

제조업 공해방지투자의 비용분석

Cost Structure of Korean Manufacturing Industry Related to Investment
in Prevention of Environmental Pollution

민승기 서경대학교 경제학과 시간강사
Min Seungki Lecturer, Dept. of Economics, Seokyeong Univ.
(skmin7445@hanmail.net)

목 차

I. 서론

II. 문헌고찰

III. 분석모형의 설정, 자료설명 및 검정

1. 분석모형의 설정
2. 자료현황
3. 함수의 검정

IV. 함수추정 결과

V. 제조업체의 공해방지투자 관련 비용구조 분석

VI. 결론

I. 서론

20세기 중반까지만 해도 기업은 한정된 자원의 효율적 사용으로 이익의 극대화를 추구해왔다. 기업들은 원가절감과 품질향상 등으로 매출의 증가와 수익의 확보에만 관심을 기울였을 뿐 생산, 유통, 소비 및 폐기 등 기업활동 전 과정에서 발생하는 대기, 수질, 토양 등 자연훼손에 대한 환경문제는 고려대상이 아니었다. 이러한 기업의 환경을 무시한 이익극대화 목표는 결국 지구의 온난화, 산성비, 생물멸종, 오존층 파괴, 폐기물, 산림파괴 등 심각한 환경문제를 야기시켰고, 유엔 등 국제기구와 각국 정부는 지구환경 보전을 위한 노력의 필요성을 인식하게 되었다. 1972년 스웨덴 스톡홀름에서 유엔인간환경회의가 열림으로써 환경문제에 대한 관심이 범세계적으로 확산되기 시작했으며, 1992년에는 브라질의 리우데자네이루에서 열린 유엔환경개발회의에서 환경과 개발에 관한 리우선언을 통해 지속가능한 발전의 원칙이 천명되었다.

이후 1993년 우루과이라운드를 통해 태동한 그린라운드 및 2002년 요하네스버그 지구정상회의에서 지속가능한 개발원칙이 재천명되는 등 환경관련 인식은 점차 보편화되고 있으며, 환경보전을 위한 환경관련 법규 및 각종 규제가 갈수록 강화되고 있다. 이와 같이 1970년대 이후 환경보전을 위한 각종 규제로 인해 과거 외부비용으로 인식되었던 각종 규제 준수를 위한 비용은 오염자부담원칙(Polluter Pays Principle: PPP)에 따라 점차 내부 비용화되었고, 발데스호 사건과 같은 대형 환경사고를 통해 기업들은 항상 적절한 환경대응을 해야 할 필요성이 증대되었다. 이는 그동안 사회적 외부비용으로서 기업의 부담이 아니었던 환경투자 및 비용이 내부비

용화되어 기업들에게 원가상승 압력으로 작용하게 되었다. 이러한 환경비용의 내부화로 인한 원가상승은 기업들로 하여금 환경경영의 필요성을 깨닫게 하였고, 이러한 환경경영은 자연자원의 훼손과 고갈 및 환경오염 등의 환경문제와 기업활동을 고려한 지속적인 성장을 위한 경영 패러다임이다. 이제는 환경관련 사항이 지속가능한 발전이라는 장기적인 개념 수준을 넘어서서 단기적인 기업경영에 있어서도 경영의 중요한 한 축으로 자리 잡아 가고 있다. 많은 기업들이 환경오염물질의 배출을 줄이기 위하여 또는 폐기물의 방출을 줄이기 위하여 환경투자 및 환경비용 지출을 늘림으로써 생산공정 개선과 환경시설 대체 등에서 의외로 많은 경영효율을 얻고 있음을 발견하게 된다¹⁾.

이와 같이 환경투자는 기업경영에 중요한 관심사항으로 대두됨에 따라 환경투자와 관련한 적정수준, 투자여건, 생산효율 여부, 규모의 경제, 산출증대 기여 정도, 기업의 투자부담 여력 등에 대한 분석이 어느 때보다 요구되고 있는 실정이다. 따라서 본 연구에서는 제조업의 공해방지투자 관련 비용구조 분석 결과가 기업의 환경투자 개선에 도움이 되기를 바라고 있다.

본 연구의 목적은 우리나라 제조업체의 공해방지투자 관련 비용구조를 분석함으로써 제조업체의 공해방지투자의 특성을 분석하고, 그 방향을 제시하는 데에 있다. 이를 위해 분석기간을 1999년에서 2006년까지의 8년간으로, 업종을 11개 업종으로, 준고정요소를 공해방지투자로서 하여 가변비용함수를 활용하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장은 문헌고찰, 3장에서는 분석모형의 설정, 자료설명, 검정으로서 가변비용함수 추정을 위한 기초작업을 수행

1) 박광덕, 2005, pp1-3.

하였으며, 4장은 함수추정으로서 가변비용함수의 계수값을 추정하였고, 5장은 4장에서 추정한 계수값을 활용하여 공해방지투자 관련 비용구조를 살펴보았으며, 결론은 6장에서 제시하였다.

II. 문헌고찰

산업계에 있어서 본 연구와 같이 환경투자와 관련하여 비용함수를 활용하여 비용구조를 계량적으로 분석한 연구로는 이명헌 외(1998)로서 철강산업에 있어서 상대가격은 비효율성으로 인해 생산비용이 연평균 13.6% 증가하였으며, 공해저감자본은 적정 수준에 비해 연평균 48.4% 적게 투자되고 있음을 보여주고 있다.

이 외에는 환경규제가 생산성에 미치는 영향에 대한 연구가 대부분이다. 국외 연구를 살펴보면, Denison(1979)은 환경규제로 인해 기업체의 생산성이 16% 감소함을 발견했으며, Norsworthy et al. (1979)은 환경규제가 제조업체의 노동생산성을 12% 감소시킴을 발견했고, Haveman and Christainsen(1981)은 환경규제가 8~12%의 미국 연방의 생산성 감소를 야기했다고 했으며, Barbera and McConnell(1990)은 환경규제로 인해 5개 공해산업의 생산성이 10~30% 감소된다고 주장했다.

국내 연구로는 이명헌(1997)은 환경규제가 없었다면, 생산성이 14% 더 크게 증가한다는 결론을 얻어냈다. 또한 강만옥 외(1999)는 우리나라의 경우, 총요소생산성 성장은 미국보다 크지만, 환경규제에 대응하여 환경효율성을 발휘하는 에코이노베이션(eco-innovation)의 기술혁신 측면에서는 매우 뒤떨어져 있음을 확인하였다. Lee(2007)는 환

경규제가 우리나라 제조업체의 생산성을 12% 감소시킴을 발견했다. 기타 환경관련 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.

