \\
 \sum_i J_i = 0 \\
 \sum_i H_i = 0 & \tag{식 3}
 \end{aligned}$$

또한 가변비용함수를 더욱 효율적으로 추정하기 위해 가변비용함수를 요소가격으로 미분하고, 비용최소화 가정하에 Shephard's Lemma($\partial VC / \partial W_i = X_i$)를 적용하여 요소수요함수를 얻어냈다.

7) Christensen et al.(1973).

$$\partial \ln VC / \partial \ln W_i = S_i = B_i + \sum_n F_{in} \ln W_n + \sum_j G_{ij} \ln Z_j + H_i \ln T + J_i \ln Y \quad (\text{식 4})$$

<식 4>의 방정식 3개는 선형종속으로 가변요소의 비용분배율의 합이 1이고, 가변요소가 격에 대해 동차성제약이 주어졌으므로 2개의 방정식에 대한 계수 값이 추정되면, 나머지 하나의 방정식에 대한 계수 값은 저절로 결정된다. 그러므로 <식 2>와 <식 3>의 제약하에 있는 <식 1>의 1개 방정식과 <식 4>의 2개 방정식 모두 3개의 연립방정식에 대해 외견무관 회귀(Seemingly Unrelated Regression)모형⁸⁾을 적용했다.

여기에서 비용의 산출탄력성은

$$E_{CY} = \partial \ln VC / \partial \ln Y = E + \sum_i J_i \ln W_i + \sum_j M_j \ln Z_j + P \ln T + R \ln Y$$

으로, 비용의 고정요소탄력성 (E_{CZ_j})은

$$E_{CZ_j} = \partial \ln VC / \partial \ln Z_j = C_j + \sum_i G_{ij} \ln W_i + \sum_n K_{jn} \ln Z_n + L_j \ln T + M_j \ln Y$$

으로 계산하였다.

2. 자료현황

1) 자료의 구축과 이용현황

9차 한국표준산업분류에 따라 종사자 수 10인 이상인 제조업체를 대상으로 1999년부터 2008년까지 10년간, 20개 업종으로 하여 200개 패널자료를 구성하였는데, 이 자료의 독립 변수에 대한 설명은 <식 1> 하단에 수록되어 있다. 본 연구의 가변비용함수는 트랜스로그 형태이므로 <식 1>과 같이 28개의 독립변수로 구성되었다. 여기에서 환경투자 자료는 환경부에서 취합한 중앙정부 환경예산(환경부)⁹⁾이다. 환경투자비의 가격은 자본비용을 민간자본스톡으로 나눈 값을 사용하였으며, 중앙정부 환경예산에 근거한 환경투자비용을 불변화하기 위해 국내총생산 디플레이터를 사용하였다.

8) 가변비용함수와 조건부요소수요함수를 연립방정식체계로 구성할 경우, 조건부요소수요함수 각각은 상이한 계수 값을 지닌 독립변수들로 구성되어 있어 문제가 없으나, 이들 함수 각각의 오차항들 간에는 상관관계가 존재함에 따라 적용하게 되는데, 이 경우, 자유도가 추가적으로 확보되어 계수 값을 효율적으로 추정할 수 있다. 합당한 함수형태를 찾아내기 위해 잠재가격의 부호형태, 총족도, 대체·가격 탄력성과 이의 측정을 위한 장기가변비용의 뒝, 규모에 대한 보수, 기술변화, 고정요소관련 계수 값의 부호형태를 살펴보았다.

9) 결산자료를 사용해야 하지만, 결산자료에는 예산자료와 같이 환경부뿐만 아니라 국토해양부, 행정안전부, 농림수산식품부, 해양수산부, 기획재정부, 소방방재청, 해양경찰청과 같은 현재 및 과거의 타 부서의 자료를 취합하지 않고 있어, 자료로 활용하는 것이 불가능하며, 예산과 큰 차이가 없으므로 예산자료를 사용하였다. 또한 이 예산자료에는 공해정화 보조금 지급과 공해방지 기술·시설에 대한 연구개발투자 지원이 포함되어 있다.

표 1 환경투자비 추이(2005년 불변가격기준)

(단위 : 억원)

| 연도 | gdp deflator | 경상기준 | 불변기준 |
|------|--------------|--------|----------|
| 1999 | 0.965222 | 27,636 | 28,631.8 |
| 2000 | 0.955021 | 30,581 | 32,021.3 |
| 2001 | 0.942186 | 31,229 | 33,145.3 |
| 2002 | 0.94701 | 32,544 | 34,365.0 |
| 2003 | 0.954733 | 33,425 | 35,009.8 |
| 2004 | 1.020853 | 31,183 | 30,546.0 |
| 2005 | 1.000000 | 35,578 | 35,578.0 |
| 2006 | 0.956896 | 33,978 | 35,508.6 |
| 2007 | 0.963933 | 32,837 | 34,065.7 |
| 2008 | 1.004723 | 36,568 | 36,396.1 |

자료: 1) 환경부(2010), 「환경예산과 예산제도」.
2) 한국은행 홈페이지.

해당 연도별 업종별 자료의 총비용과 출하액을 해당 연도별 업종별 업체 수로 나누어 1개 업체당 자료로 변경시킴으로써 업체 수의 크기에 따른 자료의 편의를 제거하였다.

자본비용은 자본의 기회비용과 감가상각비로 구성된다. 자본의 기회비용은 불변화된 민간자본스톡과 홈페이지 통계자료(한국은행)의 3년만기 회사채수익률을 곱하여 구했다. 민간자본스톡의 경우, 「광업·제조업통계조사보고서」(통계청)에 수록된 건물 및 구축물, 기계장치·용광로, 차량·선박·운반구, 공구·기구·비품 각각에 대해 홈페이지 통계자료(한국은행)에 수록된 자본재형태별(비주거용건물 및 구축물, 기계류, 운수장비) 총자본형성 디플레이터를 적용하여 불변가격 기준으로 환산했다. 감가상각비는 「광업·제조업통계조사보고서」(통계청)에 수록된 자료에 3개 부문 자본재형태별 총자본형성 디플레이터의 가중평균 값을 적용하여 불변화시켰다. 이에 따라 감가상각비와 자본의 기회비용(=민간자본스톡×3년만기 회사채수익률)으로 구성된 자본비용을 건물 및 구축물, 기계장치·용광로, 차량·선박·운반구, 공구·기구·비품으로 구성된 민간자본스톡으로 나누어 자본가격을 구하였다.

