

우리나라 환경산업 노동수요 추정에 관한 연구*

황석준*

A study on the job creation of environmental industry in Korea

Suk-Joon Hwang

국문요약 ■

ABSTRACT ■

I. 서 론 ■

II. 기존 문헌과 우리나라의 환경산업 자료 ■

III. 환경산업의 노동수요 추정 ■

IV. 결 론 ■

참고문헌 ■

부 록 ■

* 계명대학교 사회과학대학 경제통상학부(sjh219@kmu.ac.kr)

** 본 논문은 KETI 기본과제 "Job Creation and Environment Policy"의 일부를 수정·보완한 내용이며 본 논문에 조언을 주신 여러분과 익명의 심사위원님들께 감사합니다.

국문요약

본 논문은 환경산업에 의한 노동수요 창출에 대해 알아보았다. 이를 위해 정부에서 발표하는 통계, 특히 환경부의 환경산업조사통계를 기초로 하여 오차항에 대한 다양한 가정을 통해 부분균형적인 단일 노동수요함수를 추정하여 보았다. 추정결과 환경산업의 환경부문 매출액 증가를 통한 노동수요 탄력도는 최소 0.193에서 최대 0.256에 해당하는 것으로 계산되어 각 산업별 환경기업들의 10억원의 매출증가를 통해 7.7에서 10.3명의 노동수요가 증가하는 것으로 계측되었다. 이는 특히 정부의 정책지원이 환경산업의 총매출액 1%에 해당하는 금액의 매출증가를 유도한다면 연간 1,600~2,300명의 직접 고용을 증대시키는 것으로 계측되었다. 그러나 안타깝게도 환경산업 노동력의 많은 부분이 단순노무직으로 구성되어 있어 향후 환경산업의 발전을 극대화하고 우리나라 경제성장의 중추 산업으로 육성하기 위해서는 정부의 기술개발과 수요증대에 대한 지속적인 지원이 필요하다 하겠다. 결국 이러한 정책적인 지원이 우리나라의 지속가능발전의 가능성을 극대화할 것이다.

| 주제어 | 환경산업, 노동수요, 패널추정, 노동수요탄력도

Abstract

In this study, we estimate the labor demand function of environmental industry with environmental industry survey of Ministry of Environment. To do this, we apply the panel estimation technique. We follow the widely accepted estimation methods: panel generalized least square, panel generalized least square with heteroskedasticity/auto-correlation, random effect model and random effect model with auto-correlation. On the average, each industry is estimated at the elasticity of sales on labor demand from 0.193 to 0.259. It means that the increase of sales by 214billion won can create around 1,600~2,300 jobs, and this is merely a direct effect. So when we consider the whole effect of labor demand increase including indirect derived job creation, the labor demand increase will be higher than this. So it is desirable for the government to support the development of environmental industry for sustainable development.

| Keywords | Environmental Industry, Labor demand, Panel Estimation, Elasticity of Labor Demand

I 서 론

최근 지구 온난화로 인한 피해가 많아지면서 많은 사람들이 환경 상태에 대해 주의 깊게 살펴보고 있다. 특히 우리나라의 경우, 김동석(1997)은 실증분석을 통해 우리나라에서 비교 우위를 확보한 산업들이 생산과정에서 우리나라의 환경자원 부존량에 비추어 상대적으로 많은 수준의 환경자원을 이용하고 있었다고 밝히고 환경규제 강화가 필요한 것으로 제안하고 있어 대내외적으로 환경산업에 대한 수요를 확대시킬 요인들이 잠재해 있다. 이에 따라 환경부에서도 환경산업을 지원하기 위해 각종 금융세제지원, 환경서비스 활성화를 위한 지원 및 해외진출에 대한 지원정책을 펴고 있다(환경백서, 2006). 이처럼 산업으로서의 환경 산업은 점차 우리나라의 주요 산업으로 성장할 가능성이 크고 향후 우리나라 경제성장을 견인할 수 있는 전략산업으로 주목받고 있다.

환경을 보호하고 경제성장을 주도해야 하는 상황에서 환경산업의 경제에 주는 파급효과는 중요한 의미를 가진다. 김정인 · 최남현(2005)은 우리나라의 환경산업을 중간재적 성격의 재화를 생산하는 산업이며 비록 전체산업에서 환경산업이 차지하는 비중은 작더라도 전 · 후방연쇄효과가 전체 산업에서 중상위권을 차지하는 산업으로 규정하고 있다. 이에 따르면 정부의 환경산업 육성노력은 환경과 경제에 동시에 긍정적인 영향을 미칠 수 있는 바람직한 정책방향이라 할 수 있다. 또한 우리나라 경제를 유도할 새로운 산업의 개발과 이들 산업의 노동수요증대는 우리나라의 전반적인 고용사정을 안정시키는 역할을 할 것이다. 이러한 측면에서 향후 성장가능성이 높은 환경산업과 환경산업에서의 노동수요에 대한 연구는 산업 및 노동, 환경 정책에 있어 중요한 정보를 제공할 것이다. 본 연구는 우리나라의 환경산업에서의 노동수요에 대한 효과를 계측하고 이에 기초하여 환경산업육성정책이 노동수요에 미치는 효과를 계량적으로 제시하고자 한다.

II 기존 문헌과 우리나라의 환경산업 자료

환경관련 규제변화가 기업의 노동수요에 영향을 주는 가에 관한 연구는 많은 연구자들에 의해 행해졌다. 환경규제는 기업의 입장에서는 비용으로 간주되기 때문에 환경규제강화는

종종 기업의 생산 비용을 압박하여 노동수요에 대한 기업의 인센티브를 줄일 것으로 기대되어져왔다. 그러나 최근의 많은 연구들은 환경규제와 노동수요 사이에 부정적인 효과가 우세하다고 보고하지 않고 있다. OECD의 1997년과 2004년 보고서는 환경규제가 노동수요를 증가시켰다고 볼 수는 없지만 이들이 또한 부정적인 영향을 미쳤다고 볼 수 있는 증거도 발견하지 못했다고 보고하였다.