이명헌·김명중(1998)에서는 철강산업의 공해방지투자 관련 비용구조 분석을 통해 철강산업의 비효율성에 의한 생산비용의 상승효과와 공해저감 시설의 적정수준을 분석하였으나, 본 연구에서는 공해방지투자와 관련하여 총족도, q값, 단기불균형지수, 가변비용의 산출탄력성, 규모의 보수, 산출의 공해방지투자탄력성, 가변비용의 공해방지투자탄력성, 잠재가격을 분석하여 연구범위를 넓혔다. 이러한 비용구조 분석은 기존 환경연구가 주로 환경규제와 생산성 간의 관계 분석에 집중하는 데에서 비롯된 분석결과의 시사점을 보완했다는 점에 큰 의미를 지니고 있다.

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 있다²⁾.

현실적으로 모든 생산요소들이 각 생산점에서

2) Shephard, 1953; Samuelson, 1953~4. pp1-20; Uzawa, 1962. pp291-299.

항상 최적량으로 사용된다고는 볼 수 없다. 왜냐하면 생산요소 중에는 그 성질에 따라 양을 쉽게 변화시킬 수 없는 준고정요소(quasi-fixed factors)³⁾가 있기 때문이다⁴⁾. 즉 자본스톡이나 사회간접자본은 물리적 특성상 즉각적으로, 또는 아무런 비용을 들이지 않고 최적 수요량을 결정하기 힘들거나 기업이 직접 수급을 통제하기 힘들다. 따라서 이러한 생산요소에 대해서는 최적화 과정을 거칠 수 없는 것이 현실이다. 그러나 생산이론에 있어서 부분균형모형을 통한 분석방법을 보면, 단기에 기업은 자본, 노동, 중간투입물과 같은 가변 생산요소에 대해서만 최적화 과정을 거치고, 사회간접자본, 기술변화와 같은 것은 주어진 것으로 간주하며, 장기에 있어서 비로소 사회간접자본과 같은 생산요소에 대해 최적화를 달성하게 된다⁵⁾.

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 최소화되고 있다. 따라서 이러한 경우에는 총비용함

수(total cost function)가 존재하지 않고, 가변비용함수(variable cost function)만 존재한다. 이때는 가변요소만을 중심으로 생산과 비용 사이에 쌍대성이 성립된다고 볼 수 있다.

트랜스로그 함수형태는 비용함수를 나타내기 위해 널리 사용되는 유연한 형태로서 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 가변비용함수⁶⁾를 사용했다.

3) 일반적으로 요소의 투입량을 변경시키는 데에는 각 요소의 성질에 따라 장단기의 시간이 필요함. 예컨대 토지나 건물과 같은 것에는 보통 임대기간이 있고, 또 그것을 구매하거나 처분하는 데에도 시간이 걸림. 관리능력이나 고도의 기술 등은 양적 변화가 곤란하기 때문에 시간이 소요됨. 또 어떤 기업의 특수한 조건에 맞추어 설계된 중장비 같은 것도 단시일 이내에 수량을 변경하기 곤란함. 그러나 전력, 반제품, 미숙련 노동 등은 비교적 양적 변화가 용이하고, 따라서 시간도 안 걸림. 그러므로 장기에서는 관리능력을 제외한 모든 생산요소는 가변적이며, 고정요소는 있을 수 없음. 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 짧을 것임. 마샬(Marshall, 1890)이 경제이론에 도입한 단기(short-term)와 장기(long-term)라는 기간개념은 비용분석에서 매우 중요함(이종인, 1998. 교통경제학. 서울 : 효성출판사. pp124-126).

4) 최정표, 1986. p52.

5) 박승록 · 이상권, 1996. p17.

6) Christensen et al. 1973. pp28-45.

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

〈식 1〉

여기에서 VC (가변비용)는 종속변수이고, W_i (가변요소가격), Z_j (준고정요소), T (시간추세), Y (산출)는 독립변수이며, 그 추정방법은 〈표 2〉에 수록되어 있다. 그리고 $A(\alpha_{con})$ 는 상수이며, $B(\alpha_k, \alpha_i, \alpha_m)$, $C(\alpha_o)$, $D(\alpha_t)$, $E(\alpha_y)$, $F(r_{kk}, r_{ll}, r_{mm}, r_{kl}, r_{km}, r_{lm})$, $G(r_{ko}, r_{lo}, r_{mo})$, $H(r_{kt}, r_{lt}, r_{mt})$, $J(r_{ky}, r_{ly}, r_{my})$, $K(r_{oo})$, $L(r_{ot})$, $M(r_{oy})$, $N(r_{tt})$, $P(r_{ty})$, $R(r_{yy})$ 은 가변비용함수의 독립변수다.

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

$$F_{ih} = F_{hi} \quad \text{그리고} \quad K_{jn} = K_{nj} \quad (\text{모든 } i, j, h, n \text{에 대해})$$

〈식 2〉

$$\begin{aligned} \sum_i B_i &= 1 \\ \sum_i F_{ih} &= \sum_h F_{ih} = \sum_i \sum_h F_{ih} = 0 \quad (\text{모든 } i, h \text{에 대해}) \\ \sum_i \sum_j G_{ij} &= 0 \quad (\text{모든 } j \text{에 대해}) \\ \sum_i J_i &= 0 \\ \sum_i H_i &= 0 \end{aligned} \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

또한 가변비용함수를 보다 효율적으로 추정하

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

$$\begin{aligned} \partial \ln VC / \partial \ln W_i = S_i = & B_i + \sum_h F_{ih} \ln W_h + \\ & \sum_j G_{ij} \ln Z_j + H_i \ln T + J_i \ln Y \end{aligned} \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

〈식 4〉의 3개 방정식은 선형종속으로 가변요소의 비용분배율의 합이 1이고, 가변요소가격에 대해 동차성제약이 주어졌으므로 2개의 방정식에 대한 계수값이 추정되면, 나머지 하나의 방정식에 대한 계수값은 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 외견무관회귀(seemingly unrelated regression) 모형⁷⁾을 적용했다.