노동비용은 「광업·제조업통계조사보고서」(통계청)에 수록된 제조업 부문의 급여액 자료를 활용하였으며, 홈페이지 통계자료(통계청 및 한국은행)의 소비자물가지수로 불변화하였다. 이와 같이 구한 제조업의 업종별 연간 총급여액을 「광업·제조업통계조사보고서」(통계청)에 수록된 피용자 수로 나누어 노동가격을 구하였다.

원재료비, 에너지비, 전력비는 「광업·제조업통계조사보고서」(통계청)를, 각종 생산자물

가지수와 가공단계별물가지수는 홈페이지 통계자료 및 내부자료(한국은행)를 활용했다. 원재료가격과 에너지가격은 평균생산비용의 개념을 적용하여 구하였다.¹⁰⁾ 이에 따라 원재료 가격은 불변원재료비를 불변부가가치로 나누어 구하였으며, 원재료비 불변화를 위해 업종별 가공단계별 물가지수가 사용되었다. 에너지가격은 불변에너지비를 불변부가가치로 나누어 구하였으며, 에너지비 불변화에는 에너지 생산자물가지수가 사용되었다. 전력가격은 한전의 산업용 전력단가를 산업용전력 생산자물가지수로 불변화하여 구하였다. 그리고 원재료가격, 에너지가격, 전력가격 각각에 대해 원재료비, 에너지비, 전력비로 구성된 재료비 기준 가중합을 적용하여 재료가격을 구하였다.

이리하여 자본비용은 감가상각비, 자본의 기회비용으로, 노동비용은 급여액으로, 재료비는 원재료비, 에너지비, 전력비로 구성된다.

산출은 「광업·제조업통계조사보고서」(통계청)에 수록된 출하액을 기준으로 하였으며, 업종별 생산자물가지수를 사용하여 불변가격 기준으로 환산하였다.

2) 변수의 정의 및 측정

이상과 같이 10년간 20개 업종으로 구성된 자료의 독립변수 측정방법을 요약하면, <표 2>와 같다. 자본가격, 노동가격, 재료가격은 가변요소에, 그리고 환경투자는 고정요소에 해당된다. 그리고 가변요소, 고정요소, 시간추세는 투입물이고, 출하액은 산출물이다.

표 2 변수의 정의 및 측정

| 변 수 | | 정 의 | 측 정 |
|-------------|------------------|---------------|-----------------------------|
| 투 입 물 | 가 변 요 소 | 자본가격(W_k) | (감가상각비+민간자본소득)+회사채수익률(3년만기) |
| | | 노동가격(W_l) | 연간총급여액+비용자 수 |
| | | 재료가격(W_m) | 평균생산비 개념 적용 |
| | 고정요소 | 환경투자(Z_0) | 2005년 불변가격기준 환경투자비 |
| | | 시간추세(T) | 시간추세 |
| 산출물 | | 산출(Y) | 출하액 |

주: 민간자본소득은 건물 및 구축물, 기계장치·용광로, 차량·선박·운반구, 공구·기구·비품임.

10) 윤창호, 신재명, 김남주(1985), pp.29-30; 박희석(1990), p.52.

3) 자료에 이용되는 비용의 산정

제조업체의 가변비용을 자본비용, 노동비용, 재료비용으로 하였다. 이에 따라 자본가격, 노동가격, 재료가격 각각에 자본투입량, 노동투입량, 재료투입량 각각을 곱하여 합한 값을 가변비용으로 정의하였다.

$$VC = W_k K + W_l L + W_m M$$

여기에서 VC 는 가변비용, W_k , W_l , W_m 은 각각 자본가격, 노동가격, 재료가격, K , L , M 은 각각 자본투입량, 노동투입량, 재료투입량, $W_k K$, $W_l L$, $W_m M$ 은 각각 자본비용, 노동비용, 재료비용이다.

이러한 자본비용, 노동비용, 재료비용 각각을 가변비용으로 나누어 각각 자본비뭇(S_k), 노동비뭇(S_l), 재료비뭇(S_m)을 계산하였으며, 그 결과는 <표 3>과 같다. 평균 값을 보면, 재료비뭇, 노동비뭇, 자본비뭇 순으로 크며, 재료비뭇은 증가추세이다.

표 3 가변요소의 비용뭇 추이(2005년 불변가격 기준)

(단위: %)

| 연도 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 평균 |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 자본비뭇 | 13.25 | 12.03 | 10.91 | 9.72 | 9.00 | 7.36 | 7.75 | 7.57 | 7.34 | 6.77 | 8.75 |
| 노동비뭇 | 12.16 | 12.02 | 11.91 | 11.96 | 11.94 | 11.66 | 11.21 | 10.70 | 10.20 | 9.44 | 11.13 |
| 재료비뭇 | 74.60 | 75.94 | 77.17 | 78.31 | 79.06 | 80.99 | 81.04 | 81.74 | 82.47 | 83.79 | 80.12 |
| 계 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 |

<표 4>에서는 제조업의 주요 변수에 대해 연구기간별 변화추세를 요약하였다. 자본비용, 노동비용, 재료비용, 산출 그리고 환경투자비용은 증가추세를 보이고 있다. 자본비용은 전반기에 감소추세를 보이고 있다. 노동비용, 재료비용, 환경투자비용은 전반기가 후반기보다 더 크게 증가하였으며, 출하액은 후반기가 전반기보다 더 크게 증가하였다. 재료비용은 가장 크게 증가했으며, 출하액은 그 다음으로 크게 증가하였고, 자본비용은 가장 작게 증가하였다.

