

소득계층 인식과 정치적 성향이 개인의 환경보호에 대한 태도에 미치는 영향*

홍성훈**

〈요 약〉

본 연구에서는 세계가치설문조사의 한국자료를 이용하여 소득계층 인식과 정치적 성향이 개인의 환경보호에 대한 태도에 어떻게 영향을 미치는지를 평가하였다. 분석결과 사람들의 소득계층 인식이 상승함에 따라 환경오염방지를 위한 조세인상에 대한 찬성 가능성이 증가하였지만 선형적으로 증가하지는 않았고 가계의 재정상태에 대한 만족도가 높을수록 환경보호에 대한 태도가 우호적인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 1인당 평균 소득수준이 증가하더라도 재정 상태에 대한 만족도가 하락하거나 소득불평등도가 심화되는 경우 환경보호에 대한 태도가 악화될 수 있음을 시사한다. 경쟁에 대한 시각과 부양책임과 같은 사회경제적 이슈와 정치적 성향과의 관련성은 일반적 사회통념이나 서구사회와는 매우 달랐는데 이러한 차이는 환경보호에 대한 태도에도 반영되어 나타나는 것으로 보인다. 진보적 성향일수록 환경오염방지를 위한 추가적 조세부담용의가 증가하는 서구사회에서의 결과와는 달리 진보적인 사람들과 보수적인 사람들 간의 추가적 조세부담용의에 있어서 차이가 없었다.

주제어 : 소득계층, 정치적 성향, 환경보호

* 이 논문은 2011년도 전북대학교 연구조성비의 지원에 의하여 연구되었음.

** 전북대학교 상과대학 경제학부 교수.

This paper investigates the role of perceived income hierarchy and political affiliation in individual attitudes toward environmental protection. Estimation results show that rises in perceived income hierarchy increase the possibility of agreement to an increase in taxes to prevent environmental pollution in general, but not linearly increase it. As individuals are more satisfied with the financial situation of their household, they are more likely to agree to an increase in taxes. These results imply that individual attitudes toward environmental protection can be deteriorated even though average household income level increases, if either the degree of financial satisfaction decreases or income inequality worsens. We find that there is no difference between the liberals and the conservatives on the likelihood of paying additional tax to prevent environmental pollution. This result differs from the cases of Western society, which indicate that the liberals are more likely to pay for environmental protection.

Keywords : income hierarchy, political affiliation, environmental protection

JEL 분류 : Q5, D7

I. 서 론

교토의정서 이행기간이 종료되는 2012년 이후의 기후변화에 대한 후속협상을 마무리하기 위해 코펜하겐에서 개최된 제14차 당사국회의는 교토의정서의 확대 및 강화 조치를 합의하는 데 실패하고 정치적 선언문 성격의 코펜하겐 협정에 합의하는 데 그치고 말았다. 이에 따라 우리나라는 여전히 온실가스 의무 감축국에서 제외되었지만 감축행동계획의 제출 요구에 의거 2020년까지 온실가스배출량 전망치대비 30%를 감축하겠다는 계획을 발표하였다. 국제사회의 온실가스저감노력에 동참하겠다는 의지를 표명하는데서 한걸음 더 나아가 환경을 훼손하지 않고 오히려 보호하면서 환경을 새로운 동력으로 하는 저탄소 녹색경제체제로의 전환을 목표로 하는 녹색성장정책을 적극 추진하고 있다.

환경보호와 경제성장을 동시에 추구하겠다는 구상은 매우 매력적으로 보이지만 환경보호를 위해서는 조세의 증가와 그에 따른 재화가격의 상승으로 가계와 기업에 상당한 비용을 부담하도록 요구하기 때문에 두 목표를 함께 실현하기는 매우 어렵다. 최근 원유가격의 상승으로 자동차 연료인 휘발유가격도 크게 인상되었는데 온실가스저감을 위해서는 탄소세를 부과하여 휘발유 소비를 더욱 억제하도록 유도하는 것이 필요하겠지만 정부에서는 국민적 불만에 직면해서 정유사를 압박하여 휘발유 가격의 인하를 유도하고 있는 실정이다. 또한 온실가스저감을 위해 화력발전의 비중을 줄여야 하는 상황에서 후쿠시마 원자력발전소 사고 이후 원자력발전에 대한 부정적 여론이 확대되고 있음을 감안할 때 태양광, 풍력 등의 대체에너지의 활용을 증대시켜야 하겠지만 그에 따른 전기요금의 대폭적인 인상을 얼마나 많은 사람들이 수용할 수 있을지 의문이다.

본 연구에서는 세계가치설문조사(World Value Survey: WVS)의 3개년 한국자료(1996년, 2001년, 2005년)를 이용하여 소득계층 인식과 정치적 성향이 개인의 환경보호에 대한 태도에 어떻게 영향을 미치는가를 분석한다.

WVS는 특정 변수의 환경보호에 대한 태도에 대한 영향을 격리시킬 수 있는 풍부한 독립변수들을 포함하고 있을 뿐만 아니라 여러 기간에 걸쳐 설문조사가 시행됨으로써 시간변화에 따라 환경보호에 대한 태도가 어떻게 달라지는지를 평가할 수 있도록 한다. 기존의 경제적 분석에서는 소득과 환경보호와의 관계에 주로 초점을 맞추고 있으나 본 연구에서는 국가경제와 국민생활 전반에 광범위하게 영향을 미치는 환경관련 정책을 추진하는 과정에서 가치판단이 충돌하고 개인들의 상대적인 소득계층 인식과 정치적 성향이 의사결정에 중요한 영향을 미칠 수 있다는 점에 주목한다.

일찍이 산업화에 성공하고 민주주의가 정착한 서구사회에서조차 다양한 사회경제적 이슈에 대해 같은 보수(우파)와 진보(좌파) 진영 내에서도 의견이 대립하는 경우들이 있지만 일반적으로 우파는 자동 조절의 시장경제를 선호하는 반면 좌파는 정부의 능동적인 시장개입을 중시한다. 이러한 이유로 진보 성향인 사람들은 보수 성향인 사람들에 비해 환경보호에 대한 정부의 개입과 공공투자를 선호하는 것으로 나타난다. 미국의 민주당 지지자는 공화당 지지자에 비해 환경오염을 줄이기 위한 정부의 지출증가, 조세인상, 또는 가격인상에 대해 보다 더 찬성하며 스페인의 경우에도 진보 성향인 사람들은 보수 성향인 사람들에 비해 환경오염 방지를 위한 조세인상에 더 동의한다(Neumayer, 2004; Torgler and Garcia-Valinas, 2007, Konisky, Milyo and Richardson, 2008). 또한 영국, 미국, 독일 등에서 조건부가치평가법(Contingent Valuation Method: CVM)을 사용하여 환경오염방지나 환경질 개선을 위한 공공정책에 대한 지불의사액을 측정하는 경우 보수 성향인 사람들에 비해 진보 성향인 사람들의 지불의사액이 높은 것으로 나타난다(Witzke and Urfei, 2001; Li et al., 2009; Bateman and Dupont, 2010; Carlsson et al., 2010). 그러나 산업화와 민주주의 역사가 짧은 우리나라에서 진보 성향인 사람들이 보수 성향인 사람들에 비해 환경보호에 대해 우호적인 태도를 보일지는 미지수이다.