여기에서 비용의 산출탄력성은

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

으로, 비용의 준고정요소탄력성(E_{CZ_j})은

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

으로 계산하였다.

7) 가변비용함수와 조건부요소수요함수를 연립방정식체계로 구성할 경우, 조건부요소수요함수 각각은 상이한 계수값을 지닌 독립변수들로 구성되어 있어 문제가 없으나, 이들 함수 각각의 오차항 간에는 상관관계가 존재함에 따라 적용하게 되는데, 이 경우 자유도가 추가적으로 확보되어 계수값을 효율적으로 추정할 수 있음. 합당한 함수형태를 찾아내기 위해 잠재가격의 부호형태, 충족도, 대체·가격 탄력성과 이의 측정을 위한 장기가변비용의 몫, 규모에 대한 보수, 기술변화, 준고정요소 관련 계수값의 부호형태를 살펴보았음.

2. 자료현황

1) 자료의 구축과 이용현황

자료는 종사자수 5인 이상인 제조업체의 1999년부터 2006년까지 8년간, 11개 업종으로 하여 88개 패널자료로 구성되는데, 이 자료의 독립변수에 대한 설명은 <식 1> 하단에 수록되어 있다. 본 연구의 가변비용함수는 트랜스로그 형태이므로 <식 1>과 같이 28개의 독립변수로 구성되어 있다. 여기에서 설비투자계획조사(한국산업은행)의 공해방지투자 자료를 살펴본 결과, 연도별로 투자가 이루어지지 않은 업종이 있어 추정이 불가능하게 됨에 따라 <표 1>에 나와 있는 것 같이 업종을 11개로 재조정된 결

과, 가구 및 기타 제조업은 연구대상에서 제외되었다. 공해방지투자는 코크스·석유정제품·핵연료, 제1차금속제품, 운송장비순으로 크게 증가했으며, 나머지 업종은 감소하였다. 공해방지투자비의 가격은 자본가격으로 대응하였으며, 설비투자계획조사(한국산업은행)의 공해방지투자비용을 불변화하기 위해 자본재형태별 총자본형성 디플레이터가 사용되었다.

또한 설비투자계획조사(한국산업은행)의 공해방지투자 자료는 8차 한국표준산업분류를 따르고 있으므로 이에 해당되는 광업·제조업통계조사보고서(통계청) 자료는 2006년까지로 한정되어 있다. 이에 따라 연구기간을 2006년까지로 한정하고, 기준연도를 2000년으로 설정하였다. 또한 해

표 1 _ 공해방지투자비 추이(2000년 불변가격기준)

(단위: 억 원, %)

업종	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	연평균 증가율
음식료품 및 담배	108	131	59	99	149	128	98	83	-3.74
섬유제품, 의복, 모피, 가죽, 가방, 신발	32	32	104	33	15	42	12	2	-31.41
목재, 나무, 펄프, 종이, 종이제품	50	233	292	357	499	91	107	48	-0.61
코크스, 석유정제품, 핵연료	49	85	132	106	113	267	181	169	19.33
화학제품	474	726	433	728	477	502	356	274	-7.54
고무 및 플라스틱 제품	103	31	35	37	5	75	60	39	-12.91
비금속광물제품	123	126	199	160	143	445	146	50	-12.18
제1차 금속제품	450	917	1,116	1,295	1,062	1,333	1,029	1,102	13.64
조립금속제품	14	18	10	2	19	10	19	11	-3.29
전기전자	1,002	1,297	151	69	135	377	189	124	-25.85
운송장비	196	1,759	567	410	821	174	243	280	5.18
계	2,601	5,355	3,098	3,296	3,438	3,444	2,440	2,182	-2.49

주: 전기전자는 일반기계, 장비, 가전, 컴퓨터, 사무용기기, 전기기계, 전기변환장치, 반도체, 전자부품, 영상, 음향, 통신장비임.
 자료: 한국산업은행. 각 연도 설비투자계획조사.

당 연도별 업종별 자료의 총비용과 출하액을 해당 연도별 업종별 업체수로 나누어 1개 업체당 자료로 변경시킴으로써 업체의 크기에 따른 자료의 편의를 제거시켰다.

자본비용은 자본의 기회비용과 감가상각비로 구성된다. 자본의 기회비용은 불변화된 민간자본스톡과 홈페이지 통계자료(한국은행)의 3년 만기 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 디스플레이터를 적용하여 불변가격 기준으로 환산했다. 감가상각비는 광업·제조업통계조사보고서(통계청)에 수록된 자료에 3개 부문 자본재형태별 총자본형성 디스플레이터의 가중평균값을 적용하여 불변화시켰다. 이에 따라 감가상각비와 자본의 기회비용(=민간자본스톡 × 3년 만기 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 피용자수로 나누어 노동가격을 구하였다.

원재료비, 에너지비, 전력비는 광업·제조업통계조사보고서(통계청)를, 각종 생산자물가지수와

가공단계별 물가지수는 홈페이지 통계자료 및 내부자료(한국은행)를 활용했다. 원재료가격과 에너지가격은 평균생산비용의 개념을 적용하여 구하였다⁸⁾. 이에 따라 원재료가격은 불변원재료비를 불변부가가치로 나누어 구하였으며, 원재료비 불변화를 위해 업종별 가공단계별 물가지수가 사용되었다.

에너지가격은 불변에너지비를 불변부가가치로 나누어 구하였으며, 에너지비 불변화에는 에너지생산자물가지수가 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 8년간 11개 업종으로 구성된 자료의 독립변수의 측정방법을 요약하면, <표 2>와 같다. 자본가격, 노동가격, 재료가격은 가변요소, 공해방지투자는 준고정요소에 해당된다. 그리고 가변요소, 준고정요소, 시간추세는 투입물이고, 출하액은 산출물이다.

8) 윤창호·신재명·김남주. 1985. pp29-30; 박희석. 1990. p52.