OECD의 1997년 보고서는 환경정책이 고용에 주는 효과를 장단기, 직간접 및 미거시 수준 등 다양한 측면에서 고찰하였다. 이러한 시각을 기초로 OECD는 환경관련 활동 및 투자 확대에 따른 노동수요의 증대를 살펴보았고 다른 한 편으로는 환경관련 활동의 증대가 부정적으로 고용을 창출할 수 있는 효율적인 투자와 경쟁력을 얼마만큼 상실시켰는가를 살펴보았다. 이를 위해 이들은 OECD국가의 자료를 분석하여 보았는데 먼저 환경산업이 전체 노동력의 1~3%를 차지하고 있었으며 환경규제 증가의 고용에 주는 부정적인 영향은 경쟁력 상실, 공장폐쇄 및 기업입지의 재배치 등으로 요약하였다. OECD 보고서는 이러한 요인 분석을 바탕으로 CGE모형 및 거시계량모형 등의 분석을 제안하고 다음과 같은 정책제안을 내놓았다. 첫째, 노동집약적인 환경보호활동에 대한 투자를 경기후퇴시 시행하는 방안, 둘째, 청정기술개발, 재생에너지 사용 및 집중적인 자원재활용 등을 통한 친환경적 산업체계로의 재구축, 셋째, 구체적이고 특정한 직업과 관련된 교육, 훈련에 초점을 맞추는 환경관련 고용정책, 마지막으로 친환경적 조세개혁 등을 제시하였다.

OECD의 2004년 보고서에서는 이들 사이의 관계를 살펴볼 정밀한 자료가 충분치 않아 실증적인 분석에 기초한 결론을 내릴 수 없으나 1997년의 OECD 보고서의 제안과 같이 CGE 또는 거시계량모형과 이들 모형을 사용하는 논문들의 서베이 결과들을 바탕으로 연구를 진행하였다. 연구결과, 이중배당가설이나 보조금의 효과를 알아보기 위해 경제모형의 모의실험은 고용에 긍정적인 영향을 미칠 수 있으므로 환경규제의 노동수요증대효과는 잠재적으로 가능하다고 결론을 내렸다. 그러나 이러한 환경을 위한 보조금 정책들은 단기적인 효과를 가지고는 있으나 장기적으로 지속되지 않을 수 있다는 점을 밝히기도 했으며 따라서 고용을 위한 환경정책은 친환경적인 에너지 정책에 따른 고용확대를 제외하고는 고용창출에 작은 영향만을 미칠 수 있다고 주장하였다.

한편, Golombok and Raknerud(1997)는 노르웨이 산업을 분석한 결과 엄격한 환경규제에 놓인 기업들이 환경규제가 강화되면 오히려 고용을 증대시킬 수 있음을 실증적으로 증명하였으며 Morgenstern, Pizer and Shih(1998) 역시 미국 일부 다오염배출산업의 자료를 이용하여 실증 분석한 결과 플라스틱과 석유화학산업 등에서 환경오염지출과 고용증대 사

이에 정의 효과를 발견하였고 다른 산업에서는 통계적으로 유의한 부정적인 효과는 발견하지 못하였음을 보고하였다. 우리나라의 1992년 ~ 2002년까지 환경정책에 의한 노동수요변화에 대한 분석(황석준 강만옥, 2004) 역시 환경규제에 따른 부정적인 노동수요변화를 찾을 수 없었다. 따라서 환경규제는 보수적인 의미에서 노동수요를 감소시킨다고 단정적으로 볼 수는 없으며 특히, 환경산업을 통한 고용의 증대가 존재할 경우 그 효과를 극대화하면 환경 규제를 통한 노동수요증대의 통로로 사용할 수 있을 것이다. 다만 많은 학자들이 소위 오염 피난처가설에 따라 환경규제의 강화가 다오염배출산업의 입지를 변화시켜 국내에서의 고용을 감소시킬 가능성에 대해 주장하고 있으나 아직 그 효과의 정도를 정확히 계측하기가 쉽지 않을 뿐 더러 오염피난처가설의 논쟁자체가 해결되지 않고 있다¹⁾. 따라서 환경산업의 노동수요함수를 추정하여 환경산업의 증가가 고용을 얼마나 증가시키는지를 계측하는 것은 의미가 있다 하겠다.

한편 우리나라의 환경산업에 대한 자료는 환경부가 실시하는 환경산업조사통계가 있는데 이 자료를 이용하여 환경산업 종사자의 분포를 살펴보았다. 우리나라 환경부에서는 환경산업에 대한 통계를 격년으로 발표하고 있다. 2006년 현재 발표된 통계는 2000, 2002, 2004년까지 발표되었다. 이 보고서에서 환경산업은 OECD(1999)의 환경산업정의에 따라 분류하였다²⁾. 특히, 환경부의 2004년 환경산업통계는 23,000개의 환경관련기업을 101개 산업으로 분류하여 조사하였다. 조사대상 환경관련 기업은 15%는 제조업, 5%는 건설업, 그리고 나머지 80%는 서비스부문에 속하였다. 2004년 당시 환경산업에 속하는 기업들의 총 판매액은 21조 4280억원의 규모를 가지고 있으며 총 판매액 중 40%는 제조업, 17%는 건설업, 나머지 43%는 서비스업으로 분류되는 환경산업 관련 기업들에 의해 구성되어졌다. 이들 기업에 의한 종사자 수의 분포는 다음 <표1>과 같다. <표1>을 보면 환경산업의 총 종사자수는 37만 2천명이고 그 중 16만 8천명은 직접적으로 환경부문과 관련이 있는 업무에 종사하고 있고 나머지는 환경산업에 종사하고 있으나 환경부문과는 직접적인 관련이 없는 부문에 종사하고 있는 종사자들이다. 표에 따르면 서비스부문에 속하는 환경산업으로 분류되는 환경관련 기업들의 종사자 중 다수가 직접적인 환경관련 부문(63%)에 종사하고 있고 건설업의 경우에는 17%로 직접적인 환경관련부문 종사자의 비중이 가장 낮았다.