본 연구에서는 보수와 진보를 구분하는 사회경제적 지표로 일반적으로 사용되는 소득형평성에 대한 태도, 기업과 산업의 사적 또는 공적 소유권에 대한 시

각, 경쟁에 대한 태도, 정부의존성에 대한 태도가 정치적 성향과 어떠한 관련성을 가지는지를 평가하고 정치적 성향이 환경보호에 미치는 영향이 서구사회와는 어떻게 다르게 나타나는지를 조사한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장은 환경보호를 위한 개인들의 부담용의에 관한 실증분석 모형을 설정한다. III장은 본 연구에 사용된 자료와 변수들에 대해 설명하며 IV장은 회귀분석 결과를 제시한다. V장은 본 연구의 결론을 제시한다.

II. 모형설정

본 연구에 사용된 WVS 자료에서는 전반적인 환경보호에 대한 사람들의 태도를 두 가지 척도에 의해 평가한다. 하나는 환경보호와 경제성장의 대립적인 구도 하에서의 선택에 관한 것으로 경제성장률의 저하와 일부 고용손실에도 불구하고 환경보호에 우선순위를 두는 것을 선호할 것인지 아니면 일부 환경훼손을 감수하더라도 경제성장과 일자리 창출에 우선순위를 두는 것을 선호할 것인지에 대해 질문한다. 다른 하나는 환경오염방지를 위한 부담용의에 대한 것으로 조세인상으로 마련한 재원을 환경오염방지를 위해서만 사용한다면 추가적인 조세인상에 동의할 것인지의 여부를 질문한다. CVM을 적용한 환경재의 가치평가와 비교할 때 이러한 방식은 가치를 화폐액수로 계량화하지 못하는 문제가 있으나 제한적인 특정 환경재나 한정된 지역에 대한 가치평가에 그치고 있는 대부분의 CVM 적용사례와는 달리 국가 전체의 환경오염방지를 위한 부담용의나 거시적인 환경정책에 대한 사람들의 태도를 평가할 수 있다는 장점이 있다. 또한 CVM의 가상적 설문조사에서 온정주의적(Warm glow) 답변에 의해 나타나는 포함효과(Embedding effect) 문제를 회피할 수 있다(Andreoni, 1989; Kahneman and Knetsch, 1992; Diamond and Housman, 1994).

환경오염방지에 대한 지불의사를 모형화하기 위해 환경오염방지가 이루어지는 경우에는 현재의 환경질 수준이 유지($q = 1$)되고 환경오염방지가 수행되지 않는 경우에는 환경질 수준이 악화($q = 0$)된다고 가정하자. 환경오염방지를 수행하는데 필요한 재원을 마련하기 위해 개인들에게 C 원을 지불하도록 하는 경우 상태의존 임의간접효용함수는 식 (1)과 (2)와 같이 설정된다.

$$V^1(I - C, E^1, X) = f(I - C) + g(q = 1, X) + \epsilon_1 \quad (1)$$

$$V^0(I, E^0, X) = f(I) + g(q = 0, X) + \epsilon_0 \quad (2)$$

여기서 I 는 소득, X 는 개인의 정치적 성향을 포함한 개별특성요인 벡터, $f(\cdot)$ 는 부가적으로 분리가 가능한 소득의 단조함수, $g(\cdot)$ 는 환경질 수준과 개별특성요인에 의해 영향을 받는 간접효용, ϵ_1 과 ϵ_0 은 오차항을 나타낸다. 환경오염방지가 수행된 경우와 수행되지 않은 경우의 간접효용의 차이는 식 (3)과 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} V^1 - V^0 &= f(I - C) - f(I) \\ &+ [g(q = 1, X) - g(q = 0, X)] + \epsilon_1 - \epsilon_0 \end{aligned} \quad (3)$$

만일 $(V^1 - V^0) > 0$ 이면 개인들은 C 를 지불하고자 할 것이다.

WVS의 환경보호에 대한 태도와 관련된 질문에서와 같이 개인들의 지불액 C 가 명확히 제시되지 않는 경우 응답자는 C 를 예측해야 한다. C 가 소득 I 와 개별특성요인 X 의 함수라고 가정하면 식 (3)의 추정을 위한 함수형태는 식 (4)와 같이 규정할 수 있다.

$$V^1 - V^0 = Z\beta + \epsilon \quad (4)$$

여기서 선형벡터 Z 는 변수 I 와 X 를 포함하며 β 는 추정해야 할 계수 벡터, ϵ 은 $(\epsilon_1 - \epsilon_0)$ 를 나타낸다.

환경보호와 경제성장의 대립구도 하에서의 환경보호를 우선하는 경우의 간접효용은 식 (1), 경제성장을 우선하는 경우의 간접효용은 식 (2)에 해당하는 것으로 볼 수 있다. ϵ 이 표준정규분포를 한다고 가정하면 계수 β 는 프로빗 (Probit) 모형에 의해 추정할 수 있다.

$$Prob(q=1|Z) = \int_{-\infty}^{Z\beta} \phi(t)dt = \Phi(Z\beta) \quad (5)$$

$$Prob(q=0|Z) = 1 - \Phi(Z\beta)$$

여기서 $Prob(q=1|Z)$ 은 개인들이 환경보호를 우선하는 것을 선택할 확률, $Prob(q=0|Z)$ 은 개인들이 경제성장을 우선하는 것을 선택할 확률, $\phi(\cdot)$ 는 표준정규분포, $\Phi(\cdot)$ 는 표준정규누적분포를 나타낸다.

환경오염방지를 위한 추가적인 조세인상에 대해서는 매우 동의하지 않음 (y_0), 동의하지 않음(y_1), 동의함(y_2), 매우 동의함(y_3)으로 응답되었다. 따라서 지불의사(y^*)와 설명변수의 벡터(Z)는 식 (6)과 같이 순차적 데이터에 의한 잠재회귀모형(Latent Regression Model)으로 설정할 수 있다.

$$y^* = Z\gamma + u \quad (6)$$

여기서 γ 는 계수의 벡터, u 는 오차항을 의미한다. 개인들의 지불의사 범주는 만일 $y^* \leq 0$ 이면 y_0 , $0 \leq y^* \leq m_1$ 이면 y_1 , $m_1 \leq y^* \leq m_2$ 이면 y_2 , $m_2 \leq y^*$ 이면 y_3 이 된다. m_1 과 m_2 는 γ 와 함께 추정되어야 할 계수를 나타내며 u 가 표준정규분포를 한다고 가정하면 각 범주에 속할 확률은 식 (7)과 같다.

$$\begin{aligned}
 Prob(y_0) &= \Phi(-Z'\gamma) \\
 Prob(y_1) &= \Phi(m_1 - Z'\gamma) - \Phi(-Z'\gamma) \\
 Prob(y_2) &= \Phi(m_2 - Z'\gamma) - \Phi(m_1 - Z'\gamma) \\
 Prob(y_3) &= 1 - \Phi(m_2 - Z'\gamma)
 \end{aligned} \tag{7}$$

위 모형에 대한 로그우도함수는 식 (8)과 같이 쓸 수 있다.

$$Log - L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^3 D_{ij} \log[\Phi(m_j - \gamma'Z_i) - [\Phi(m_{j-1} - \gamma'Z_i)]] \tag{8}$$

여기서 $m_0 = 0$, $\Phi(m_3 - \gamma'Z_i) = 1$, $\Phi(m_{-1} - \gamma'Z_i) = 0$ 이며 D_{ij} 는 만일 개인 i 가 j 번째 범주에 속하면 1, 아니면 0인 지시변수이다.