표 2_ 변수의 정의 및 측정

변수		정의	측정
투입물	가변요소	자본가격(W_k)	(감가상각비 ÷ 민간자본스톡) + 회사채수익률(3년 만기)
		노동가격(W_l)	연간총급여액 ÷ 피용자수
		재료가격(W_m)	평균생산비 개념 적용
	준고정요소	공해방지투자(Z_o)	2000년 불변가격기준 공해방지투자비
		시간추세(T)	시간추세
산출물		산출(Y)	출하액

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

표 3_ 가변요소의 비용몫 추이(2000년 불변가격 기준)

(단위: %)

연도	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	평균
자본비몫	12.48	11.26	10.11	8.88	8.07	6.71	7.10	6.98	8.58
노동비몫	11.52	11.15	11.08	10.87	10.65	10.40	9.97	9.47	10.52
재료비몫	76.00	77.59	78.81	80.24	81.28	82.90	82.93	83.54	80.90
계	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

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 자본비몫(S_k), 노동비몫(S_l), 재료비몫(S_m)을 계산하였으며, 그 결과는 <표 3>과 같다. 평균값을 보면, 재료비몫, 노동비몫, 자본비몫 순으로 크며, 재료비몫은 증가추세다.

<표 4>에서는 제조업의 주요 변수에 대해 연구기간별 변화추세를 요약하였다. 공해투자비용을 제외하고는 자본비용, 노동비용, 재료비용, 그리고 산출은 증가추세를 보이고 있다. 자본비용은 전반기에, 공해방지투자비용은 후반기에 감소추세를 보이고 있다. 나머지 지표들의 증가추세는 전반기가 후반기보다 더 크다. 가변비용 가운데 재료비용이 가장 크게 증가했고, 그 다음으로 출하액이 크게 증가했으며, 공해방지투자비용은 감소추세다.

표 4_ 가변비용, 산출, 공해방지투자비용 증가율(2000년 불변가격 기준)

(단위: 10억 원)

연도	자본비용	노동비용	재료비용	가변비용	출하액	공해방지 투자비용
1999	42,046	38,798	255,939	336,783	473,201	260
2000	45,491	45,025	313,467	403,983	550,183	536
2001	42,276	46,346	329,662	418,284	595,394	310
2002	40,851	49,989	368,969	459,808	671,885	330
2003	39,773	52,460	400,483	492,716	734,821	344
2004	36,127	55,983	446,391	538,501	828,744	344
2005	41,966	58,991	490,510	591,467	897,050	244
2006	44,972	60,983	537,891	643,846	966,656	218
'99~'02(%)	-0.96	8.81	12.97	10.94	12.40	8.20
'03~'06(%)	4.18	5.15	10.33	9.33	9.57	-14.08
'99~'06(%)	0.97	6.67	11.19	9.70	10.74	-2.49

자료: 1) 통계청. 각 연도 광업·제조업통계조사보고서.
 2) 한국산업은행. 각 연도 설비투자계획조사.

표 5_ 그룹효과검정 결과(임의효과접근)

귀무가설(H ₀)	자유도	LM통계값	$\chi^2_{0.01}$ 임계값	결과
그룹효과가 없음 $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_n$, (임의효과모형임)	1	23.28	6.63	기각

3. 함수의 검정

1) 그룹효과 검정

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

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

여기에서 \bar{e} 는 그룹별로 계산한 최소자승잔차값, $e'e$ 는 최소자승회귀를 위한 잔차자승의 총계이며, n 은 업종수, T 는 연구기간이다. 검정 결과, 고정효과모형이 적합한 것으로 분석되었다⁹⁾.

고정효과접근의 경우 그룹효과 검정통계는 다음이 F 분포로 주어진다.

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

여기에서 R_u^2 는 비제약모형의 다중결정계수,

9) Geene, 2000, p573.

표 6 _ 그룹효과검정 결과(고정효과접근)

귀무가설(H ₀)	자유도	F통계값	F _{0.01} 임계값	결과
그룹효과가 없음 α ₁ = α ₂ = ... = α _n (임의효과모형임)	10, 50	2.88	2.72	기각

R_p²는 그룹공통의 상수항을 갖는 제약모형의 다중 결정계수, K는 상수항을 포함한 계수의 수이지만, 고정효과접근이므로 상수항이 제외된 수 K-1로 계산된다. n은 업종수, T는 연구기간이다. 검정 결과, 고정효과모형이 적합한 것으로 나타났다¹⁰⁾.

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

2) 하우스만 검정

하우스만 검정은 고정효과모형 및 임의효과모형에 의해 추정되는 계수 추정값의 동등성에 대한 공식적인 시험이며 임의효과모형의 적합성을 조사하는 것으로서 검정통계는 다음과 같이 주어진다.

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

귀무가설하에 m₁은 χ²(k)로 분포되는데, 여기에서 $\hat{q}_1 = \hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_{Within}$, k는 절편을 제외한 계수의 수다. 만약 이 두 모형 간의 계수 추정값이

유의하게 다르다면, 특유효과(u_p)가 독립변수와 상관되어 있다는 것이다. 통계패키지 Stata Release 5를 활용하여 검정한 결과, 임의효과모형의 계수 추정값과 고정효과모형의 계수 추정값 간에 차이가 없다는 귀무가설은 채택된다. 따라서 가변비용함수에 대해 임의효과모형을 적용한다¹¹⁾.

3) 결합 또는 분리 추정 검정

동시적 상관관계가 존재하지 않는다면, 각각 방정식들에 대해 분리적으로 적용된 최소자승은 충분히 효율적이고, 외견무관회귀 추정값을 사용할 필요가 없다. 따라서 동시적 공분산이 영(0)인지 아닌지를 검정하는 것은 유용하다. 적절한 검정통계는 Breusch and Pagan(1980)에 의해 제시된 라그랑지 승수 통계값이다. 방정식이 3이므로 자유도는 3이며, 이 경우 통계값은 $\lambda = T(r_{21}^2 + r_{31}^2 + r_{23}^2)$ 이다. 여기에서 $r_{ij}^2 = \hat{\sigma}_{ij}^2 \div (\hat{\sigma}_{ii} \times \hat{\sigma}_{jj})$ 이므로 제곱상관관계를 의미하며, 점근적 χ²분포를 갖는다. 검정 결과, 귀무가설은 기각된다. 그러므로 동시적 상관관계는 존

표 7 _ 하우스만 검정 결과

귀무가설(H ₀)	자유도(k-1)	m ₁ 통계값	χ _{0.01} ² 임계값	결과
임의효과모형의 계수 추정값과 고정효과모형의 계수 추정값 간에 차이가 없음	27	25.62	46.96	채택

10) Geene, 2000, p562, p565.

11) Greene, 2000, p841; Baltagi, 1999, p68; Kmenta, 1990, p635; Kennedy, 1992, p148.