표 4 가변비용, 산출, 환경투자비용 증가율(2005년 불변가격 기준)

(단위: 십억원)

| 연도 | 자본비용 | 노동비용 | 재료비용 | 가변비용 | 산출 | 환경투자비용 |
|----------|--------|--------|---------|---------|-----------|--------|
| 1999 | 46,684 | 42,851 | 262,917 | 352,452 | 495,813 | 2,863 |
| 2000 | 49,710 | 49,676 | 313,747 | 413,133 | 560,258 | 3,202 |
| 2001 | 46,258 | 50,499 | 327,080 | 423,837 | 590,139 | 3,315 |
| 2002 | 44,098 | 54,262 | 355,220 | 453,580 | 643,006 | 3,436 |
| 2003 | 42,928 | 56,903 | 376,935 | 476,766 | 679,158 | 3,501 |
| 2004 | 38,494 | 60,992 | 423,795 | 523,281 | 754,298 | 3,055 |
| 2005 | 44,528 | 64,426 | 465,759 | 574,713 | 798,632 | 3,558 |
| 2006 | 47,170 | 66,675 | 509,517 | 623,362 | 865,130 | 3,551 |
| 2007 | 50,086 | 69,595 | 562,922 | 682,603 | 965,041 | 3,407 |
| 2008 | 49,014 | 68,372 | 606,663 | 724,049 | 1,042,371 | 3,640 |
| 99-03(%) | -2.08 | 7.35 | 9.42 | 7.85 | 8.18 | 5.16 |
| 04-08(%) | 6.23 | 2.90 | 9.38 | 8.46 | 8.42 | 4.48 |
| 99-08(%) | 0.54 | 5.33 | 9.74 | 8.33 | 8.61 | 2.7 |

자료: 1) 통계청(각년도), 「광업·제조업통계조사보고서」.
 2) 환경부(2010), 「환경예산과 예산제도」.

3. 함수의 검정

1) 그룹효과검정

그룹효과검정을 임의효과접근과 고정효과접근으로 나누어 실시했다. 임의효과접근의 경우 그룹효과 검정통계는 자유도가 1인 χ^2 분포로 다음과 같이 주어진다.

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{T^2 \bar{e}'e}{e'e} - 1 \right]^2$$

여기에서 \bar{e} 는 그룹별로 계산한 최소자승잔차값, $e'e$ 는 최소자승회귀를 위한 잔차자승의 총계이며, n 은 업종 수, T 는 연구기간이다. 검정 결과, 고정효과모형이 적합한 것으로 분석되었다.¹¹⁾

11) Greene(2000), p.573.

표 5 그룹효과검정 결과(임의효과접근)

| 귀 무 가 설(H_0) | 자유도 | LM통계 값 | $\chi^2_{0.01}$ 임계 값 | 결과 |
|---|-----|--------|----------------------|----|
| 그룹효과가 없음 $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_n$, (임의효과모형임) | 1 | 670.06 | 6.63 | 기각 |

고정효과접근의 경우 그룹효과 검정통계는 아래의 F 분포로 주어진다.

$$F(n-1, nT-n-K) = \frac{(R_u^2 - R_b^2)/(n-1)}{(1 - R_u^2)/(nT-n-K)}$$

여기에서 R_u^2 는 비제약모형의 다중결정계수, R_b^2 는 그룹공통의 상수항을 갖는 제약모형의 다중결정계수, K 는 상수항을 포함한 계수의 수이지만, 고정효과접근이므로 상수항이 제외된 수 $K-1$ 로 계산된다. n 는 업종 수, T 는 연구기간이다. 검정 결과, 고정효과모형이 적합한 것으로 분석되었다.¹²⁾

표 6 그룹효과검정 결과(고정효과접근)

| 귀 무 가 설(H_0) | 자유도 | F 통계 값 | $F_{0.01}$ 임계 값 | 결과 |
|---|---------|----------|-----------------|----|
| 그룹효과가 없음 $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_n$, (임의효과모형임) | 19, 153 | 3.08 | 1.93 | 기각 |

결국 고정효과접근과 임의효과접근 모두 그룹효과는 있다. 그러므로 고정효과모형을 사용하는 것이 적합한 것으로 분석되었다.

2) 하우스만 검정

하우스만 검정은 고정효과모형 및 임의효과모형에 의해 추정되는 계수 추정 값의 동등성에 대한 공식적인 시험으로써 임의효과모형의 적합성을 조사하는 것으로 검정통계는 다음과 같이 주어진다.

12) *ibid.*, p.562, p.565.

$$m_1 = \hat{q}'_1 [\text{var}(\hat{q}_1)]^{-1} \hat{q}_1$$

귀무가설하에 m_1 은 $\chi^2(k)$ 로 분포되는데, 여기에서 $\hat{q}_1 = \hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_{Within}$, k 는 절편을 제외한 계수의 수이다. 만약 이 두 모형 간의 계수 추정 값이 유의하게 다르다면, 특수효과(u_p)가 독립변수와 상관되어 있다는 것이다. 통계 패키지 Stata Release 5를 활용하여, 검정한 결과, 임의효과모형의 계수 추정 값과 고정효과모형의 계수 추정 값 간에 차이가 없다는 귀무가설은 채택된다. 따라서 가변비용함수에 대해 임의효과모형을 적용하는 것이 적합한 것으로 분석되었다.¹³⁾

표 7 하우스만 검정 결과

| 귀 무 가 설(H_0) | 자유도(k-1) | m_1 통계 값 | $\chi^2_{0.01}$ 임계 값 | 결과 |
|--|----------|------------|----------------------|----|
| 임의효과모형의 계수 추정 값과 고정효과모형의 계수 추정 값 간에 차이가 없음 | 27 | 45.65 | 46.96 | 채택 |

3) 결합 또는 분리 추정검정

동시적 상관관계가 존재하지 않는다면, 각각 방정식들에 대해 분리적으로 적용된 최소자승은 충분히 효율적이고, 외견무관회귀 추정 값을 사용할 필요가 없다. 따라서 동시적 공분산이 영(0)인지 아닌지를 검정하는 것은 유용하다. 적절한 검정통계는 브로이쉬와 파간(Breusch and Pagan, 1980)이 제시한 라그랑주 승수 통계 값이다. 방정식이 3개이므로 자유도는 3이고, 이 경우, 통계 값은 $\lambda = T(r_{21}^2 + r_{31}^2 + r_{23}^2)$ 이며, 여기에서 $r_{ij}^2 = \hat{\sigma}_{ij}^2 / (\hat{\sigma}_{ii} \times \hat{\sigma}_{jj})$ 이므로 제곱상관관계를 의미하며, 점근적 χ^2 분포를 갖는다. 검정 결과, 귀무가설은 기각된다. 그러므로 동시적 상관관계는 존재하며, 외견무관회귀모형은 최소자승모형을 개선한다는 결론에 이르게 된다.¹⁴⁾

13) Greene(2000), p.841; Baltagi(1999), p.68; Kmenta(1990), p.635; Kennedy(1992), p.148.