C 가 I 와 X 의 함수일 때 식 (3)을 소득으로 편미분한 결과는 식 (9)와 같다.

$$\frac{\partial(V^1 - V^0)}{\partial I} = \left[\frac{\partial f}{\partial(I - C)} - \frac{\partial f}{\partial I} \right] - \frac{\partial f}{\partial(I - C)} \cdot \frac{\partial C}{\partial I} \tag{9}$$

소득이 증가함에 따라 소득의 한계효용은 체감하기 때문에 우측의 첫 번째 항은 양의 값을 갖는다. CVM을 적용한 환경재의 가치평가에서는 개인들에게 일정액의 C 가 주어지며 따라서 식 (9)의 우측 두 번째 항이 영이 되기 때문에 소득이 높아질수록 환경보호에 대한 찬성확률과 지불의사액이 증가한다. 그러나 개인들이 소득증가에 따라 C 가 증가할 것으로 인지하는 경우 $\frac{\partial C}{\partial I} > 0$ 이 되어 식 (9)의 값이 음이 될 수도 있다.¹⁾

1) CVM을 적용하여 특정 환경재에 대한 지불의사액을 평가하는 경우 대부분 소득증가에 따라 사람들의 지불의사액이 상승하며 소득탄력성은 1보다 크지는 않은 것으로 나타난다(Kristrom and Riera, 1996; 조영상 등, 2011; 신영철, 2005). 그러나 Hersch and Viscusi(2005)와 Flores and Carson(1997)는 소득증가에 따라 환경재에 대한 지불의사액이 반드시 증가하는 것이 아니라 감소할 수도 있음을 보여준다.

WVS에서는 가계의 소득수준이 제공되지 않기 때문에 본 연구에서는 소득계층 인식을 소득의 대리변수로 사용한다. 소득계층 인식은 실제 가계의 소득수준에 따라 현시되는 소득계층과는 정확히 일치하지 않을 수 있으나 일반적으로 소득수준이 증가할수록 주관적으로 인식하는 소득계층이 상승하기 때문에 소득계층 인식을 소득의 대리변수로 사용해도 별 무리는 없을 것이다. 한편 특정 환경재에 대한 지불의사가 아닌 환경보호 대 경제성장의 대립구도에서의 선택이나 일반적인 환경보호에 대한 추가적인 조세의 지불의사에 대한 태도를 결정하는데 있어서는 절대적인 소득수준보다는 상대적인 소득계층 인식이 보다 더 중요한 역할을 할 수 있다. 소득관련 변수로 가계의 재정 상태에 대한 만족도가 추가적으로 분석에 사용되었다. 조세지불에 대한 압력인식은 소득수준보다는 재정상태의 만족여부에 의해 보다 더 영향을 받으며 사람들이 열망하는 재정상태와 실제 재정상태와는 차이가 있기 때문에 환경보호에 대한 추가적인 조세지불에 대한 태도를 결정하는 데 있어서 재정상태에 대한 만족도가 영향을 미칠 수 있다(Torgler and Garcia-Valinas, 2007).

정치적 성향은 1(진보)~10(보수)의 10단계 구간으로 구분되었는데 1~4의 응답을 진보, 5~6의 응답은 중도, 7~10의 응답은 보수로 구분하였다. 소득관련 변수와 정치적 성향 변수 외에 환경보호에 대한 태도에 영향을 미칠 수 있는 통제변수로 X 에는 사회적 신뢰도, 과학발전에 대한 평가와 같은 개인의 사회에 대한 태도를 나타내는 변수들과 성별, 교육수준, 결혼, 종교, 나이, 자녀 수, 고용상태와 같은 인구통계적 변수들이 포함되었다.

III. 분석자료

실증분석에는 1996년, 2001년, 2005년 3개 년도의 WVS 한국자료를 사용하였다. 주요 변수에 대한 응답이 누락된 샘플을 제외하고 총 3,060개의 샘플이 분석에 이용되었다.²⁾

〈표 1〉은 연도별로 환경보호에 대한 태도가 어떻게 달라지고 있는지를 보여 준다. 경제성장보다 환경보호를 우선적으로 추구해야 한다는 데 대해 찬성하는 비율은 1996년 76.8%에서 2000년에는 59.3%, 2005년에는 40.6%로 크게 낮아지고 있으며 반대로 경제성장을 우선적으로 추구해야 한다는 데 대한 찬성 비율은 상승하고 있다. 환경오염방지에 대한 추가적 조세인상에 대해 ‘매우 동의’하는 응답비율은 1996년 26.0%에서 2001년 8.7%, 2005년 4.8%로 크게 낮아졌으며 ‘동의’하는 응답비율도 같은 기간 51.9%에서 50.3%와 47.0%로 약간씩 하락하고 있다. 반면 ‘동의하지 않음’이나 ‘매우 동의하지 않음’의 응답비율은 크게 증가하고 있다.

〈표 1〉 환경보호에 대한 태도

(단위: %)

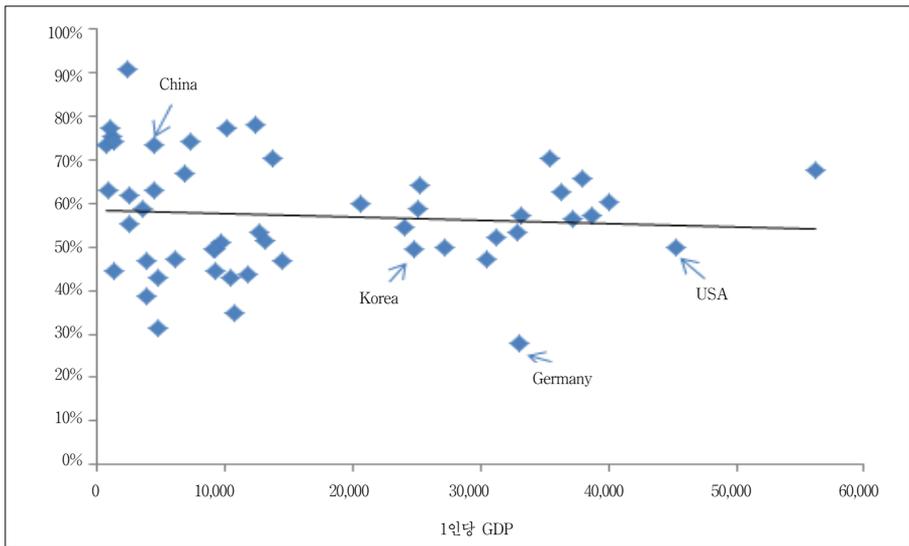
	환경보호와 경제성장 중 우선적 선택		추가적 조세인상에 대한 동의여부			
	환경보호	경제성장	매우동의	동의	부정	매우부정
1996	76.8	23.2	26.0	51.9	18.8	3.3
2001	59.3	40.7	8.7	50.3	33.2	7.8
2005	40.6	59.4	4.8	47.0	40.8	7.5
합 계	58.1	41.9	12.8	49.5	31.4	6.2

2) 환경보호 대 경제성장의 대립구도에서의 환경보호의 우선적 선택에 대한 프로빗 추정에서는 환경보호의 우선적 선택이나 경제성장의 우선적 선택이 아닌 기타로 응답한 사람들은 제외되어 총 2739개의 샘플이 분석에 이용되었다.