표 8_ 브로이쉬-파간 검정 결과

귀무가설(H_0)	자유도	λ 통계값	$\chi^2_{0.01}$ 임계값	결과
모든 공분산은 영(0)이다. $\sigma_{12} = \sigma_{13} = \sigma_{23} = 0$	3	12.38	11.34	기각

재하며, 외견무관회귀모형은 최소자승모형을 개선한다는 결론에 이르게 된다¹²⁾.

4) 검정결과 종합

그룹효과검정에서는 임의효과접근, 고정효과접근 모두 그룹효과가 있으므로 고정효과모형을 사용하는 것이 적합한 것으로 분석되었다. 그러나 하우스만 검정을 실시한 결과, 임의효과모형의 계수 추정값과 고정효과모형의 계수 추정값 간에 차이가 없는 것으로 나타나 임의효과모형을 사용하는 것이 적합한 것으로 분석되었다.

결국 그룹효과 검정에서는 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 108¹³⁾, $\alpha=0.2$ 일 경우, $t_{0.1}$ 의 임계값 1.282

기준하¹⁴⁾에 독립변수의 계수값의 의미를 살펴보기로 한다. 여기에서 각 독립변수의 하첨자 k, l, m, o, t, y는 각각 자본, 노동, 재료, 공해방지투자, 시간추세, 산출을 나타낸다.

<표 9>의 독립변수를 <식 1>과 관련하여 설명하면, α_{con} 은 A, $\alpha_k, \alpha_l, \alpha_m$ 은 B, α_o 는 C, α_t 는 D, α_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 28개다.

$\alpha_k > 0, \alpha_l > 0, \alpha_m > 0$ 이므로 자본가격, 노동가격, 재료가격 증가는 제조업체의 가변비용을 증가시키고, $\alpha_o > 0$ 이므로 공해방지투자는 제조업체 가변비용 사용과 정(+)의 관계이며, $\alpha_y < 0$ 이므로 산출은 가변비용 절약과 정(+)의 관계이고, $r_{yy} > 0$ 이므로 평균가변비용곡선은 U자형¹⁵⁾이다. $r_{ko} > 0, r_{lo} > 0, r_{mo} < 0$ 이므로 공해방지투자는 자본사용적, 노동사용적, 재료절약적이며, $r_{kt} > 0, r_{lt} > 0, r_{mt} < 0$ 이므로 자본사용적, 노동사용적, 재료절약적 기술진보가 존재하고 있다.

12) Judge, Hill et al. 1988. pp456-461; Hill, R. C., W. E. Griffiths and G. G. Judge. 2004. pp456-461.
 13) “자유도 = 관측치의 수 × 방정식수 - 계수의 수(상수항 포함)”이므로 $88 \times 3 - (28 + 7 + 7) = 222$. 또는 3개 방정식 각각에 대해 “자유도 = 관측치의 수 - 파라미터수(상수항 포함)”을 적용하면, $(88 - 28) + (88 - 7) + (88 - 7) = 222$. 따라서 외견무관 회귀모형에서는 자유도가 22가 아니라 222임.
 14) 이 의미는 자유도 222, 한쪽꼬리 넓이 0.1에서 t 값은 1.282이므로 t 가 -1.282보다 작고, 또 t 가 1.282보다 클 확률은 0.2이며, $P(t \leq -1.282 \text{ 또는 } t \geq 1.282) = 0.2$ 라는 뜻임. 이것은 t 가 -1.282보다 크고, 또 t 가 1.282보다 작을 확률 즉 $P(-1.282 \leq t \leq 1.282) = 0.8$ 이라는 것과 같음.
 15) Spady et al. 1978. p171.

표 9_ 가변비용함수 추정결과

독립변수	계수값	표준오차	T값	유의도	독립변수	계수값	표준오차	T값	유의도
1. α_{con}	-0.0215	0.0061	-3.5326	0.0004	15. r_{km}	0.1523	0.0215	7.0898	0.0000
2. α_k	0.1170	0.0111	10.4947	0.0000	16. r_{ko}	0.0318	0.0059	5.3590	0.0000
3. α_l	0.1355	0.0158	8.5802	0.0000	17. r_{kt}	0.1224	0.0178	6.8710	0.0000
4. α_m	0.7475	0.0248	30.0985	0.0000	18. r_{ky}	-0.1006	0.0329	-3.0527	0.0023
5. α_o	0.0560	0.0065	8.6356	0.0000	19. r_{lm}	0.3526	0.0290	12.1470	0.0000
6. α_t	-0.1880	0.0172	-10.9231	0.0000	20. r_{lo}	0.0356	0.0084	4.2449	0.0000
7. α_y	-0.0907	0.0572	-1.5852	0.1129	21. r_{lt}	0.1173	0.0217	5.4114	0.0000
8. r_{kk}	0.0622	0.0343	1.8131	0.0698	22. r_{ly}	-0.1482	0.0465	-3.1865	0.0014
9. r_{ll}	-0.1382	0.0302	-4.5731	0.0000	23. r_{mo}	-0.0673	0.0130	-5.1770	0.0000
10. r_{mm}	-0.5050	0.0454	-11.1232	0.0000	24. r_{mt}	-0.2397	0.0294	-8.1464	0.0000
11. r_{oo}	-0.0152	0.0051	-2.9546	0.0031	25. r_{my}	0.2487	0.0719	3.4586	0.0005
12. r_{tt}	0.1999	0.0306	6.5382	0.0000	26. r_{ot}	-0.0346	0.0074	-4.6911	0.0000
13. r_{yy}	0.3816	0.1703	2.2403	0.0251	27. r_{oy}	-0.1650	0.0261	-6.3268	0.0000
14. r_{kl}	-0.2145	0.0293	-7.3155	0.0000	28. r_{ty}	0.5103	0.0652	7.8213	0.0000

V. 제조업체의 공해방지투자 관련 비용구조 분석

가변비용함수의 독립변수의 계수값을 활용하여 총족도(SD), q 값, 단기불균형지수(SDI), 가변비용의 산출탄력성(E_{CY}) 및 규모의 보수, 산출의 준고정요소 탄력성(E_{YZ}), 가변비용의 준고정요소 탄력성(E_{CZ})과 같은 지표들을 다음과 같이 항목별로 계산하였다.