1) 오염피난처 가설에 대한 서베이논문은 Brunnermeier and Levinson(2004)를 참조. 우리나라의 경우 황석준 · 이기동(2007), 노상환(2002) 참조.

2) OECD(1999)에서는 환경산업을 수질, 대기와 토양에 대한 환경적인 위해뿐만 아니라 폐기물, 소음, 생태계와 관련된 문제들을 측정, 방지, 제한, 최소화 및 수정하는 재화와 서비스를 생산하는 활동들을 포함하는 산업으로 정의하고 있다. 동시에 본 보고서의 환경산업은 이 정의에 따르고 있다.

표1 환경산업에서의 종사자 분포

	제조업	건설업	서비스	합계
총고용자수(A)	97,380	135,384	139,378	372,142
환경부문(B)	57,103	22,544	88,314	167,931
B/A(%)	58.6	16.7	63.4	45.1

자료 : 환경부(2006), 환경산업조사통계 보고서

기준에 발표된 2000, 2002, 2004년의 정보를 종합하여 요약한 것이 다음의 <표2>이다. <표2>를 보면 매 격년마다 환경부의 환경산업 통계수집에 응하는 기업의 표본 수가 2000년에서 2002년에는 연간 5.3%, 2002년에서 2004년에는 연간 14.7%로 증가하는 것을 보이고 있다. 따라서 전체 판매액은 자연히 증가할 것이므로 평균 매출액과 평균 종사자수를 구하여 살펴보았다. 이를 평균매출액과 평균 종사자의 추이를 보면 2000년에서 2002년은 증가하고 있으나 2002년에서 2004년은 다시 감소하였다. 이는 2002년 월드컵을 개최하기 위하여 대기 및 수질에 대한 환경오염방지 활동이 많았으나 이 후에는

특수한 수요적인 요인이 발생하지 않았던 탓에 나타나는 현상으로 볼 수 있다. 특히 이러한 점은 우리나라 환경정책에 대해 외부 국제행사의 유치가 환경정책발전에 기여했다는 이정전·정희성(2003)의 시각과 유사하다. 한편, 부록의 <부표1>은 <표2>의 자료를 2단위 표준산업분류에 따라 분류한 자료로 환경부문의 평균 종사자수와 평균매출액에 대한 분포와 추세를 보여주고 있다. <부표1>에 따르면 산업별로도 우리는 <표2>와 동일한 패턴을 볼 수 있다. 그러나 자동차, 섬유, 정밀기계와 사업서비스 분야의 환경부문 종사자수의 변화는 2002년부터 2004년에 늘어난 것으로 보고되어지고 있다. 이들을 제외한 대부분의 산업부문에서의 환경관련부문 종사자수는 2002년부터 2004년 사이에는 다시 줄어드는 것으로 보고 되어졌다.

표2 환경산업의 평균 매출액과 종사자수

	표본 기업수	환경부문 매출액 (백만원)	환경부문 종사자수 (명)	평균 매출액	평균 종사자수
2000	15,801	11,536,227	111,468	730	7.1
2002	17,520	18,006,750	129,978	1,028	7.4
2004	23,035	21,427,465	167,961	930	7.3

자료 : 환경부(2006), 환경산업조사통계 보고서

III 환경산업의 노동수요 추정

1. 추정모형의 설정 및 추정방법의 특징화

일반적으로 노동수요함수는 기업의 이윤극대화 행위로부터 얻어지는 파생수요함수이다. 따라서 노동수요는 주어진 요소비용과 이윤을 극대화하는 생산량의 함수로 표시되어진다. 본 논문에서는 부분균형분석에 입각하여 단일 방정식에 기초를 둔 노동수요함수를 추정하고자 한다. 다행히 우리나라에서는 환경부에서 산업분류별 환경기업에 대한 2000, 2002, 2004년간의 시계열을 확보할 수 있기 때문에 2단위 산업분류의 산업들 각각을 하나의 관찰치로 간주하여 3개년의 패널자료를 구성하면 단일방정식을 추정하기 위한 시계열을 다소나마 확보할 수 있게 된다. 이렇게 확보된 자료를 이용하여 다양한 오차항의 특징화(specification)에 대한 가설검정을 통해 안정적인 추정치를 얻음으로써 노동수요함수를 추정한다. 이를 위한 기본적인 추정식은 아래와 같이 설정한다.

$$\ln(L_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(w_{it}) + \beta_2 \ln(S_{it}) + \beta_3 \ln(EINV_{it}) + u_{it} \quad (1)$$