시간이 경과함에 따라 1인당 국민소득이 증가하고 있는 반면 환경보호에 대한 사람들의 태도가 오히려 악화되고 있다는 것은 식 (9)에서 보는 바와 같이 소득증가에 따라 환경보호를 위한 지불액(C)이 증가할 것으로 인지하는 효과가 크거나 상대적인 소득분포, 가계의 재정 상태에 대한 만족도와 같은 다른 소득 변수에 의해 환경보호에 대한 지불의사가 영향을 받기 때문일 수 있다.³⁾ <그림 1>은 2005년 WVS에 참여한 세계 50여 개 국가의 1인당 소득과 환경오염방지를 위한 추가적 조세인상에 대한 찬성율(전체 응답자 중 매우 동의와 동의 응답자 비율)과의 관계를 보여주는데 여기에서도 양 변수 간에 정의 상관관계를 보이지 않는다.

설명변수에 대한 정의와 기술적 통계량은 <표 2>에 제시된다.⁴⁾ 사회적 신뢰

<그림 1> 1인당 소득과 환경오염방지를 위한 추가적 조세인상 찬성율과의 관계



3) OECD에 의하면 2005년 기준 불변가격과 구매력평가(PPP)로 환산한 우리나라 1인당 국민 소득은 1996년 15,741달러(US)에서 2001년 17,208달러, 2005년 19,764달러로 상승하였다.

4) WVS에서는 가계 재정 상태에 대한 만족도, 소득계층, 정치적 성향, 사회경제적 인식 변수 등에 대해 10점 척도로 질문을 하였으나 본 연구에서는 변수의 특성을 잘 드러낼 수 있도록 일부 변수에 대해서는 구간을 조정하여 사용하였다.

<표 15> 설명변수에 대한 정의와 기술적 통계량

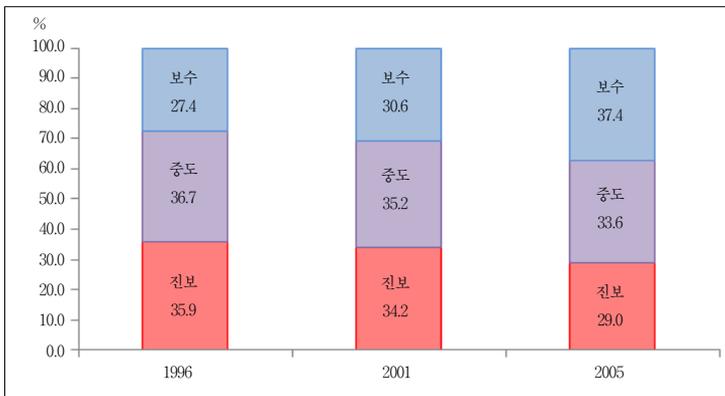
변 수	정 의	평 균	표준편차	최 저	최 고
YEAR96	설문조사연도가 1996년이면 1, 아니면 0	0.324		0	1
YEAR01	설문조사연도가 2001년이면 1, 아니면 0	0.295		0	1
YEAR05	설문조사연도가 2005년이면 1, 아니면 0	0.381		0	1
MALE	남성이면 1, 아니면 0	0.512		0	1
AGE	나이	39.8	13.1	17	91
CHLD1	자녀가 있으면 1, 아니면 0	0.691		0	1
EDU1	초등학력이하면 1, 아니면 0	0.083		0	1
EDU2	중등학력이면 1, 아니면 0	0.099		0	1
EDU3	고등학력이면 1, 아니면 0	0.488		0	1
EDU4	대학학력이상이면 1, 아니면 0	0.330		0	1
MARR1	기혼이면 1, 아니면 0	0.681		0	1
MARR2	이혼/별거/사별이면 1, 아니면 0	0.046		0	1
MARR3	미혼이면 1, 아니면 0	0.273		0	1
RELI1	종교에 전혀 참석 안하면 1, 아니면 0	0.225		0	1
RELI2	종교 아주 약간 참석하면 1, 아니면 0	0.414		0	1
RELI3	한달에 한번 참석하면 1, 아니면 0	0.101		0	1
RELI4	1주 1회이상 참석하면 1, 아니면 0	0.258		0	1
EMPLOY1	일을 하고 있으면 1, 아니면 0	0.569		0	1
EMPLOY2	은퇴/가정주부/학생이면 1, 아니면 0	0.332		0	1
EMPLOY3	실업자이면 1, 아니면 0	0.030		0	1
EMPLOY4	기타이면 1, 아니면 0	0.069		0	1
TRUST1	사람들 대부분을 신뢰하면 1, 아니면 0	0.297		0	1
SCI1	과학발전의 영향이 긍정적이면 1, 아니면 0	0.504		0	1
SCI2	과학발전이 영향이 부정적이면 1, 아니면 0	0.344		0	1
SCI3	긍정적 및 부정적 영향 함께 1, 아니면 0	0.152		0	1
SATIS	가계 재정 상태에 대한 만족도: 1(완전불만족)~10(완전만족)	5.8	2.1	1	10
INC	소득계층 10분위: 1(하위)~10(상위)	5.1	1.9	1	10
INC1	소득 최하위계층 20%	0.093		0	1
INC2	소득 하위계층 20%	0.261		0	1
INC3	중간계층 20%	0.397		0	1
INC4	소득 상위계층 20%	0.201		0	1
INC5	소득 최상위계층 20%	0.047		0	1
SELPOL	자신의 정치적 성향: 1(진보)~10(보수)	5.4	2.2	1	10
PLEFT	진보성향(Selfpol<5)이면 1, 아니면 0	0.328		0	1
MIDDLE	중도성향(Selfpol = 5, 6)이면 1, 아니면 0	0.351		0	1
PRIGHT	보수성향(Selfpol>6)이면 1, 아니면 0	0.321		0	1
INCEQ	소득격차에 대한 태도: 1(공평소득)~10(더 큰 소득격차)	6.6	2.7	1	10
OWNER	기업과 산업의 소유권에 대한 태도: 1(사적소유)~10(정부소유)	5.0	2.4	1	10
GOVRES	사람들을 부양하는 것에 대한 태도: 1(정부가 책임)~10(개인 스스로가 책임)	7.7	2.3	1	10
COMPET	경쟁에 대한 태도: 1(경쟁은 좋음)~10(경쟁은 해로움)	3.9	2.2	1	10

성에 대한 사람들의 태도를 보면 사람들 대부분을 '신뢰한다'는 응답비율은 29.7%, 사람들에게 대해 '조심해야 한다'는 응답비율은 70.3%로 사회에 대한 신뢰도가 대체적으로 낮은 것으로 나타났다. 과학발전이 인류에 '긍정적인 영향'을 미친다는 응답은 50.4%, '부정적 영향'이라는 응답은 34.4%, '부정과 긍정 둘 다'라는 응답은 15.2%로 과학에 대한 태도는 비교적 긍정적이었다.