총족도는 공해방지투자의 현재수준을 공해방지투자의 적정수준으로 나눈 값으로서 공해방지투자 규모의 적정 여부를 측정한다. 공해방지투자의 총족도는 1보다 크면 과잉투자, 1보다 작으면 과소투자인데, 본 연구에서는 0.0954로서 1보다 훨씬 작으므로 공해방지투자는 적정수준에 훨씬 못 미치고 있다.

q 값은 공해방지투자의 잠재가격을 공해방지투자의 시장가격으로 나눈 값으로서 투자여건을 측정한다. 본 연구에서는 q 값이 0.9093으로 1보다 작으므로 공해방지투자에 있어서 잠재가격은 시장가격보다 작아 투자여건은 양호하지 않다.

단기불균형지수는 단기총비용에서 장기총비용을 뺀 값을 장기총비용으로 나눈 값으로서 생산효율을 측정한다. 본 연구에서 단기불균형지수는 공해방지투자가 최적수준에 훨씬 못 미치고 있음에도 불구하고 생산효율은 오히려 95.58%만큼 증가한 것으로 나타났다. 이는 기업체에 의해 이루어지고 있는 공해방지투자가 기업체의 생산효율을 크게 감소시키는 것을 반영하는 것으로 사료된다.

가변비용의 산출탄력성은 산출 1% 변화가 가변비용에 몇 % 변화를 가져오는가를 측정한다. 이를 활용하여 구한 규모의 보수는 단기 0.7496, 장기

0.9141이므로 단기, 장기 모두 규모의 경제가 존재하지만, 공해방지투자가 적정수준인 장기의 경우 적정수준이 아닌 단기의 경우보다 규모경제는 더 강화된다.

산출의 공해방지투자 탄력성은 공해방지투자 1% 변화가 산출에 몇 % 변화를 가져오는가를 측정한다. 본 연구에서는 산출의 공해방지투자 탄력성은 0.1568이므로 공해방지투자 1% 증가는 산출을 0.1568% 증가시킨다.

가변비용의 공해방지투자 탄력성은 공해방지투자 1%의 변화가 가변비용에 몇 %의 변화를 가져오는가를 측정한다. 본 연구에서는 가변비용의 공해방지투자 탄력성은 0.0371이므로 공해방지투자 1% 증가는 가변비용을 0.0371% 증가시킨다. 이는 기업체가 공해방지투자를 하지만, 가변비용을 절감하지 못하는 것으로 해석된다.

공해방지투자는 적정수준에 훨씬 못 미치고 있음에도 불구하고 투자여건은 유리하지 않은 것으로 분석되었다. 이러한 기업체의 공해방지투자는 산출증대를 가져오며, 규모의 경제를 강화시키지만, 가변비용을 증대시키고 생산효율을 크게 감소시키는 것으로 분석되었다. 따라서 기업체는 공해방지투자에 따라 불리한 점으로 작용하고 있는 가변비용 증대와 생산비효율을 극복할 수 있는 방안을 마련하는 것이 바람직한 것으로 사료된다.

다음으로 공해방지투자 관련 잠재가격의 도출과정을 살펴보면, 다음과 같다. 기업에 있어서 공해방지투자는 자본, 노동, 재료와 같이 기술적으로 그 양을 쉽게 변화시킬 수 없으며, 외생적으로 주어지는 것이 일반적이다. 그러므로 기업에서의 각 생산

점은 주어진 양의 공해방지투자하에서 자본, 노동, 재료와 같은 가변요소만을 최적량으로 사용하여 생산하는 단기균형생산점이다. 이 생산점에서는 가변비용이 최소화되며, 다음과 같은 가변비용함수로 정의된다¹⁶⁾.

$$VC = VC(W_k, W_l, W_m, Y; Z_o, T) \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

여기에서 VC 는 가변비용, W_k , W_l , W_m 은 각각 자본가격, 노동가격, 재료가격이고, Y 는 산출, Z_o 는 공해방지투자이며, T 는 시간추세다. 가변비용함수는 W_k , W_l , W_m 에 대해 단조증가(monotonic non-decreasing)이고, 오목(concave)하며, Y 에 대해서는 단조증가(monotonic non-decreasing)이고, 볼록(convex)하며, Z_o , T 에 대해서는 단조감소(monotonic non-increasing)이고, 볼록(convex)한 것으로 가정된다¹⁷⁾. 가변비용함수가 이렇게 정의되면, 단기총비용함수는 공해방지투자를 포함하여 다음과 같이 가정된다¹⁸⁾.

$$\begin{aligned} STC &= TC = VC(W_k, W_l, W_m, Y; Z_o, T) + P_{Z_o} \cdot Z_o \\ &= TC(W_k, W_l, W_m, Y; P_{Z_o}, T) \quad \langle \text{식 6} \rangle \end{aligned}$$

여기에서 P_{Z_o} 는 공해방지투자의 사용자비용이다. 그러나 각 관찰점(observed point)에서 공해방지투자는 즉시 변화될 수 있는 가변요소가 아니므로 단기생산균형점에서 반드시 최적량으로 사용된다고 볼 수는 없지만, 충분한 시간이 지난 후 기업의 장기생산균형점에서는 이들을 포함한 총비용을 최소화할 수 있는 최적수준으로 조정될 것이다. 이

16) 최정표, 1986. p54.

17) 비용함수의 이론적 조건에 관한 문헌은 김영식, 1995. pp95-97, pp160-165; Dowling, E. T. 1990. pp378-380; 박승록·이상권, 1996. p22 등이 있음.

18) 강정보·권진균·박승록, 1997. p212.