여기서 L_{it} 는 t시점에 i 산업에 속한 환경관련기업의 평균 종사자수를 w_{it} 는 t 시점 i 산업의 평균실질임금수준을, S_{it} 는 t시점에 i 산업에 속한 환경관련기업의 평균실질매출액을, $EINV_{it}$ 는 t시점 i 산업에 속한 환경관련기업의 평균 실질환경관련투자액을 말한다. 추정식은 로그값을 취한 변수를 가지는 로그선형식을 이용하였는데 이는 추정후 계수값의 해석을 탄력도로 해석하는데 용이하기 때문에 선택하였다. 추정에 쓰인 자료는 추정결과를 설명할 때 같이 설명하겠다. (1)과 같이 설정된 추정식은 각각 다음과 같은 오차항을 가정하여 추정하게 된다:

$$1) \Omega = \begin{pmatrix} \sigma^2 I & 0 & .. & 0 \\ 0 & \sigma^2 I & .. & 0 \\ : & : & : & : \\ 0 & 0 & .. & \sigma^2 I \end{pmatrix} : \text{동질분산 } \sigma^2 \text{을 가진 iid 분포를 가지는 경우}$$

$$2) \Omega = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 I & 0 & .. & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 I & .. & 0 \\ : & : & : & : \\ 0 & 0 & .. & \sigma_n^2 I \end{pmatrix} : 각 산업군별로 이분산 \sigma_i^2 을 가지며 독립분포를 하는 경우$$

이러한 두 가지 가정에 기초하여 각각의 분산을 구한 후 오차항의 이질성 여부를 검증하는 Wald 통계량을 계산한다. Wald 통계량은 아래와 같이 정의된다³⁾.

$$W = \frac{T}{2} \sum_i \left(\frac{\sigma^2}{\sigma_i^2} - 1 \right)^2, \quad \text{여기서 } T \text{는 관찰 시간 수} \quad (2)$$

만약 동일분산의 가정이 옳다면 W 는 $\chi^2(n)$ 여기서 n 은 관찰대상 수의 분포를 가지게 된다. 이러한 가설검정을 통해 오차항의 성격을 규명한 후에도 패널자료의 시계열적인 속성을 감안하여 오차항 간의 자기상관을 고려하여 로그우도값이 최대가 되는 함수를 선정하여 추정치를 결정한다.

한 편, 이러한 추정방식 외에도 패널자료의 속성을 충분히 이용하여 아래의 (3)식과 같이 추정식을 설정한 후 고정효과 및 임의효과 추정을 실시한다.

$$\ln(L_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(w_{it}) + \beta_2 \ln(S_{it}) + \beta_3 \ln(EINV_{it}) + v_i + u_{it} \quad (3)$$

(3)식은 앞의 (1)식과는 달리 v_i 라는 산업부문에만 영향을 미치는 특정한 오차를 더 가지게 된다. 이러한 두 가지 추정을 통해 Hausman 검정을 실시하여 적절한 추정방법을 선정하고 동시에 오차항의 자기상관성을 가정하고 추정식의 정밀성을 높이는 방법으로 추정을 진행하게 된다. 이를 통해 추정식의 강건성(robustness)을 확인할 수 있으며 안정적인 추정계수를 확보하나 정보를 잃지 않기 위해 각 추정단계에서 얻어진 추정계수들의 최대값과 최소값을 이용하여 고용효과를 계측하여 정책적인 함의를 얻고자 한다.

3) Green, W. 1990, Econometric Analysis 참조.

2. 추정결과

추정에 쓰인 자료는 기본적으로 환경부에서 발표한 환경산업통계자료를 이용하였다. 특히 이 중에서도 시계열의 누락변수가 없는 16개 산업에 대해서만 추정을 시도하였다. 16개 산업은 음식료, 섬유, 화학제품, 고무플라스틱, 비금속제품, 조립금속, 기타기계 및 장비, 기타 전자부품 및 기기, 정밀광학기계, 자동차운송제조업, 일반종합건설, 전문분야건설, 연구 및 개발, 전문과학기술서비스, 사업지원서비스와 하수 및 폐기물처리 관련업 등이다.

추정자료에 대해 다음과 같은 사항은 언급할 필요성이 있다. 첫째, 안타깝게도 환경산업 통계자료에서는 이들 기업들의 파용자보수에 관련된 자료를 얻을 수 없었다. 따라서 이들 환경기업이 속한 산업들의 임금관련변수는 광공업통계조사보고서의 임금변수를 활용하였다. 비록 임금변수가 이들 환경기업의 정확한 임금수준을 반영하지 않을 수도 있겠지만 환경산업통계 서베이에 응한 기업들이 동시에 광공업조사통계의 자료수집에 해당되는 기업 이므로 광공업통계조사에서 발표하는 자료는 이들 환경산업자료에 대한 대리변수(proxy)로 쓸 수 있다고 판단하였다. 또한 서비스업과 건설업의 경우에는 국민계정을 이용하여 자료를 획득하였다. 둘째, 보통 생산량을 노동수요함수의 설명변수로 쓰는 것이 타당하나 서비스 산업에서는 생산액과 관련된 정보가 없고 동시에 환경산업통계에도 생산액에 관련된 정보가 누락되어졌기 때문에 매출액을 대리변수로 또한 사용하였다. 마지막으로 추정에 쓰인 모든 자료를 실질화하기 위하여 우리는 기본부문으로 분류된 생산자물가지수를 디플레이터로 사용하였다.

1) 패널 일반화최소자승추정법(GLS)

(1) 식과 오차항에 대한 세 가지 가정 즉, 동질분산, 이분산, 이분산과 자기상관을 이용하여 추정한 노동수요함수의 추정계수는 <표3>과 같다.

표3 패널 GLS를 이용한 환경산업의 노동수요 추정

오차항가정	동질분산	이분산	이분산과 자기상관
환경부문 실질매출	0.279** (3.58)	0.193** (3.75)	0.212** (4.09)
실질 임금	-0.787** (2.50)	-0.676** (4.67)	-0.637** (4.36)
환경부문 실질 투자	0.053 (0.95)	0.133** (2.74)	0.077 (1.64)
상수항	0.729 (1.45)	0.933** (2.30)	1.034** (2.96)
우도값	-23.650	-5.186	1.239

주) **는 95% 수준에서 유의적임. ()안은 z-통계량.