14) Judge et al.(1988), pp.456-461; Hill et al. 이병락 역(2004), pp.457-478.

표 8 브로이쉬-파간 검정 결과

| 귀 무 가 설(H_0) | 자유도 | λ 통계 값 | $\chi_{0.01}^2$ 임계 값 | 결과 |
|--|-----|----------------|----------------------|----|
| 모든 공분산은 영(0)이다. $\sigma_{12} = \sigma_{13} = \sigma_{23} = 0$ | 3 | 12.75 | 11.34 | 기각 |

4) 검정결과 종합

그룹효과검정에서는 임의효과접근, 고정효과접근 모두 그룹효과가 있으므로 고정효과모형을 사용하는 것이 적합한 것으로 분석되었다. 그러나 하우스만 검정을 실시한 결과, 임의효과모형의 계수 추정 값과 고정효과모형의 계수 추정 값 간에 차이가 없는 것으로 나타나 임의효과모형을 사용하는 것이 적합한 것으로 분석되었다. 결국 그룹효과검정에서는 고정효과모형이, 하우스만 검정에서는 임의효과모형이 적합한 것으로 분석되었으나, 후자의 경우에 따라 임의효과모형을 사용하기로 하였다. 브로이쉬-파간 검정 결과, 트랜스로그 가변비용함수에는 외견무관회귀모형 적용이 적합한 것으로 나타났다.

IV. 함수추정 결과

자유도 558¹⁵⁾, $\alpha=0.2$ 일 경우, $t_{0.1}$ 의 임계 값 1.282 기준하¹⁶⁾에 독립변수의 계수 값의 의미를 살펴보기로 한다. 여기에서 각 독립변수의 하첨자 k, l, m, o, t, y는 각각 자본, 노동, 재료, 환경투자, 시간추세, 산출을 나타낸다.

<표 9>의 독립변수를 <식 1>과 관련하여 설명하면, a_{con} 은 A, a_k, a_l, a_m 은 B, a_o 는 C, a_t 는 D, a_y 는 E, $r_{kk'}, r_{ll'}, r_{mm'}, r_{kl'}, r_{km'}, r_{lm}$ 는 F, $r_{ko'}, r_{lo'}, r_{mo}$ 는 G, $r_{kt'}, r_{lt'}, r_{mt}$ 는 H, $r_{ky'}, r_{ly'}, r_{my}$ 는 J, r_{oo} 는 K, r_{ot} 는 L, r_{oy} 는 M, r_{tt} 는 N, r_{ty} 는 P, r_{yy} 는 R로 모두 28개이다. $a_k > 0$, $a_l > 0$, $a_m > 0$ 이므로 자본가격, 노동가격, 재료가격 증가는 제조업체의 가변비용을 증가시키고, $a_y > 0$ 이므로 산출은 가변비용 사용과 정(+)의 관계이고, $r_{tt} < 0$

15) '자유도 = 관측치의 수 × 방정식 수 - 계수의 수(상수항 포함)'이므로 $200 \times 3 - (28 + 7 + 7) = 558$. 또는 3개 방정식 각각에 대해 '자유도 = 관측치의 수 - 파라미터 수(상수항 포함)'을 적용하면, $(200 - 28) + (200 - 7) + (200 - 7) = 558$. 따라서 외견무관회귀모형에서는 자유도가 22가 아니라 558이다.

16) 이 의미는 자유도 558, 한쪽꼬리 넓이 0.1에서 T값은 1.282이므로 T가 -1.282보다 작고, 또 T가 1.282보다 클 확률은 0.2, 즉 $P(T \leq -1.282 \text{ 또는 } T \geq 1.282) = 0.2$ 라는 뜻이다. 이것은 T가 -1.282보다 크고, 또 T가 1.282보다 작을 확률 즉 $P(-1.282 \leq T \leq 1.282) = 0.8$ 이라는 것과 같다.

이므로 노동절약적 기술진보가 존재하고 있다.

표 9 가변비용함수 추정결과

| 독립변수 | 계수 값 | 표준오차 | T값 | 유의도 | 독립변수 | 계수 값 | 표준오차 | T값 | 유의도 |
|-------------------|--------|-------|--------|-------|--------------|--------|-------|--------|-------|
| 1. α_{con} | -0.010 | 0.004 | -2.579 | 0.010 | 15. r_{km} | -0.066 | 0.034 | -1.920 | 0.055 |
| 2. α_k | 0.182 | 0.006 | 28.456 | 0.000 | 16. r_{ko} | 0.065 | 0.058 | 1.120 | 0.263 |
| 3. α_l | 0.340 | 0.012 | 28.931 | 0.000 | 17. r_{kt} | 0.002 | 0.025 | 0.090 | 0.928 |
| 4. α_m | 0.478 | 0.016 | 30.434 | 0.000 | 18. r_{ky} | -0.082 | 0.031 | -2.661 | 0.008 |
| 5. α_o | -0.158 | 0.176 | -0.895 | 0.371 | 19. r_{lm} | -0.191 | 0.063 | -3.055 | 0.002 |
| 6. α_t | -0.098 | 0.027 | -3.612 | 0.000 | 20. r_{lo} | 0.109 | 0.109 | 0.998 | 0.318 |
| 7. α_y | 0.613 | 0.021 | 29.790 | 0.000 | 21. r_{lt} | -0.056 | 0.043 | -1.300 | 0.194 |
| 8. r_{kk} | 0.054 | 0.023 | 2.313 | 0.021 | 22. r_{ly} | 0.014 | 0.055 | 0.258 | 0.796 |
| 9. r_{ll} | 0.179 | 0.057 | 3.137 | 0.002 | 23. r_{mo} | -0.174 | 0.149 | -1.174 | 0.241 |
| 10. r_{mm} | 0.257 | 0.084 | 3.049 | 0.002 | 24. r_{mt} | 0.053 | 0.053 | 1.000 | 0.318 |
| 11. r_{oo} | -2.951 | 2.950 | -1.000 | 0.317 | 25. r_{my} | 0.067 | 0.075 | 0.904 | 0.366 |
| 12. r_{tt} | -0.496 | 0.293 | -1.693 | 0.090 | 26. r_{ot} | 1.211 | 0.880 | 1.376 | 0.169 |
| 13. r_{yy} | -0.040 | 0.096 | -0.420 | 0.675 | 27. r_{oy} | 0.743 | 0.321 | 2.313 | 0.021 |
| 14. r_{kl} | 0.012 | 0.030 | 0.385 | 0.700 | 28. r_{ty} | -0.059 | 0.102 | -0.585 | 0.559 |