소득의 대리변수로 사용된 소득계층 인식을 보면 평균적인 소득계층은 5.1로 중간보다 약간 낮은 것으로 응답되고 있다. 소득계층을 5분위로 구분하는 경우 최상위에 속한다는 응답비율은 4.7%에 불과했고, 상위에 속한다는 응답비율은 20.1%였으며, 중위계층에 속한다는 응답비율은 39.7%로 가장 높았고, 하위에 속한다는 응답비율은 26.1%, 최하위에 속한다는 응답비율은 9.3%로 나타났다.⁵⁾

평균적인 정치적 성향은 1996년 5.15에서 2001년에는 5.31, 2005년에는 5.69로 진보에서 보수로 조금씩 이동한 것으로 나타나는데 진보, 중도, 보수로

〈그림 2〉 연도별 정치적 성향 추이



5) 소득계층을 5분위로 구분했을 경우 최상위 응답비율은 1996년 12.2%에서 2001년에는 1.0%, 2005년에는 1.2%로 크게 감소하였다. 상위 응답비율도 1996년 26.3%에서 2001년 16.8%, 2005년 17.5%로 크게 감소하였고 대신 최하위, 하위, 중위계층의 응답비율은 증가하였다.

〈표 3〉 정치적 성향과 사회경제적 인식과의 상관계수

	INCEQ	OWNER	GOVRES	COMPETE
SELPOL	.057*** (0.002)	.038** (0.037)	-.118*** (0.000)	.092*** (0.000)

주 : **, ***은 각각 유의수준 5%, 10%에서 상관계수가 통계적으로 유의함을 의미하며 괄호 안은 p-value를 나타냄.

구분하는 경우 진보적인 성향이라는 응답비율은 1996년 35.9%에서 2001년에는 34.2%, 2005년 29.0%로 지속적으로 감소하였다. 반면 보수적이라는 응답비율은 같은 기간 27.4%에서 30.6%와 37.4%로 증가하였으며 중도라는 응답비율도 점차 감소하는 추이를 보이고 있다.

일반적으로 미국과 유럽 등의 서구사회에서 진보적인 사람들은 소득의 공평배분, 기업과 산업에 대한 정부소유권 강화, 사람들의 부양에 대한 정부의 책임 강화를 선호하고 경쟁은 해로운 것으로 인식하는 반면 보수적인 사람은 노력을 위한 유인책으로서의 소득격차의 확대, 기업과 산업에 대한 사회적소유권 강화, 사람들의 부양에 대한 스스로의 책임 강화를 선호하고 경제적 유인책으로서 경쟁은 좋은 것이라는 인식이 강하다(Fletcher, 2001; Budge et. al, 2001; Neumayer, 2004). 그러나 〈표 3〉에서 보는 바와 같이 우리나라 사람들의 정치적 성향은 서구사회에서의 정치적 성향과 사회경제적 인식 사이의 관계와는 일치하는 것으로 나타나지 않는다. 정치적 성향과 사회경제적 인식 변수들 간의 상관계수는 매우 작지만 통계적으로는 유의한 것으로 나타나고 있는데 서구사회에서와 같이 보수 성향과 더 큰 소득격차만이 정의 상관관계를 보이고 있다. 반면 서구사회와는 반대로 보수 성향과 기업 및 산업의 정부소유권, 보수 성향과 경쟁에 대한 부정적 시각과는 정의 상관관계를 보이며 보수 성향과 스스로의 부양책임은 역의 상관관계를 보인다.

IV. 분석결과

개별특성변수들이 개인의 정치적 성향에 미치는 영향을 최소자승법으로 회귀 분석한 결과는 <부표>에 제시된다. 성별, 혼인상태, 종교는 정치적 성향에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다. 초등학교 미만(EDU1)인 사람이 상위 학력인 사람에 비해 보수적이었으나 중등, 고등, 대학 학력들 간의 정치적 성향은 차이가 없었다. 나이가 많을수록 보수적인 성향을 보였고 1996년에서 2001년, 2005년으로 시간이 경과할수록 보수적인 성향을 보이고 있는 것으로 나타났다.⁶⁾ 소득계층을 10분위로 구분하던 5분위로 구분하던 소득계층 간에 정치적 성향에는 차이가 없었다. 그러나 가계의 재정 상태에 대한 만족도가 높을수록 보수적인 성향을 보이고 있다.

<표 4>는 경제성장 대비 환경보호의 우선적 선택에 대한 프로빗 추정결과를 보여준다. 모형1은 개별특성변수와 개인의 사회에 대한 태도를 대변하는 변수를 사용해서 추정한 것으로 소득변수로는 1(하위)에서 10(상위)까지의 소득계층의 연속적인 값이 사용되었고 정치적 성향변수 역시 1(진보)에서 10(보수)까지의 정치적 성향의 연속적인 값이 사용되었다. 모형2는 모형1에 정치적 성향 관련 사회경제적 인식 변수를 추가하여 추정한 것이고, 모형3은 연속적인 정치적 성향 변수 대신 진보, 중도, 보수의 3개로 구분한 정치적 성향 변수를 사용하여 추정한 것이며, 모형4는 연속적 소득변수 대신 5분위의 소득계층으로 구분한 소득변수를 사용하여 추정한 것이다.

YEAR01과 YEAR05는 유의수준 1%에서 통계적으로 유의적이면서 음의 값을 가지는 것으로 추정되었고 YEAR05의 추정치의 절대값이 YEAR01의

6) 총인구에서 차지하는 50세 이상 인구의 비중이 1996년 17.9%, 2001년 20.1%, 2005년 23.2%로 증가하고 있는데 이러한 인구구조의 변화가 보수화 경향의 증대에 일정 부분 기여했을 것으로 추정된다.