<표3>을 해석하기에 앞서 제시하였던 Wald 통계량 검정을 통해 이분산성의 가능성에 대해 가설검정을 시도할 필요가 있다. 다음의 <표4>는 동질분산의 가정과 이분산의 가정하에서 추정된 오차항의 분산추정치를 보여준다.

표4 오차항 가정에 따라 추정된 분산값

	동질분산	이분산	이분산과 자기상관
음식료	0.15685	0.17716	0.14789
섬유	0.15685	0.33091	0.34308
화학제품	0.15685	0.09959	0.08427
고무플라스틱	0.15685	0.06676	0.06358
비금속	0.15685	0.32383	0.17860
조립금속	0.15685	0.09013	0.04971
기타기계	0.15685	0.00530	0.00365
기타전자부품	0.15685	0.20062	0.00628
정밀기계	0.15685	0.19589	0.07286
자동차 및 운송	0.15685	0.20131	0.20650
건설업(종합)	0.15685	0.02509	0.02260
건설업(전문)	0.15685	0.28139	0.19009
연구개발	0.15685	0.08828	0.03386
과학기술	0.15685	0.09674	0.05252
사업서비스	0.15685	0.50346	0.32274
하수 및 폐기물	0.15685	0.00369	0.01139
자기상관계수	-	-	0.5631

<표4>의 분산추정치 1행과 2행에 기초하여 구한 (2)식의 Wald 통계량 값은 3,866으로 $\chi^2(16)$ 의 99% 검정 값인 32를 훨씬 초과한다. 따라서 오차항의 동질적인 분산을 가정하는 귀무가설은 기각되어 본 추정에는 이분산성을 고려한 추정이 적합한 것으로 판명되었다. 또한 <표3>을 보면 이분산과 자기상관을 고려한 추정의 경우 더 높은 우도값을 보이므로 오차항의 이분산과 자기상관을 가정하는 것이 계량경제의 측면에서 더욱 정확한 추정치가 될 수 있다. 결국 이들 가정에 기초한 추정치를 볼 때 환경산업의 노동수요는 실질임금과는 유의적인 부의 관계를 그리고 환경부문 실질 매출액과는 유의적인 정의 관계를 가짐을 확인할 수 있었다. 평균 수준에서 각각의 탄력도를 보면 실질임금이 평균수준에서 1% 증가할 때, 노동에 대한 수요는 0.64%정도 감소하고 실질매출액이 평균수준에서 1% 증가하였을 때 노동수요는 0.21% 증가하는 것으로 추정되었다⁴⁾.

2) 임의효과 추정법

이분산 존재의 가능성은 좀 더 정확한 추정방법인 임의효과 또는 고정효과에 의한 추정을 시도할 필요성을 제시한다. 따라서 우리는 본 모형을 (3)식에 입각하여 임의효과와 고정효과방식을 추정하여 보았다. 이들 추정에 기초하여 Hausman 검정을 실시한 결과 검정통계량 값인 $\chi^2(3)=3.05$ 이고 p-값이 0.3832로 귀무가설을 채택한다. Hausman 검정에서의 귀무가설은 임의효과와 고정효과로 추정된 추정계수의 차이가 의미를 가지고 있지 않다 (not systematic difference)라는 것이다. 보통 고정효과로 추정된 계수의 경우 귀무가설과 대립가설 하에서 일치추정량의 성격을 보이나 임의효과의 경우에는 대립가설이 참일 경우에는 일치추정량이 되지 못해 귀무가설이 참인 경우에만 효율적인 추정치가 된다. 따라서 귀무가설을 받아들일 경우 임의효과추정치가 효율적인 일치추정량이 되어 고정효과 추정치보다 나은 추정치를 제공하게 된다. 따라서 우리는 임의효과에 의한 추정을 받아들여 임의효과와 오차항에 자기상관과정을 포함하는 임의효과 모형을 이용하여 환경산업의 노동수요함수를 추정하였다. 추정결과는 <표5>와 같다.

4) 이들 계수에 대한 금액과 종사자 수 측면에서의 해석은 뒤에서 자세히 설명되었다.

표6 임의효과와 자기상관 임의효과 방법에 의한 추정결과

	임의효과	자기상관 임의효과
환경부문 실질 매출	0.259** (3.42)	0.255** (3.45)
실질 임금	-0.660* (1.86)	-0.676* (1.91)
환경부문 실질 투자	-0.004 (0.07)	0.018 (0.32)
상수항	1.111** (2.13)	1.075** (2.10)
추정자기상관계수	-	0.208
전체 표본 R ²	0.27	0.27

주) **는 95%, *는 90% 유의수준에서 유의적임. ()안은 t-통계량.

<표5>의 추정결과는 일반화최소자승법에 의한 추정결과와 유사하게 추정되었다. 그러나 전반적으로 실질매출액이 노동수요에 미치는 탄력도의 크기는 다소 증가하였다. <표3>과 <표5>를 종합하여 볼 때 우리는 환경부문의 실질 매출액의 증가에 따른 환경산업의 노동수요 탄력도는 최대 0.259(임의효과 추정치)에서 최소 0.193(이분산 패널 GLS 추정치)에 이르는 것을 알 수 있다. 실질임금에 대한 노동수요의 탄력치 추정 또한 -0.676에서 -0.637에 이르는 것으로 추정되어졌다. 따라서 이를 탄력도 추정치에 기초하여 환경산업의 노동수요 증가 또는 고용에 주는 영향에 대하여 알아보았다.