V. 중앙정부의 환경투자 관련 비용구조 분석

가변비용함수의 독립변수의 계수 값을 활용하여 총족도¹⁷⁾(SD), q 값, 단기불균형지수 (SDI), 가변비용의 산출탄력성(E_{CY}) 및 규모의 보수, 산출의 환경투자 탄력성(E_{YZ}), 가

17) 가변비용함수모형으로 환경투자(Z_o)의 최적투자규모를 추정하기 위해서는 환경투자의 장기최적량 Z_o^* 을 우선적으로 측정해야 하며, 그 측정과정은 아래와 같다.

단기총비용(STC)을 최소화하기 위해 고정요소는 다음과 같은 조건, 즉 $(\frac{\partial VC}{\partial Z_j}) + P_{Z_j} = 0$ 에 따라 좌측의 고정요소의

잠재가격을 우측의 고정요소의 시장가격과 일치시켜야 하며, 이때에 고정요소의 장기최적량 Z^* 이 도출된다.

그리고 환경투자의 잠재가격을 $\frac{\partial VC}{\partial Z_o} = f(Z_o)$ 라고 하면, $f(Z_o) + P_{Z_o} = 0$ 과 같은 방정식이 도출되는데, 이를 환경

투자에 대해 풀면, 환경투자의 장기최적량은 Z_o^* 로 계산되며, 이 생산점은 장기총비용이 최소화되는 장기균형생산점이다. 그리고 환경투자의 실제사용량을 Z_o 로 할 때, 환경투자의 총족도(FD_Z)는 실제사용량(Z_o)÷장기최적량(Z_o^*)으로 계산된다. 만약 환경투자의 총족도(FD_Z) < 1이면, 환경투자는 과소를 의미하고, 이와 반대로 환경투자의 총족도(FD_Z) > 1이면, 환경투자는 과잉을 의미한다.

변비용의 환경투자 탄력성(E_{CZ})과 같은 지표들을 다음과 같이 항목별로 계산하였다.

충족도는 환경투자의 현재수준을 환경투자의 적정수준으로 나눈 값으로서 환경투자규모의 적정 여부를 측정한다. 환경투자의 충족도는 1보다 크면 과잉투자, 1보다 작으면 과소투자인데, 본 연구에서는 0.7230으로서 1보다 작으므로 환경투자는 과소투자이다.

q 값은 환경투자의 잠재가격을 환경투자의 시장가격으로 나눈 값으로서 투자여건을 측정한다. 본 연구에서는 q 값이 0.9572로 1보다 작으므로 환경투자에서 잠재가격은 시장가격보다 작아 투자여건은 양호하지 않다.

단기불균형지수는 단기총비용에서 장기총비용을 뺀 값을 장기총비용으로 나눈 값으로서 생산효율을 측정한다. 본 연구에서 단기불균형지수는 환경투자가 적정수준에 못미침에 따라 생산비효율은 7.19%만큼 증가하는 것으로 나타났다. 이는 중앙정부의 환경투자 부족으로 제조업체의 생산효율이 감소된 것을 반영하는 것이다.

비용의 산출탄력성은 산출 1% 변화가 비용을 몇 퍼센트 변화시키는지를 측정한다. 본 연구에서 가변비용의 산출탄력성은 0.5765이므로 산출 1% 증가는 가변비용을 0.5765% 증가시키고, 장기총비용의 산출탄력성은 0.6549이므로 산출 1% 증가는 장기총비용을 0.6549% 증가시키는 것으로 나타나, 장기총비용이 가변비용보다 더 크게 증가한다. 그리고 비용의 산출탄력성을 활용하여 구한 규모의 보수는 단기 0.4235, 장기 0.3451이므로 단기, 장기 모두 규모의 경제가 존재하지만, 환경투자가 적정수준에 이른 장기의 경우는 단기의 경우보다 규모경제가 더 약화된다.

산출의 환경투자 탄력성은 환경투자 1% 변화가 산출을 몇 퍼센트 변화시키는지를 측정한다. 본 연구에서는 산출의 환경투자 탄력성은 0.5165이므로 환경투자 1% 증가는 산출을 0.5165% 증가시킨다.

가변비용의 환경투자 탄력성은 환경투자 1% 변화가 가변비용을 몇 퍼센트 변화시키는지를 측정한다. 본 연구에서는 가변비용의 환경투자 탄력성은 -0.2884 이므로 중앙정부의 환경투자 1% 증가는 가변비용을 0.2884% 감소시키는 것을 보여주고 있다.

표 10 주요 지표 측정값

| 주요 지표 | | 수식 | 측정 값 |
|-----------------------------------|------|--|---------|
| 충족도(FD)(최종연도 값 기준) | 환경투자 | $FD_{Z_0} = Z_0 / Z_0^*$ | 0.7230 |
| q값(=잠재가격/시장가격) | 환경투자 | $q_{Z_0} = r_{Z_0}^s / r_{Z_0}$ | 0.9572 |
| 단기불균형지수(SDI) | 환경투자 | $SDI = (STC - LTC) / LTC$ | 0.0719 |
| 비용의 산출탄력성(ϵ_{cy}) | 단 기 | $\epsilon_{cy}^s = \partial \ln VC / \partial \ln y$ | 0.5765 |
| | 장 기 | $\epsilon_{cy}^l = \partial \ln LTC / \partial \ln y$ | 0.6549 |
| 규모의 보수(SCE) | 단 기 | $SCE^s = 1 - \epsilon_{cy}^s$ | 0.4235 |
| | 장 기 | $SCE^l = 1 - \epsilon_{cy}^l$ | 0.3451 |
| 산출의 환경투자 탄력성(ϵ_{yZ}) | 환경투자 | $\epsilon_{yZ} = -(\partial y / \partial Z_0) \cdot (Z_0 / y)$ | 0.5165 |
| 가변비용의 환경투자 탄력성(ϵ_{cZ}) | 환경투자 | $\epsilon_{cZ} = \partial \ln VC / \partial \ln Z_0$ | -0.2884 |

주: 평균가변비용곡선은 역U자형($r_{yy} < 0$)¹⁸⁾이므로 단기불균형지수 측정 값의 부호인 부(-)를 정(+)으로 전환하여 수록함.