에 따라 <식 6>에서 기업이 단기총비용(*STC*)을 최소화하기 위해서는 공해방지투자는 다음과 같은 조건을 만족시켜야 한다.

$$\frac{\partial STC}{\partial Z_o} = \frac{\partial VC}{\partial Z_o} + P_{Z_o} = 0 \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

<식 7>에 따라 다음 <식 8>이 도출된다¹⁹⁾.

$$-\frac{\partial VC}{\partial Z_o} = P_{Z_o} \quad \langle \text{식 8} \rangle$$

<식 8>에서, 첫 번째 항은 기업의 공해방지투자의 잠재가격이며, 이것은 가변비용에 대한 공해방지투자의 효과 즉 만약 공해방지투자가 한 단위 증가한다면, 가변비용이 절약되는 것으로 해석된다. 두 번째 항은 공해방지투자의 시장가격이며, 공해

표 11 _ 업종별 연도별 공해방지투자의 잠재가격

업종	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	연평균 증가율
음식료품 및 담배	-0.0865	-0.0560	-0.1350	-0.0660	-0.0339	-0.0305	-0.0630	-0.0758	-0.0683
섬유제품, 의복, 모피, 가죽, 가방, 신발	-0.0689	-0.0560	-0.0049	-0.0239	-0.0727	-0.0074	-0.0752	-0.6293	-0.1173
목재, 나무, 펄프, 종이, 종이제품	-0.4011	-0.0560	-0.0310	-0.0148	-0.0072	-0.0650	-0.0297	-0.0879	-0.0866
코크스, 석유정제품, 핵연료	-0.1535	-0.0560	-0.0346	-0.0656	-0.0651	-0.0217	-0.0290	-0.0291	-0.0568
화학 제품	-0.1264	-0.0560	-0.1046	-0.0493	-0.0809	-0.0661	-0.1162	-0.1611	-0.0951
고무 및 플라스틱 제품	-0.0126	-0.0560	-0.0305	-0.0098	-0.2164	0.0120	0.0197	0.0352	-0.0323
비금속광물제품	-0.0806	-0.0560	-0.0222	-0.0185	-0.0134	0.0043	-0.0009	0.0084	-0.0224
제1차 금속제품	-0.1653	-0.0560	-0.0414	-0.0235	-0.0283	-0.0207	-0.0307	-0.0318	-0.0497
조립금속 제품	-0.0827	-0.0560	-0.1046	-0.5564	-0.0127	0.0049	0.0361	0.0944	-0.0846
전기전자	-0.1095	-0.0560	-0.3862	-0.2456	0.5116	0.2411	0.3659	0.8605	0.1477
운송장비	-0.8566	-0.0560	-0.1226	-0.0850	0.0130	0.1981	0.4107	0.4423	-0.0070
계	-0.1949	-0.0560	-0.0925	-0.1053	-0.0005	0.0226	0.0443	0.0387	-0.0430

19) 최정표, 1986. p55.

방지투자 투입에 있어서 단위변화로부터 발생하는 공해방지투자의 비용 변화를 설명한다. 그러므로 공해방지투자의 최적배분은 공해방지투자의 잠재가격이 공해방지투자의 시장가격과 같을 때다. 만약 이렇게 되지 않는다면, 단기에 공해방지투자가 최적으로 배분되지 않아 공해방지투자의 배분에 비효율이 생긴다²⁰⁾. 따라서 잠재가격은 단기에 공해방지투자가 최적으로 배분될 때의 가격으로서 공해방지투자가 한 단위 증가한다면, 가변비용이 절약되는 것을 나타낸다. <표 11>의 잠재가격 추이를 통해 민간투자인 공해방지투자와 가변비용 간의 관계를 살펴보았다. 전체 업종의 경우, 전기전자, 운송장비, 조립금속제품, 고무 및 플라스틱 제품의 영향을 받아 공해방지투자는 2004년 0.0226, 2005년 0.0443, 2006년 0.0387로 정(+)의 값이므로 기업의 가변비용을 감소시키지만, 연구기간 동안의 평균값으로는 -0.0430으로 부(-)의 값이다. 따라서 기업체는 공해방지투자를 적정수준으로 이끌어가지 못하여 공해방지투자를 효율화하지 못함에 따라 공해방지투자로 가변비용을 절감하지 못하고 있는 실정이다.

VI. 결론

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

첫째, 공해방지투자는 적정수준에 훨씬 못 미치는 9.54%에 불과하므로 공해방지투자를 적정수준으로 올릴 수 있는 방안을 마련하여야 할 것이다.

둘째, 공해방지투자의 부족에도 불구하고 q값은 1보다 작은 0.9093이므로 잠재가격은 시장가격보

다 작다. 그러므로 투자여건은 유리하지 않다. 이러한 기업의 공해방지투자는 산출의 공해방지투자 탄력성 0.1568에 따라 기업의 산출증대를 가져오며, 단기 0.7496에서 장기 0.9141로 증가하는 규모의 보수에 따라 기업의 규모의 경제를 강화시키지만, 가변비용의 공해방지투자탄력성 0.0371에 따라 기업의 가변비용을 증대시키고, 단기불균형지수 -0.9558에 따라 기업의 생산효율을 크게 감소시키는 것으로 분석되었다. 따라서 기업체는 공해방지투자에 따른 가변비용 증대와 생산비효율을 극복할 수 있는 방안을 마련하는 것이 바람직한 것으로 사료된다.

셋째, 공해방지투자의 잠재가격을 살펴보면, 전체 업종의 경우, 공해방지투자는 전기전자, 운송장비, 조립금속제품, 고무 및 플라스틱제품의 영향을 받아 2004년부터 가변비용을 감소시키는 것으로 분석되었지만, 평균값으로 보면, -0.0430으로 부(-)의 값이다. 이는 기업의 공해방지투자가 적정수준에 이르지 못하여, 기업이 공해방지투자를 효율화하지 못함에 따라 공해방지투자로 가변비용을 절감하지 못하는 것을 의미한다. 그러므로 기업체는 공해방지투자를 적정수준으로 끌어올려 공해방지투자를 효율화함으로써 공해방지투자를 통해 가변비용을 절감해야 할 것이다.

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

20) Banos-Pino, J., P. Coto-Millan and A. Rodriguez-Alvarez, 1999, p183.