먼저 추정결과는 전반적인 환경산업에 대한 결과이므로 이를 환경산업들을 산업표준분류에 따라 다시 각 산업부문별로 세분할 필요성이 있다. 이는 고용과 환경 및 산업정책에 있어 산업별 정책효과의 우선 순위를 알 수 있기 때문이다. 먼저 이를 위한 가정은 각 산업부문별로 정부의 정책투자가 10억원의 매출액을 증가시킨 것으로 가정하였다. 이럴 경우 각 산업별로 평균매출액 수준에서 10억원에 해당하는 %를 구한 후 이를 다시 탄력도에 적용하고 다시 환산하여 노동수요량을 계산하였다. 산업별 노동수요증가 계산결과는 <표6>에 제시되었다. 여기서 노동수요 증대 최소값(Min)은 실질매출액 증가에 대한 16개 산업부문 환경산업의 노동수요 탄력도가 0.193인 경우이며 최대값(Max)은 실질매출액 증가에 대한 16개 산업부문 환경산업의 노동수요 탄력도가 0.259인 경우를 가정하여 계산한 것이다. <표6>에서 환경부문은 환경산업의 환경부문 직접종사자의 노동수요 증대를 비환경부문은 일반 종사자 수의 증대를 나타낸 것이다. 여기서 우리는 환경부문 대 일반부문의 종사자가

2004년 현재의 환경산업에서의 환경부문 대 일반부문 종사자수의 비중을 그대로 유지한다고 가정하고 환경부문 1인당 종사자에 비례한 일반부문 종사자 수를 계산하였다.

표6 환경부문 매출액이 10억원 증가할 경우 산업별 환경관련 기업들의 노동수요 변화

	합계		환경부문		비환경부문	
	Min	Max	Min	Max	Min	Max
음식료	5.1	6.8	2.6	3.5	2.5	3.4
섬유	6.8	9.2	0.7	1.0	6.1	8.2
화학제품	4.4	5.8	3.7	5.0	0.6	0.9
고무, 플라스틱	3.7	4.9	3.1	4.2	0.6	0.8
비금속	4.5	6.1	3.2	4.2	1.4	1.8
조립금속	1.8	2.4	1.2	1.7	0.5	0.7
기타기계장비	4.0	5.4	0.8	1.0	3.3	4.4
기타전자부품	2.7	3.6	1.7	2.3	1.0	1.3
정밀기계	2.5	3.4	1.4	1.9	1.1	1.5
자동차, 운송기기	0.6	0.8	0.2	0.3	0.4	0.5
건설업(종합)	8.4	11.3	1.4	1.9	7.0	9.5
건설업(전문)	8.5	11.4	1.9	2.5	6.6	8.8
연구, 개발	2.4	3.3	2.4	3.3	0.0	0.0
과학기술전문서비스	2.9	3.9	2.9	3.9	0.0	0.0
사업서비스	6.5	8.8	1.9	2.5	4.6	6.2
하수 및 폐기물	2.8	3.8	2.0	2.7	0.8	1.1
평균	4.2	5.7	1.9	2.6	2.3	3.1

<표6>을 해석할 때 주의할 점은 16개 산업부문에 속하는 환경산업의 총매출액은 전체 환경산업부문의 매출액에서 2004년 현재 55%를 차지한다는 점이다. 따라서 탄력치에 따른 노동수요 증대는 전체 환경산업에서의 노동수요 증대보다 과소평가될 수 있음을 전제한다. <표6>에 따르면 매출액증가에 따라 노동수요의 변화가 큰 산업은 건설업, 섬유제조업과 사업서비스부문의 환경관련기업들이며 그 뒤를 음식료, 화학제품과 비금속제조업 부문에 속하는 환경산업들의 노동수요증대가 큰 것으로 나타났다. 따라서 정부가 환경산업을 통한 고용증대를 원한다면 이들 산업에 우선순위를 두고 환경산업정책을 실행하는 것이 효과적임을 알 수 있다. 한편, 환경산업의 전반적인 고용창출효과를 일반 제조업이나 서비스업의 고용창출효과와 비교하여 환경산업이 노동수요의 측면에서 어떤 위치를 차지하고 있는 가

를 알아보는 것도 의미 있는 일이다. 현재 <표6>에 제시된 노동수요의 증대는 환경산업통계에서 보고되고 있는 모든 산업을 망라한 것은 아니다. 앞에서 제시하였듯이 2000년부터 2004년까지 시계열의 연속성이 확보된 일부 산업에 대해서만 추정이 시도되어진 것이므로 추정에 기초한 노동수요 증대량이 다소 과소평가될 가능성이 높다. 안타깝게도 모든 자료를 확보할 수 있을 수 없기 때문에 이런 경우 이 산업들이 차지하는 비중에 기초하여 비례적으로 계산하는 것이 환경산업 전반에 관한 노동수요 증대량을 가늠할 수 있는 가장 단순한 방법일 것이다. 따라서 우리가 추정에 사용한 표본의 매출액이 전체 표본 매출액의 55%를 차지한다는 점에 착안하여 단순 비례를 통해 매출액의 비중을 고려한 노동수요 증대량을 계산하여 보았다.

표7 환경산업의 매출액 10억원당 노동수요 변화 추정치

Min			Max		
환경부문	비환경부문	전체	환경부문	비환경부문	전체
3.5	4.2	7.7	4.9	5.6	10.3

주 : Min은 매출액의 노동수요 탄력치가 0.193일 경우 Max는 그 값이 0.259일 경우에 계산된 값임.