다음으로 본 연구결과를 기존 연구결과와 비교해 보기로 한다.

충족도는 모두 1보다 작아 적정수준에 못미치고 있다. 그러나 제조업체의 공해방지투자는 훨씬 더 적정수준에 못미치는 것으로 분석되었다.

q값을 살펴보면, 모두 1보다 작아 모두 투자여건은 양호하지 않으나, 제조업체의 공해방지투자가 여건이 더 나쁜 것으로 분석되었다.

단기불균형지수를 살펴보면, 중앙정부의 경우, 환경투자가 효율적이므로 환경투자의 부족이 생산비효율을 가져오지만, 제조업체의 경우, 공해방지투자가 비효율적이므로 공해방지투자의 부족이 오히려 생산효율을 발생시킨 것으로 분석되었다.

가변비용의 산출탄력성을 살펴보면, 중앙정부의 경우가 제조업체의 경우보다 더 큰 것으로 나타나, 규모의 경제는 중앙정부의 경우가 제조업체의 경우보다 작은 것으로 분석되었다.

산출의 (준)고정요소 탄력성을 살펴보면, 중앙정부의 환경투자는 제조업체의 공해방지투자보다 제조업체의 산출증가에 더 크게 기여하는 것으로 분석되었다.

가변비용의 (준)고정요소 탄력성을 보면, 중앙정부의 환경투자는 제조업체의 가변비용을 절감하지만, 제조업체의 공해방지투자는 제조업체의 가변비용을 증대시키고 있다.

18) Spady et al.(1978), p.171.

표 11 환경투자 관련 비용구조분석에 대한 기존연구와의 비교

| 연구자 | | 민승기(2010) | 본 연구 |
|--------------------------------------|--|---|---|
| 분석기간 및 사용 자료 | | 1999-2006 8년간 제조업 11개 업종 88개 패널자료 | 1999-2008 10년간 제조업 20개 업종 200개 패널자료 |
| 분석방법 | | 가변비용함수 추정 | 가변비용함수 추정 |
| (준)고정요소 | | 제조업체의 공해방지투자 | 중앙정부의 환경투자 |
| 분석대상산업 | | 제조업 | 제조업 |
| 충족도(FD)(최종연도 값 기준) | $FD_{Z_0} = Z_0 / Z_0^*$ | 0.0954 | 0.7230 |
| q값 (=잠재가격/시장가격) | $q_{Z_0} = r_{Z_0}^s / r_{Z_0}$ | 0.9093 | 0.9572 |
| 단기불균형지수(SDI) | $SDI = (STC - LTC) / LTC$ | -0.9558 | 0.0719 |
| 비용의 산출탄력성(ϵ_{cy}) | $\epsilon_{cy}^s = \partial \ln VC / \partial \ln y$ | 0.2504 | 0.5765 |
| | $\epsilon_{cy}^l = \partial \ln LTC / \partial \ln y$ | 0.0859 | 0.6549 |
| 규모의 보수(SCE) | $SCE^s = 1 - \epsilon_{cy}^s$ | 0.7496 | 0.4235 |
| | $SCE^l = 1 - \epsilon_{cy}^l$ | 0.9141 | 0.3451 |
| 산출의 (준)고정요소 탄력성(ϵ_{yz}) | $\epsilon_{yz} = -(\partial y / \partial Z_0) \cdot (Z_0 / y)$ | 0.1568 | 0.5165 |
| 가변비용의 (준)고정요소 탄력성(ϵ_{cz}) | $\epsilon_{cz} = \partial \ln VC / \partial \ln Z_0$ | 0.0371 | -0.2884 |
| 잠재가격 | $P_{Z_0} = -\partial VC / \partial Z_0$ | -0.0430 | 0.2651 |

자료: 민승기(2010).

VI. 결론

본 연구에서는 가변비용함수를 활용하여 환경투자 관련 제조업체의 비용구조를 분석하였다. 그 결과 다음과 같은 주요 결론을 도출하였다.

첫째, 중앙정부의 제조업체 관련 환경투자의 충족도는 72.30%로서 적정수준에 못미치고 있어 7.19%의 생산비효율이 발생하고 있음에도 q값은 0.9572로서 잠재가격이 시장가격보다 작아 투자여건은 양호하지 않은 것으로 분석되었다.

둘째, 이러한 중앙정부의 제조업체 관련 환경투자는 산출의 환경투자 탄력성 0.5165에 따라 제조업체의 산출증대를 가져오며, 가변비용의 환경투자 탄력성 -0.2884에 따라 제조업체의 가변비용을 절감하며, 단기불균형지수 0.0719에 따라 제조업체의 생산비효율이

7.19% 만큼 증가하는 것으로 분석되었다. 따라서 중앙정부의 환경 관련 투자를 지속적으로 증대하는 것이 바람직한 것으로 분석되었다. 한편 중앙정부의 환경투자에 따른 규모의 보수는 단기 0.4235, 장기 0.3451이므로 적정수준의 환경투자는 제조업체의 규모의 경제를 약화시키는 것으로 분석되었다.

셋째, 제조업체의 공해방지투자와 중앙정부의 환경투자를 비교해 보면, 다음과 같다.

제조업체의 공해방지투자와 중앙정부의 환경투자 모두 총족도, q 값, 비용의 산출탄력성, 규모의 보수, 산출의 (준)고정요소 탄력성은 부호가 동일하고, 단지 값의 크기 정도에 차이가 있는 것으로 나타났다. 즉 규모의 경제를 제외하고, 총족도, q 값, 산출의 (준)고정요소 탄력성은 중앙정부의 환경투자가 제조업체의 공해방지투자에 비해 제조업체에 더 큰 기여를 하는 것으로 분석되었다. 그러므로 제조업체의 공해방지투자와 중앙정부의 환경투자는 적정수준에 못미치고 투자여건이 양호하지 못하며 규모의 경제를 가져오고 산출 증가에 기여하고 있다.