〈표 4〉 환경보호의 우선적 선택에 대한 프로빗 추정결과

	모형1	모형2	모형3	모형 4
Constant	0.152(0.67)	-0.255(-0.94)	-0.327(-1.22)	-0.247(-0.91)
YEAR01	-0.406***(-4.86)	-0.409***(-4.88)	-0.409***(-4.88)	-0.410***(-4.83)
YEAR05	-0.856***(-12.42)	-0.832***(-11.93)	-0.833***(-11.95)	-0.842***(-11.81)
MALE	-0.128**(-2.22)	-0.121**(-2.08)	-0.123**(-2.11)	-0.131**(-2.25)
CHLD1	-0.001(0.00)	0.004(0.03)	0.004(0.03)	0.012(0.09)
AGE	-0.004(-1.37)	-0.004(-1.32)	-0.004(-1.29)	-0.004(-1.24)
EDU1	-0.089(-0.83)	-0.071(-0.66)	-0.077(-0.72)	-0.073(-0.68)
EDU2	-0.146(-1.57)	-0.115(-1.23)	-0.115(-1.23)	-0.131(-1.39)
EDU4	0.130**(2.11)	0.126**(2.03)	0.126**(2.02)	0.140**(2.24)
MARR1	0.131(0.92)	0.136(0.96)	0.135(0.95)	0.136(0.95)
MARR2	-0.005(-0.03)	-0.013(-0.07)	-0.011(-0.06)	-0.013(-0.07)
REL12	-0.020(-0.30)	-0.033(-0.47)	-0.032(-0.46)	-0.022(-0.32)
REL13	-0.049(-0.54)	-0.065(-0.72)	-0.068(-0.75)	-0.067(-0.74)
REL14	0.102(1.54)	0.094(1.41)	0.092(1.39)	0.104(1.57)
EMPLOY1	0.587*** (3.60)	0.592*** (3.62)	0.595*** (3.63)	0.576*** (3.49)
EMPLOY2	0.622*** (3.72)	0.627*** (3.74)	0.629*** (3.75)	0.604*** (3.56)
EMPLOY4	0.629*** (3.35)	0.623*** (3.30)	0.628*** (3.33)	0.592*** (3.11)
TRUST1	0.082(1.47)	0.076(1.35)	0.076(1.35)	0.083(1.47)
SCI1	-0.340***(-5.34)	-0.340***(-5.33)	-0.342***(-5.34)	-0.336***(-5.23)
SCI2	-0.075(-0.75)	-0.088(-0.87)	-0.089(-0.88)	-0.080(-0.79)
SATIS	0.024*(1.82)	0.031** (2.31)	0.031** (2.31)	0.034** (2.54)
INC	0.025(1.59)	0.023(1.51)	0.023(1.49)	
INC1				-0.198**(-2.00)
INC2				0.157** (2.35)
INC4				0.060(0.83)
INC5				0.134(0.97)
SELPOL	-0.026**(-2.10)	-0.023*(-1.86)		
MIDDLE			-0.047(-0.73)	-0.047(-0.72)
PRIGHT			-0.121*(-1.84)	-0.129*(-1.96)
INCEQ		-0.006(-0.57)	-0.006(-0.57)	-0.003(-0.32)
OWNER		-0.014(-1.28)	-0.014(-1.28)	-0.014(-1.30)
GOVRES		0.050*** (4.48)	0.051*** (4.51)	0.049*** (4.38)
COMPET		0.012(0.96)	0.012(0.98)	0.010(0.78)
Log likelihood	-1663	-1651	-1651	-1645
Chi-squared	398.1	422.4	422.5	435.1

주 : *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의적임을 의미하며 괄호 안은 t-값을 나타냄.

추정치보다 절대치가 더 큰 것으로 나타났는데 이는 〈표 1〉에서 예상된 바와 같이 시간이 경과함에 따라 환경보호를 우선적으로 선택할 가능성이 감소했다는 것을 의미한다. 남성은 여성에 비해 환경보호를 우선적으로 선택할 가능성이 낮

있으며 대학학력 이상인 그룹이 고등학력그룹에 비해 환경보호를 우선적으로 선택할 가능성이 높았다. 실업자그룹(EMPLOY3)에 비해 다른 노동그룹들(EMPLOY1, EMPLOY2, EMPLOY4)은 환경보호를 우선적으로 선택할 가능성이 높았다. 나이, 자녀유무, 결혼여부, 종교참여 정도는 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 과학발전의 영향을 긍정적으로 보는 그룹은 부정적으로 보는 그룹에 비해 환경보호를 우선적으로 선택할 가능성이 낮았다.

가계의 재정 상태에 대한 만족도가 높아질수록 환경보호를 우선적으로 선택할 가능성이 높았다. 연속적인 소득계층 변수는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았으나 소득계층을 5분위로 구분하여 소득계층 간에 비교할 경우 소득 최하위계층은 중위계층에 비해 환경보호를 우선적으로 선택할 가능성이 낮았고 반대로 소득 하위계층은 중위계층에 비해 환경보호를 우선적으로 선택할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 그러나 소득 상위계층과 최상위계층이 환경보호를 우선적으로 선택할 가능성은 중위계층과 통계적으로 유의한 차이가 없었다. 이러한 결과는 소득계층 인식이 높아짐에 따라 환경보호를 우선적으로 선택할 가능성이 계속 증가하는 것이 아니라 증가하다가 중위계층에 이르면서 약간 감소한 채로 유지된다는 것을 의미한다.

정치적 성향이 진보에서 보수로 갈수록 환경보호를 우선적으로 선택할 가능성은 감소하였으며 정치적 성향을 진보, 중도, 보수의 3개 그룹으로 구분하는 경우 중도와 진보와는 통계적으로 유의한 차이가 없었으나 보수 그룹은 진보 그룹에 비해 환경보호의 우선 선택 가능성이 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 정치적으로 보수적인 사람들이 진보적인 사람들에 비해 공공재에 대한 투자를 덜 선호하고 환경보호보다는 경제성장을 우선시하는 경향과 일치한다. 그러나 INCEQ, OWNER, COMPET과 같이 실제 정치적 성향과 밀접한 연관성을 가지는 변수들은 통계적으로 유의하지 않았다. GOVRES는 통계적으로 유의하였지만 정부보다는 개인 스스로가 부양에 대한 책임을 져야 하는 것으로 생각할수록 환경보호를 우선적으로 선택할 가능성이 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 서구사회와는 달리 진보성향일수록 스스로 부양에 대한 책

〈표 5〉 추가적 조세인상에 대한 부담용의의 순차적 프로빗 추정결과

	모형1	모형2	모형3	모형 4
Constant	0.963*** (5.52)	1.073*** (5.12)	1.043*** (5.01)	1.270*** (6.06)
YEAR01	-0.488*** (-7.26)	-0.489*** (-7.27)	-0.489*** (-7.26)	-0.494*** (-7.26)
YEAR05	-0.737*** (-13.37)	-0.743*** (-13.33)	-0.743*** (-13.34)	-0.749*** (-13.23)
MALE	0.097** (2.14)	0.091** (1.99)	0.091** (1.99)	0.086* (1.88)
CHILD1	0.059 (0.55)	0.062 (0.57)	0.062 (0.57)	0.073 (0.68)
AGE	0.004* (1.81)	0.004* (1.81)	0.004* (1.86)	0.005* (1.94)
EDU1	-0.210** (-2.44)	-0.208** (-2.41)	-0.209** (-2.43)	-0.206** (-2.39)
EDU2	-0.093 (-1.26)	-0.103 (-1.39)	-0.103 (-1.39)	-0.108 (-1.46)
EDU4	0.134*** (2.79)	0.131*** (2.73)	0.131*** (2.72)	0.140*** (2.90)
MARR1	0.019 (0.17)	0.014 (0.13)	0.013 (0.12)	0.006 (0.05)
MARR2	0.079 (0.56)	0.086 (0.60)	0.087 (0.61)	0.085 (0.60)
RELI2	0.019 (0.35)	0.021 (0.39)	0.021 (0.39)	0.021 (0.39)
RELI3	0.044 (0.62)	0.046 (0.66)	0.045 (0.64)	0.040 (0.57)
RELI4	0.164*** (3.19)	0.171*** (3.32)	0.171*** (3.31)	0.175*** (3.39)
EMPLOY1	0.301** (2.50)	0.309** (2.56)	0.310** (2.57)	0.283** (2.33)
EMPLOY2	0.277** (2.24)	0.284** (2.30)	0.286** (2.31)	0.255** (2.04)
EMPLOY4	0.225 (1.61)	0.231* (1.66)	0.232* (1.66)	0.200 (1.42)
TRUST1	0.101** (2.29)	0.099** (2.24)	0.099** (2.24)	0.102** (2.32)
SCIH	-0.183*** (-3.68)	-0.185*** (-3.72)	-0.185*** (-3.73)	-0.183*** (-3.67)

주 : *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의적임을 의미하며 괄호 안은 t-값을 나타냄.

임을 저야 하는 것으로 생각하는 경향과 일맥상통하는 것으로 보인다.