<표7>을 보면 환경산업의 매출액 10억원 증가가 가져오는 노동수요에 주는 효과는 작게는 7.7명에서 10.3명의 고용을 증대시키는 것으로 추정할 수 있다. 동시에 이는 직접적인 파급효과만을 계측한 것이므로 간접적인 파급효과를 고려할 경우 고용증가는 더욱 커질 것으로 판단된다.

이 숫자를 산업연관표에 발표되고 있는 산업별 고용유발효과와 비교해보면 환경산업이 고용에 주는 영향은 낮은 편은 아니라는 것을 알 수 있다⁵⁾. 산업연관표 고용유발효과를 보면 제조업의 경우 10억원의 산출량 증가당 4.9명의 직간접고용유발을 서비스부문의 경우 18.2명의 직간접고용유발을 발생시키는 것으로 보고 있다⁶⁾. 따라서 이러한 관점에서 보았을 때 환경산업의 고용에 주는 영향이 낮은 편이 아니라는 사실을 확인할 수 있으며 이는

5) 물론, 산업연관표의 고용유발계수와 본 논문의 추정치를 직접적으로 비교하는 것은 쉽지 않다. 첫째는 방법론적으로 상이한 기법을 사용하고 있고 둘째 산업분류상의 차이도 존재하며 셋째 산업연관표의 고용유발계수는 직간접파급효과를 모두 고려하고 있기 때문이다. 그러나 이러한 비교는 적어도 추정치의 안정성이부도 확인하고 환경산업의 고용효과상의 위치가 어느 정도인가를 가늠할 수 있는 정보를 제공할 것이다.

6) 2000년 산업연관표를 참고, 고용유발효과가 10명을 넘는 산업을 보면 기타화학제품제조업, 라디오·TV·통신장비, 전자기계장비와 부속품, 자동차, 조선업 및 도·소매업 등을 들 수 있다.

고용측면에서도 환경산업이 김정인·최남현(2005)이 환경산업을 파급효과면에서 중·상위권 산업으로 규정한 것과 일치한다고 하겠다.

정책적인 측면에서도 우리나라 정부는 환경산업의 육성에 힘쓰고 있다. 현재 환경정책의 추세는 통합오염매체관리를 향해 나아가고 있다. 이러한 정책의 성공여부는 정회성·추장민·전대욱(2006)등이 제시하고 있듯이 궁극적으로는 환경기술의 발전여부에 달려있다. 또한 우리나라 정부도 환경백서(2006)를 통해서도 국내 환경질의 향상과 오염배출을 줄이기 위해 환경기술발전이 필수불가결하다고 밝히고 있으며 이에 따라 환경부는 환경기술발전을 위한 Eco-Technopia 21과 같은 프로젝트를 진행하고 있다. 이러한 사업에 소요되는 환경부의 예산은 2001년부터 2010년까지 1조원을 예상하고 있으며 이 밖에도 기술발전에 투자하기 위해 연간 환경부 예산의 5%가량을 지출하고 있다. 이 밖에도 환경부는 기술발전을 위해 매 년 1천억원 정도의 예산을 확보하기 위해 노력하고 있다. 기술발전 외에도 환경산업제품에 대한 수요를 촉진하기 위해 오염방지설비와 천연가스설비 등에 재정적 지원을 하고 있으며 2005년도에도 이를 지원하기 위하여 820억원을 지출하였다. 이러한 추세와 현재 2006년 환경부가 환경기술개발에 쓰는 총 예산이 2,170억원 정도이고 각 종 조세혜택 등을 고려하여 보면 환경산업부문에 대한 정부의 정책지원이 총매출액의 1%인 2,140억원 정도를 상회할 것으로 예상할 수 있다. 따라서 우리가 보수적으로 환경산업 총매출액의 1% 정도가 정부의 지원을 받는다고 예상한다면 단순히 계산하여도 적어도 직접적으로 연간 1,600 ~ 2,300명($214 \times$ 노동수요증대인원)으로 고용에 주는 효과가 있는 것으로 볼 수 있다.

IV 결 론

지속가능발전의 궁극적인 목표는 환경을 보호하면서 경제적인 성장을 가능하게 하는 것이다. 바꿔 말하면 환경을 보호하면서 경제적인 성장을 도모한다면, 또는 구체적으로 고용을 증대시킨다면 이것은 지속가능발전을 위한 정책이 될 것이다. 이러한 맥락에서 환경산업에 의한 노동수요 창출에 대해 알아보는 것은 중요한 일이다.

이에 따라 우리는 정부에서 발표하는 통계, 특히 환경부의 환경산업조사통계를 기초로 하여 오차항에 대한 다양한 가정을 통해 부분균형적인 단일 노동수요함수를 추정하여 보았다. 추정결과 환경산업의 환경부문 매출액 증가를 통한 탄력도는 최소 0.193에서 최대

0.256에 해당하는 것으로 계산되었으며 이는 각 산업별 환경기업들의 10억원의 매출증가를 통해 7.7에서 10.3명의 노동수요가 증가에 영향을 주는 것으로 추정되었다. 따라서 정부의 정책지원이 환경산업의 총매출액 1%에 해당하는 금액의 매출증가를 유도한다면 연간 1,600~2,300명의 고용을 증대에 영향을 줄 수 있는 것으로 계측되었다. 그러나 이러한 계측은 직접적인 환경부문에서의 노동수요에 주는 영향을 계측한 것이고 만약 직·간접적인 노동수요의 증대를 모두 고려한다면 이보다 큰 노동수요량 변화에 영향을 줄 수 있을 것으로 예상된다. 따라서 우리나라의 환경산업은 산업의 입장에서도 고용창출효과가 적지 않은 산업임을 확인할 수 있었다.