그러나 가변비용의 (준)고정요소 탄력성, 잠재가격, 단기불균형지수는 부호가 반대이다.

잠재가격과 더불어 가변비용의 (준)고정요소 탄력성을 살펴보면, 적정수준에 심각하게 미달한 제조업체의 공해방지투자는 부(-)의 값인 잠재가격으로 인해 비효율적이기 때문에 제조업체의 가변비용을 절감하지 못하고 있다. 그러나 중앙정부의 환경투자는 정(+)의 값인 잠재가격을 통해 효율적임을 알 수 있으며, 이에 따라 환경투자가 제조업체의 가변비용을 절감하고 있다. 그러므로 제조업체는 공해방지투자를 지속적으로 증대시킴으로써 투자를 효율화하여 가변비용을 절감해야 할 것이다.

단기불균형지수를 살펴보면, 제조업체의 공해방지투자는 비효율적이므로 제조업체의 가변비용을 절감하지 못한 결과, 공해방지투자의 부족이 오히려 제조업체의 생산효율을 발생시키고 있다. 그러나 중앙정부의 환경투자는 효율적이므로 제조업체의 가변비용을 절감한 결과, 환경투자의 부족이 제조업체의 생산비효율을 높이고 있다. 그러므로 제조업체는 공해방지투자를 지속적으로 증대시킴으로써 투자를 효율화하여 가변비용을 절감하여 생산비효율을 극복할 수 있는 방안을 모색해야 할 것이다.

공해문제는 기업차원이 아닌 사회 전체 차원에서 환경수준과 주민복지수준의 변화와 관련하여 다루어야 하는데, 본 연구는 기업차원 연구에 한정된다는 한계를 지니고 있다.

참고문헌

- 강만옥, 차근호, 윤 성. 1999. “환경가치를 고려한 한·미간 총요소생산성 비교: 펄프·제시산업을 중심으로”. 「환경경제연구」 7(2): 183-210.
- 강정모, 권 균, 박승록. 1997. “한국 중화학산업의 성장과 수출지향정책”. 「국제경제연구」 3(2): 207-241.
- 김영식. 1995. 「생산경제학」. 박영사.
- 김유정. 2001. 「환경투자가 국내 산업부문별 성장과 연구개발에 미치는 영향 연구」. 서울대학교 대학원 석사학위논문.
- 민승기. 2010. “제조업 공해방지투자의 비용분석”. 「국토연구」 64: 149-166.
- 박승록, 이상권. 1996. 「사회간접자본의 적정규모와 확충방안」. 삼성경제연구소.
- 박종국. 2008. 「지방자치단체의 환경행정 개선방안에 관한 연구: 부천시를 중심으로」. 카톨릭대학교 행정대학원 석사학위논문.
- 박희석. 1990. 「우리나라 제조업부문에서 비용함수에 의한 기술진보의 효구」. 한양대학교 대학원 석사학위논문.
- 윤창호, 신재명, 김남주. 1985. 「섬유산업의 구조조정에 관한 실증연구」. 한국경제연구원.
- 유찬용. 1996. 「산업계의 환경투자 동향과 전망」. 대한상공회의소.
- 이명현, 김일중. 1998. “한국 철강산업의 공해저감시설에 대한 적정규모 분석”. 「자원경제학회지」 8(1): 75-94.
- 이명현. 1997. “한국 제조업에 대한 환경규제의 파급효과 분석: 생산성 및 요소수요를 중심으로”. 「경제학연구」 45(3): 275-287.
- 이종원, 이상돈. 2005. 「RATS를 이용한 계량경제분석」. 제3판. 박영사.
- 이종수. 2006. 「국토 환경성 평가를 활용한 환경용량 산정 연구」. 고려대학교 대학원 박사학위논문.
- 이종인. 1998. 「교통경제학」. 효성출판사.
- 이창훈, 김명미. 2006. 「지방자치단체 환경예산제도의 발전방향 연구: 환경분야 국고보조금 제도를 중심으로」. 한국환경정책·평가연구원.
- 최정표. 1986. “신축적 가변비용함수를 통한 농업부문의 생산구조 분석”. 「국제경제연구」 6: 49-66.
- 통계청. 각년도. 「광업·제조업통계조사보고서」.

통계청 홈페이지. www.kostat.go.kr [2010.5.6].

한국은행 홈페이지. www.bok.or.kr [2010.5.5].

환경부. 2010. 「환경예산과 예산제도」.

Baltagi, B. H. 1999. *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd ed. Chichester: John Wiley & Sons.

Banos-Pino, J., P. Coto-Millan, and A. Rodriguez-Alvarez. 1999. "Allocative Efficiency and Over-Capitalization: An Application". *International Journal of Transport Economics*, 26(2): 181-199.

Barbera, A. and V. D. McConnell. 1990. "The Impact of Environmental Regulations on Industry Productivity: Direct and Indirect Effects". *Journal of Environmental Economics and Management*, 18(1): 50-65.

Breusch, T. S. and A. R. Pagan. 1980. "The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics". *The Review of Economics Studies*, 47: 239-254.

Christensen, L. R. and D. W. Jorgenson, and L. J. Lau. 1973. "Transcendental Logarithmic Production Frontiers". *The Review of Economics and Statistics*, 55(1): 28-45.

Denison, E. F. 1979. *Accounting for Slower Economic Growth: The US in the 1970s*. Washington, DC: Brookings Institution.

Dowling, E. T. 1990. 「경제·경영수학」. 권혁제 역. 서울: 정일출판사.

Greene, W. H. 2000. *Econometric Analysis*. New Jersey: Prentice-Hall.

Haveman, R. H. and G. B. Christainsen. 1981. "Environmental Regulations and Productivity Growth". *Environmental Regulation and the US Economy*. Peskin, H. M., P. R. Portney, and A. V. Kneese eds. Washington, DC: Resources for Future.

Hill, R. C., W. E. Griffiths, and G. G. Judge. 2004. 「계량경제학」. 이병락 역. 서울: 시그마프레스·Wiley.

Judge, G. G., R. C. Hill, W. E. Griffiths, H. Luetkepohl, and T. Lee. 1988. *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*. 2nd ed. New York: John Wiley & Sons.

Kennedy, P. 1992. *A Guide to Econometrics*. 3rd ed. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.