환경오염방지를 위한 추가적 조세인상에 대한 부담용의의 순차적 프로빗 모형의 추정결과는 〈표 5〉에 제시된다. 모수의 추정치가 통계적으로 유의적이면서 양(음)의 값을 가지면 매우 동의함의 확률, $Prob(y_3)$ 에 대한 한계효과는 양(음)이고 매우 부정함의 확률, $Prob(y_0)$ 에 대한 한계효과는 음(양)이지만 $Prob(y_1)$ 과 $Prob(y_2)$ 에 대한 한계효과는 모수 추정치만으로는 판단할 수 없다 (Greene, 2003). 그러나 설명변수들의 평균에서 산출한 각 변수의 $Prob(y_2)$ 에 대한 한계효과는 $Prob(y_3)$ 와 $Prob(y_1)$ 에 대한 한계효과는 $Prob(y_0)$ 와 부

호가 같았다.

시간이 경과함에 따라 추가적 조세인상에 대한 매우동의 가능성과 동의 가능성은 감소하고 있다. 그러나 남성이 여성에 비해 환경보호의 우선적 선택 가능성이 감소했던 것과는 반대로 환경오염방지를 위한 추가적 조세인상 대해서는 남성이 여성에 비해 부담용의가 높은 것으로 나타났다. 나이가 많고 교육수준이 높을수록 추가적 조세인상에 대한 부담용의가 높았으며 1주에 1회 이상 종교 활동에 참석하는 그룹이 종교 활동 참석이 낮은 그룹들에 비해 추가적 조세인상에 대한 부담용의가 높았다. 실업자그룹에 비해 다른 노동그룹들(EMPLOY1, EMPLOY2, EMPLOY4)은 추가적 조세인상에 부담용의가 높았으나 자녀수와 혼인상태에 통계적으로 유의하게 영향을 미치지 않았다. 사람들 대부분을 신뢰하는 그룹이 신뢰하지 않는 그룹에 비해 추가적 조세인상에 대한 부담용의가 높았으나 과학발전의 영향에 대해 긍정적으로 보는 그룹과 긍정 및 부정 둘 다 있는 것으로 보는 그룹은 부정적으로 보는 그룹에 비해 환경오염방지를 위한 추가적 조세인상에 대한 매우동의 가능성과 동의 가능성이 낮았다.

재정 상태에 대한 만족도가 높고 소득계층 인식이 높아질수록 추가적 조세인상에 대한 부담용의가 높았다. 모형4에서 재정 상태에 대한 만족도의 한계효과를 산출한 결과에 의하면 재정 상태의 만족도가 1단계 상승하면 $Prob(y_3)$ 과 $Prob(y_2)$ 는 각각 0.0057, 0.0058만큼 상승하고 $Prob(y_1)$ 과 $Prob(y_0)$ 는 각각 0.0084, 0.0031만큼 감소하였다. 소득계층을 5분위로 구분하여 비교하는 경우 소득 최하위계층은 중위계층에 비해 추가적 조세인상에 대한 부담용의가 낮았고 소득 최상위계층은 중위계층에 비해 추가적 조세인상에 대한 부담용의가 높았으나 하위계층, 중위계층, 상위계층 간에는 통계적으로 유의한 차이가 없었다. 이러한 결과는 소득계층 인식이 상승함에 따라 추가적 조세인상에 대한 찬성 가능성이 증가하기는 하지만 선형적으로 증가하지는 않는다는 것을 의미한다.⁷⁾

7) 소득계층 인식의 상승에 따라 추가적 조세인상에 대한 찬성 가능성은 선형적으로 증가하지는 않더라도 일관성이 있게 증가하는 경향을 보이고 있으나 환경보호의 우선적 선택 가능성은 차하위 소득계층에서 가장 높게 나타나고 있는데 이는 전자의 경우에는 개인들에게

정치적 성향은 연속변수로 사용하나 진보, 중도, 보수의 더미변수로 사용하나 추가적 조세인상에 대한 부담용의에 통계적으로 유의하게 영향을 미치지 않았다. 정치관련 변수 중에서도 경쟁에 대한 태도를 나타내는 COMPET 외에는 통계적으로 유의하지 않았다. 경쟁이 해롭다고 생각할수록 추가적 조세인상에 대한 부담용의가 감소하였다.

V. 결 론

환경재는 정상재로 여겨져 1인당 국민소득이 증가함에 따라 환경보호 정책에 우호적인 여론이 형성될 것으로 기대하는 것이 일반적이다. 따라서 1996년에서 2001년, 2005년으로 갈수록 경제성장 대비 환경보호의 우선적 선택 확률과 환경오염방지에 대한 추가적 조세인상에 대한 찬성 가능성이 크게 감소하는 것으로 나타나고 있는 것은 놀랄 만한 결과로 여겨질 수 있다. 그러나 소득증가에 따라 환경보호에 대한 지불액이 상승할 것으로 기대하거나 일반적인 환경보호에 대한 사람들의 태도가 가계의 재정 상태에 대한 만족도와 상대적인 소득계층 인식에 의존한다면 이러한 결과가 충분히 발생할 수 있다.

회귀분석결과 가계의 재정 상태에 대한 만족도가 증가할수록 환경보호의 우선적 선택과 추가적 조세인상에 대한 찬성 가능성이 상승하는 것으로 나타났는데 이는 소득 상승으로 가계의 재정상태가 나아지더라도 열망하는 재정상태 수준에 이르지 못하는 경우에는 재정 상태에 대한 만족도의 하락과 함께 환경보호에 대한 부담용의가 하락할 수 있다는 것을 의미한다. 소득계층 인식이 높아짐에 따라 환경보호에 대한 태도가 선형적으로 개선되지 않는 것으로 나타나는 결과는 1인당 국민소득이 증가하더라도 소득분포의 변화에 따라 환경보호에

직접적으로 비용부담 여부를 질의하는 반면 후자의 경우에는 개인들이 직접적으로 비용부담을 인식할 수 없기 때문인 것으로 판단된다.

대한 태도가 악화될 수 있음을 의미한다. 실제 우리나라는 1997년 외환위기 이후 중산층의 붕괴가 심화되고 소득불평도가 높아지는 등 상당한 소득분포의 변화를 겪어왔다.⁸⁾

1996년 이후 시간이 경과함에 따라 진보 성향인 사람들에 비해 보수 성향인 사람들의 비율이 증가하였고 진보 성향일수록 일반적으로 환경보호에 우호적인 태도를 보이는 것으로 알려져 있기 때문에 소득분포의 변화 외에 보수화 경향이 시간이 지날수록 환경보호에 대한 태도가 악화되는 데 일부 기여한 것으로 생각할 수 있다. 그러나 보수 성향인 사람들이 진보 성향인 사람들에 비해 경제성장보다 환경보전을 우선적으로 선택할 가능성이 낮았지만 구체적으로 환경오염방지를 위한 추가적 조세 부담용의와 관련해서는 정치적 성향이 영향을 미치지 않는 것으로 나타나 진보 성향일수록 추가적 조세 부담용의를 보이는 서구사회와는 다른 결과를 보였다. 경쟁을 부정적으로 보는 일반적인 진보적 시각과는 달리 보수 성향이 강할수록 오히려 경쟁이 해롭다는 것에 더욱 동조하는 경향을 보였으며 경쟁에 대한 시각은 환경보호에 대한 태도에도 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 경쟁이 이롭지 않고 해로운 것이라고 생각할수록 환경오염방지를 위한 추가적 조세인상에 대한 찬성 가능성이 낮았다. 또한 부양책임에 대한 생각이 추가적 조세 부담용의에는 영향을 미치지 않았지만 스스로가 부양의 책임을 가지기보다는 정부가 부양의 책임을 져야 한다고 생각할수록 환경보호 보다는 경제성장을 우선적으로 선택할 가능성이 높았다. 서구사회와는 달리 정치적 성향과 사회경제적 이슈와의 관계에서 괴리가 발생하는 것은 우리나라 사람들이 스스로의 정치적 성향을 사회경제적 이슈보다는 동일이나 북한체제에 대한 인식과 같은 정치적 이념에 결부하여 구분하기 때문인 것으로 판단된다.