마지막으로 본 논문은 지금까지 발표된 환경산업에 대한 자료를 이용하여 분석되었다. 따라서 본 논문의 결과는 자료의 질에 따라 달라질 수도 있다. 이러한 점은 아직 환경산업에 대한 자료수집단계가 초기수준인 우리나라의 경우 자료의 정의 설정 및 수집 과정상에서 발생하는 오류에 이에 따른 추정편의를 피할 수 없다는 점을 밝혀둔다. 또한 앞에서도 제시하였듯이 본 논문은 부분균형 분석에 입각한 추정이므로 일반균형적인 방법에 따른 결과와 많은 차이가 있을 수 있다. 결국 앞으로 정밀한 자료와 시계열이 확보되면 이에 기초한 추정과 더불어 추정방법 및 추정 모형의 다양한 특정화를 통한 정확한 추정치의 확보, 그리고 일반균형분석 방법과의 결합을 통해서 보다 넓은 분석이 필요하다 하겠다. 따라서 이러한 연구 방향이 앞으로의 환경정책에 따른 고용창출효과를 위한 바람직한 정책방향을 제시할 것으로 기대된다.

참고문헌

- 김동석. 1997. 「환경규제와 국제경쟁력」 KDI 정책연구 제 19권 제4호: 1-97.
- 김정인, 최남현. 2005. "환경산업에 대한 투입산출분석" 「자원·환경경제연구」 제14권 제2호: 381-418.
- 노상환. 2002. "환경규제 강화로 인한 산업재배치 효과에 관한 연구: 오염다배출산업을 중심으로" 「자원·환경경제연구」 제11권 제1호: 121-144.
- 이정전, 정희성. 2003. "한국환경정책의 발달동인: 정책의 창문은 어떻게 열렸는가?" 「환경정책연구」 제2권 제1호: 1- 29
- 정희성, 추장민, 전대욱. 2006. 「통합적 환경관리체계 구축을 위한 정책방안 연구(I)」 KEI 연구보고서, RE-03: 1-266.
- 통계청. 국가통계포털. <http://www.kosis.kr>
- 환경부. 2006. 「환경백서 2006」
- 환경부. 2006. 「환경산업조사통계보고서」
- 한국고용정보원. 2004. 「직업고용통계」
- 한국은행. 2003. 「2000 투입산출표」
- 황석준, 강만옥. 2005. "제조업의 환경오염방지지출과 노동수요" 「자원·환경경제연구」 제14권 제4호: 893-921.
- 황석준, 이기동. 2007. "환경규제와 오염피난처가설 -우리나라 제조업을 중심으로-" 「경제연구」 제25 권 제2호: 91-110.
- Bruunnermeier, S. and A. Levinson. 2004. "Examining the Evidence on Environmental Regulations and Industry Location" Journal of Environment and Development 13(1):6-41.
- Golombok, R. and A. Raknerud. 1997. "Do Environmental Standards Harm Manufacturing Employment?" Scandinavian Journal of Economics 99(1): 29-44.
- Green, W. 1990. Econometric Analysis, 2nd Edition, New Jersey: Prentice Hall.
- Morgenstern, R. Pizer, W. and J. Shih. 2001. "The Cost of Environmental Protection" The Review of Economics and Statistics 83(4):732-738.
- OECD. 1997. Environmental Policies and Employment.
- OECD. 1999. The Environmental Goods and Services Industry: Manual for Data Collection and Analysis.
- OECD. 2004. Environment and Employment: An Assessment, ENV/EPOC/WPNEP(2003)11/FINAL.

부 록

〈부표1〉 산업별 환경산업종사 기업의 평균매출액과 종사자수

(명, 백만원)

산 업	2000		2002		2004	
	종사자수	매출액	종사자수	매출액	종사자수	매출액
음 식 료 품	184	3,916	24.2	5,489	7.4	636
섬 유	43.3	5,131	31.7	1,271	12.5	3,326
펄 프 , 제 지	65.0	50,850	126.0	50,061	7.2	1,549
코 크 스 , 석 유 제 품	4.9	1,372	13.6	3,672	14.3	943
화 학 제 품	10.3	2,248	11.8	4,021	13.8	865
고 무 , 플 라 스 틱	12.0	1,012	14.5	2,429	18.3	1,230
비 금 속	31.7	9,014	39.0	9,292	36.6	2,479
조 립 금 속	15.1	1,934	14.9	2,524	10.4	1,909
기 타 기 계 장 비	15.7	2,030	14.7	2,258	13.3	2,833
기 타 전 자 부 품	21.1	2,563	17.7	3,553	12.4	1,559
정 밀 기 계	11.7	2,618	10.4	1,183	10.6	1,441
자 동 차 , 운 송 장 비	15.5	4,976	32.3	4,242	39.4	38,688
가 구 및 기 타	9.0	1	1.0	-	10.3	1,402
재 생 용 재 료	8.3	2,216	17.7	6,641	10.3	1,973
수 도 사 업	25.0	4,870	25.3	6,261	38.6	7,937
건 설 (중 합)	16.3	2,593	15.0	2,748	20.4	3,529
건 설 (전 문 직)	8.6	871	13.4	3,383	5.3	690
도 매	3.2	255	3.3	356	3.3	434
소 매	1.9	44	1.8	55	1.7	54
연 구 개 발	14.0	213	22.3	980	23.0	2,179
전문과학기술서비스	20.5	1,509	24.1	1,740	14.9	1,184
사 업 서 비 스	44.2	772	34.0	638	15.9	1,723
하수처리,폐기물관련	16.4	1,404	18.3	1,483	12.3	1,277
회 원 단 체	32.8	40	72.0	39,600	6.1	125

자료 : 환경부(2006), 환경산업조사통계 보고서