- Kmenta, J. 1990. *Elements of Econometrics*. 2nd ed. New York: Macmillan Publishing Company.
- Lee, Myunghun. 2007. "The Effect of Environmental Regulations: A Restricted Cost Function for Korean Manufacturing Industries". *Environment and Development Economics*, 12(1): 91-104.
- Marshall, A. 1890. *The Principles of Economics*. London: McMillan.
- Norsworthy, J. R., M. J. Harper, and K. Kunze. 1979. "The Slowdown in Productivity Growth: Analysis of Some Contributing Factors". *Brookings Papers on Economic Activity*, 2: 387-421.
- Samuelson, P. A. 1953-4. "Prices of Factors and Goods in General Equilibrium". *The Review of Economic Studies*, 21: 1-20.
- Shephard, R. W. 1953. *Cost and Production Functions*. Princeton: Princeton University Press.
- Spady, R. H. and A. F. Friedlaender. 1978. "Hedonic Cost Functions for the Regulated Trucking Industry". *The Bell Journal of Economics*, 9(1): 159-179.
- Stata Corporation. 1997. *Stata Release 5*. Texas: Stata Press.
- Uzawa, H. 1962. "Production Functions with Constant Elasticity of Substitution". *The Review of Economic Studies*, 29(4): 291-299.

부 록

대체 및 가격 탄력성 분석

탄력성 분석에서 자본투입은 k, 노동투입은 l, 환경투입은 o로 표기하였으며, 장·단기탄력성 분석을 위해 Brown and Christensen(1981), 최정표(1986)를 참조하였다. 대체탄력성은 <부록표 1>과 같다.

가변요소에서, 자본과 노동은 단기, 장기 모두 대체관계이며, 자본 및 노동 자체간은 장기에 보완관계이지만, 자본이 노동보다 더 크다.

가변요소와 고정요소에서, 대체탄력성을 살펴보면, 자본과 환경투자 간, 그리고 노동과 환경투자 간은 장기에는 보완관계인데, 노동과 환경투자 간의 보완관계는 자본과 환경투자 간의 보완관계보다 더 크다. 그러므로 장기의 경우, 환경투자는 자본보다는 노동과의 관계에서 더 큰 보완을 이루고 있다. 고정요소에서, 환경투자의 자체탄력성은 대체관계이다.

부록표 1 생산요소 간 대체탄력성

| 투입요소(i, j) | 단기대체탄력성 | | 장기대체탄력성 ($\sigma_{ij}^*{}^F$) |
|------------|--------------------------------|----------------------------------|------------------------------------|
| | (σ_{ij}) ^p | (σ_{ij}^*) ^p | |
| kl | 3.8824 | 1.1617 | 1.2648 |
| kk | 0.3379 | -2.6506 | -2.5379 |
| ll | 88.9175 | -0.3810 | -0.2860 |
| ko | | 0.6639 | -0.3795 |
| lo | | 0.6955 | -0.3932 |
| oo | | | 0.5254 |

$$\text{주: } (\sigma_{ij})^p \Big|_{z=z^0} = \frac{\widehat{VC} \cdot VC_{ij}}{VC_i \cdot VC_j} \quad \text{iff } \begin{matrix} i, j \in \text{가변요소투입} \\ 0 = \text{준고정요소투입} \end{matrix}$$

$$(\sigma_{ij}^*)^p \Big|_{z=z^0} = \frac{\widehat{VC}^* \cdot VC_{ij}^*}{VC_i^* \cdot VC_j^*} \quad \text{iff } \begin{matrix} i, j \in \text{가변요소투입} \\ 0 = \text{준고정요소투입} \end{matrix}$$

$$(\sigma_{ij}^*)^F = \frac{\widehat{TC}^* \cdot TC_{ij}^*}{TC_i^* \cdot TC_j^*}$$

가격탄력성은 <부록표 2>와 같다.
가변요소 간 교차가격탄력성은 단기, 장기 모두 대체관계이다. 그리고 가변요소 간 자체

가격탄력성은 자본, 노동 모두 장기에는 보완관계이며, 자본수요가 노동수요보다 자체가격 탄력적이므로 각각의 자체가격이 변할 때, 자본은 노동보다 자체가격변화에 더 민감하다.

가변요소와 고정요소 간의 교차가격탄력성을 살펴보면, 자본 및 노동 수요는 환경가격에 대해 단기, 장기 모두 보완관계이므로 환경가격 상승은 환경수요 감소로 자본 및 노동 수요를 감소시키며, 그 역의 관계도 성립한다. 그러나 이러한 단기, 장기의 보완관계에서, 노동수요와 환경가격 간의 관계는 자본수요와 환경가격 간의 관계보다 더 크므로 노동수요가 자본수요보다 환경가격에 더 큰 영향을 주고 있다.

그리고 환경수요는 자본가격, 노동가격 모두에 대해 장기에 보완관계이므로 자본가격, 노동가격 상승은 자본수요, 노동수요 감소로 환경수요를 감소시키며, 그 역의 관계도 성립한다. 그러나 이러한 장기의 보완관계에서, 환경수요와 노동가격 간의 관계는 환경수요와 자본가격 간의 관계보다 더 크므로 환경수요는 자본가격보다는 노동가격에 더 큰 영향을 주고 있다. 고정요소에서, 자체가격탄력성은 대체관계이다.

부록표 2 요소수요의 가격탄력성

| 투입요소(i, j) | 단기가격탄력성 | | 장기가격탄력성 (n_{ij}^*) ^F |
|------------|---------------------------|-----------------------------|-------------------------------------|
| | (n_{ij}) ^P | (n_{ij}^*) ^P | |
| kl | 0.3122 | 0.4248 | 0.4621 |
| lk | 0.2276 | 0.2319 | 0.2524 |
| kk | -0.1428 | -0.5252 | -0.5029 |
| ll | 1.3266 | -0.1404 | -0.1060 |
| ko | | -0.5996 | -0.2351 |
| lo | | -0.6230 | -0.2429 |
| ok | | | -0.0799 |
| ol | | | -0.1463 |
| oo | | | 0.3165 |

주: (n_{ij})^P | $z=z^0$ = (σ_{ij})^P · S_j
 (n_{ij}^*)^P | $z=z^*$ = (σ_{ij}^*)^P · S_j
 (n_{ij})^F = (σ_{ij})^F · S_j