참고문헌

- 강만옥·차근호·윤성. 1999. “환경가치를 고려한 한·미간 총요소생산성 비교: 펄프·제지산업을 중심으로”. 환경경제연구 제7권 제2호. 서울 : 한국환경경제학회. pp183-210.
- 강장모·권진균·박승록. 1997. “한국 중화학산업의 성장과 수출지향정책”. 국제경제연구 제3권 제2호. 서울 : 한국국제경제학회. pp207-241.
- 김영식. 1995. 생산경제학. 서울 : 박영사.
- 김유정. 2001. “환경투자가 국내 산업부문별 성장과 연구개발에 미치는 영향 연구”. 서울대학교 대학원 석사학위논문.
- 박광덕. 2005. “공기업의 환경투자 및 비용이 환경성장에 미치는 영향에 관한 연구”. 한남대학교 대학원 박사학위논문.
- 박승록·이상권. 1996. 사회간접자본의 적정규모와 확충방안. 서울 : 삼성경제연구소.
- 박희석. 1990. “우리나라 제조업부문에서 비용함수에 의한 기술진보의 요구”. 한양대학교 대학원 석사학위논문.
- 유찬웅. 1996. 산업계의 환경투자 동향과 전망. 서울 : 대한상공회의소.
- 윤창호·신재명·김남주. 1985. 섬유산업의 구조조정에 관한 실증연구. 서울 : 한국경제연구원.
- 이명현. 1997. “한국 제조업에 대한 환경규제의 파급효과 분석: 생산성 및 요소수요를 중심으로”. 경제학연구 제45권 제3호. 서울 : 한국경제학회. pp275-287.
- 이명현·김일중. 1998. “한국 철강산업의 공해저감시설에 대한 적정규모 분석”. 자원경제학회지 제8권 제1호. 서울 : 한국자원경제학회. pp75-94.
- 이종원·이상돈. 2005. RATS를 이용한 계량경제분석. 제3판. 서울 : 박영사.
- 이종인. 1998. 교통경제학. 서울 : 효성출판사.
- 최정표. 1986. “신축적 가변비용함수를 통한 농업부문의 생산구조 분석”. 국제경제연구 제6권. 서울 : 세종대학교 국제경제연구소. pp49-66.
- 통계청. 각 연도. 광업·제조업통계조사보고서.
- 한국산업은행. 각 연도. 설비투자계획조사.
- 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* vol.26, no.2, Pisa·Roma : Istituti Editoriali e Poligrafici Internazionali, pp181-199.
- 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* vol.18, no.1, Amsterdam : Elsevier, pp50-65.
- 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* vol.47, New York·Michigan : JSTOR, pp239-254.
- Christensen, L. R. and D. W. Jorgenson and L. J. Lau, 1973. “Transcendental Logarithmic Production Frontiers”. *The Review of Economics and Statistics* vol.55, no.1, Cambridge, Massachusetts : The MIT Press, pp28-45.
- 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.
- Haveeman, R. H. and G. B. Christainsen, 1981. “Environmental Regulations and Productivity Growth”. eds. Peskin, H. M., P. R. Portney and A. V. Kneese. *Environmental Regulation and the US Economy*, 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* vol.12, no.1, Cambridge : Cambridge Univ. Press, pp91-104.
- 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* vol.2. Washington, DC : Brookings. pp387-421.
- Samuelson, P. A. 1953~4. “Prices of Factors and Goods in General Equilibrium”. *The Review of Economic Studies* vol.21. New York · Michigan : JSTOR. pp1-20.
- 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* vol.9, no.1. New York · Michigan : JSTOR. pp159-179.
- Stata Corporation. 1997. *Stata Release 5*. Texas : Stata Press.
- Uzawa, H. 1962. “Production Functions with Constant Elasticity of Substitution”. *The Review of Economic Studies* vol.29, no.4. New York·Michigan : JSTOR. pp291-299.
- 한국은행 홈페이지(www.bok.or.kr). [2010.1.5]
- 통계청 홈페이지(www.kostat.go.kr). [2010.1.6]

-
- 논문 접수일: 2010. 1.19
 - 심사 시작일: 2010. 1.22
 - 심사 완료일: 2010. 3. 8

ABSTRACT

Cost Structure of Korean Manufacturing Industry Related to Investment in Prevention of Environmental Pollution

Keywords: Investment in Prevention of Environmental Pollution, Sufficiency Degree, Increase of Variable Cost, Production Inefficiency, Shadow Price

This study analyzes cost structure of Korean manufacturing industry related to investment in prevention of environmental pollution(IPEP below) by applying translog variable cost function. Important findings are as follows. From sufficiency degree of IPEP of 0.0954, far less than optimal level of 1, we discover shortage of IPEP. Therefore, we should make a plan to enhance IPEP. In spite of deficiency of IPEP, shadow price is smaller than market price due to q-value of 0.9093. Therefore firms have not favorable condition in IPEP. Next, firms suffer a loss from increase of variable cost and production inefficiency, while make a profit on output increase and economies of scale by IPEP. Accordingly it is desired that firms should take measures to meet the increase of variable cost and production inefficiency in IPEP. And shadow price of IPEP is -0.0430 , which shows negative(-) value. This circumstances mean that firms are faced with inefficiency of IPEP for lack of IPEP. Consequently firms can not reduce variable cost by IPEP. For that reason, we should raise IPEP to optimal level for promotion of efficiency of IPEP. Then firms save variable cost by IPEP.

제조업 공해방지투자의 비용분석

주제어: 공해방지투자, 총족도, 가변비용 증대, 생산비효율, 잠재가격

본 연구에서는 트랜스로그 가변비용함수를 활용하여 공해방지투자 관련 제조업의 비용구조를 분석하였다. 중요한 결과는 다음과 같다. 기업체 공해방지투자의 적정여부를 파악하기 위해 총족도를 살펴본 결과, 적정수준인 1에 크게 못 미치는 0.0954로 분석되었다. 그러므로 기업체의 공해방지투자를 적정수준으로 끌어올릴 수 있는 방안이 마련되어야 할 것이다. 또한 기업체는 공해방지투자의 부족에도 불구하고 잠재가격은 시장가격에 못 미치는 것으로 분석되어 투자여건은 유리하지 않다. 이러한 기업체의 공해방지투자는 기업체의 산출증대를 가져오며, 규모의 경제를 강화시키는 동시에 기업체의 가변비용을 증대시키고, 생산효율을 크게 감소시키는 것으로 분석되었다. 따라서 기업체는 공해방지투자를 통해 가변비용을 절감하고, 생산효율을 제고할 수 있는 대책을 수립하는 것이 바람직하다. 그리고 기업체에 의한 공해방지투자의 잠재가격을 살펴보면, -0.0430 으로 부(-)의 값이다. 따라서 기업체는 공해방지투자가 적정수준에 이르지 못하여 공해방지투자의 비효율에 직면하고 있으며, 이에 따라 공해방지투자를 하더라도 가변비용을 절감하지 못하고 있는 실정이다. 따라서 기업체는 공해방지투자를 적정수준으로 끌어올려 공해방지투자를 효율화함으로써 공해방지투자를 통해 가변비용을 절감해야 할 것이다.