이상의 분석결과들을 종합하면, 특히, 환경보호에 대한 태도가 가계의 재정상태에 대한 만족도와 소득분포에 의존한다는 결과는 환경적 쿠즈네츠 곡선의

8) 유영준·최바울(2008)에 의하면 가처분소득 기준으로 중위소득의 50~150%인 중산층의 비중은 1996년 68.5%에서 2006년 58.5%로 지속적인 감소추이를 보이고 있다. 도시가구의 지니계수는 1996년 0.275에서 2001년에는 0.309, 2005년에는 0.312로 상승하였다.

관계의 성립이 1인당 국민소득의 증가에 따라 반드시 사람들의 환경보호에 대한 지불용의가 증가하는 것을 의미하지는 않는다는 점을 시사한다. 또한 개인 스스로의 정치적 성향과 정치성향 관련 사회적 경제적 이슈와의 관계가 일반적 사회통념이나 서구사회와는 매우 다른 만큼 정치적 성향과 환경보호에 대한 지불의사를 일반적 사회통념에 따라 관련시키는 오류를 범하지 않는 주의가 요구된다.

〈부 록〉

〈부표〉 정치적 성향에 대한 추정결과(OLS)

변수	모형 1		모형 2	
Constant	3.357***	(16.49)	3.337***	(17.35)
YEAR2	0.171*	(1.71)	0.196*	(1.94)
YEAR3	0.475***	(5.01)	0.500***	(5.19)
MALE	0.064	(0.82)	0.063	(0.80)
CHILD1	0.291	(1.44)	0.295	(1.46)
AGE	0.034***	(7.65)	0.034***	(7.50)
EDU1	0.489***	(3.03)	0.479***	(2.97)
EDU2	0.107	(0.77)	0.098	(0.71)
EDU4	-0.071	(-0.80)	-0.069	(-0.77)
MARITAL1	-0.093	(-0.45)	-0.082	(-0.40)
MARITAL2	-0.342	(-1.29)	-0.341	(-1.29)
REL12	-0.047	(-0.47)	-0.043	(-0.43)
REL13	0.009	(0.07)	0.011	(0.08)
REL14	0.032	(0.33)	0.036	(0.37)
SATIS	0.033*	(1.70)	0.037*	(1.87)
INC	0.016	(0.69)		
INC1			0.037	(0.26)
INC2			0.134	(1.37)
INC4			0.107	(1.01)
INC5			0.296	(1.54)
Adj R2	0.081		0.081	
F	18.98***		16.01***	

주: *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의적임을 의미하며 괄호 안은 t-값을 나타냄.

◎ 참 고 문 헌 ◎

1. 신영철, “황사로 인한 피해비용 추정”, 「자원·환경경제연구」, 제14권 제3호, 2005, pp. 673~697.
2. 유영준·최바울, “KDI 이슈분석: 중산층의 정의와 추정”, 「KDI 재정·사회정책동향」, 2008년 상반기.
3. 조영상·구윤모·이종수·이중우, “조건부가치측정법을 이용한 도시기상정보서비스의 경제적 편익 분석”, 「자원·환경경제연구」, 제20권 제4호, 2011, pp. 643~662.
4. Andreoni, J., “Giving with Impure Altruism : Applications to Charity and Ricardian Equivalence,” *Journal of Political Economy*, Vol. 97, 1989, pp. 1447~1458.
5. Bateman, I. J. and D. Dupont, “Political Affiliation and Willingness to Pay for Publicly vs. Privately Provided Environmental goods,” *CSERGE Working Paper No. 1003*, 2010 pp. 1~34.
6. Budge, I., H. D. Klingemann, A. Volkens, J. Bara, and E. Tanenbaum, *Mapping Policy Preferences-Estimates for Parties, Electors, and Governments 1945-1998*. Oxford, Oxford University Press, Oxford. 2001.
7. Carlsson, F., M. Kataria, A. Krupnick, E. Lampi, A. Lofgre, P. Qin, S. Chung, and T. Sterner, “Paying for Mitigation: A Multiple Country Study,” *Environment for Development Discussion Paper Series*, 2010.
8. Diamond, P. A. and J. A. Hausman, “Contingent Valuation : Is Some Number Better than No Number?” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 8, 1994, pp. 45~64.
9. Fletcher, M. E. “Liberal and Conservative: Turn and Turnabout,” *Journal of Economic Issues*, Vol. 2, 1968, pp. 312~322.
10. Flores, N. E. and R. T. Carson, “The Relationship between the Income Elasticities of Demand and Willingness to Pay,” *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 33, pp. 287~295.

11. Greene, W. H., *Econometric Analysis*, 5th Edition, New Jersey, Pearson Education Inc., 2003.
12. Hersch, J. and W. K. Viscusi, "Paying for Climate change Policies in Europe," *The Harvard John M. Olin Discussion Paper Series No. 503*, 2005.
13. Kahneman, D. and J. L. Knetsch, "Valuing Public Goods: The Purchase of Moral Satisfaction," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 22, 1992, pp. 57~70.
14. Konisky, D. M., J. Milyo, and L. E. Richardson, "Environmental Policy Attitudes: Issues, Geographical scale, and Political Trust," *Social Science Quarterly*, Vol. 89, 2008, pp. 1066~1085.
15. Kristrom, B. and P. Riera, "Is the Income Elasticity of Environmental Improvement Less than One?" *Environmental and Resource Economics*, Vol. 7, 1996, pp. 45~55.
16. Li, H., H. C. Jenkins-Smith, C. L. Silva, R. P. Berrens, and K. G. Herron, "Public Support for Reducing US Reliance on Fossil Fuels: Investigating Household Willingness-to-Pay for Energy Research and Development," *Ecological Economics*, Vol. 68, 2009, pp. 731~742.
17. Neumayer, E. "The Environment, Left-wing Political Orientation and Ecological Economics," *Ecological Economics*, Vol. 51, 2004, pp. 167~175
18. Torgler, B. and M. A. Garcia-Valinas, "The Determinants of Individuals' Attitudes towards Preventing Environmental Damage," *Ecological Economics*, Vol. 63, 2007, pp. 536~552.
19. Witzke, H. P. and G. Urfei, "Willingness to Pay for Environmental Protection in Germany: Coping with the Regional Dimension," *Regional Studies*, Vol. 35, 2001, pp. 207~214.

접수일(2012년 8월 6일), 수정일(2012년 8월 29일), 게재확정일(2012년 8월 31일)