

환경오염으로 인한 위험도 감소에 대한 지불의사금액 추정에 관한 연구

김예신, 이용진, 박화성, 남정모*, 김진흠**, 신동천*.*

연세대학교 환경공해연구소, *연세대학교 의과대학 예방의학교실,
**수원대학교 통계정보학과

Estimation of Willingness to Pay for Reduction of Environmental Mortality Risk

Ye Shin Kim, Yong Jin Lee, Hoa Sung Park, Chung Mo Nam*,
Jin Heum Kim** and Dong Chun Shin*.*

*Institute for Environmental Research, Yonsei University,
*Department of Preventive Medicine and Public Health,
College of Medicine, Yonsei University,
**Department of Applied Statistics, University of Suwon*

ABSTRACT

To estimate the annual WTP for risk reduction of environmental problems such as outdoor and indoor air pollution, and drinking water contamination, a questionnaire survey was conducted by dichotomous contingent valuation method in Seoul. Several covariate models based on Turnbull, Weibull and Spike models were developed and applied to WTP estimation with uncertainty analysis. WTP estimates for risk reduction of air pollution were 13,000 won, 12,000 won, and 10,000 won per month in low-bounded Turnbull, Weibull and Spike models, respectively. The estimates for indoor air pollution were 17,000 won, 20,000 won and 21,000 won and these for drinking water contamination were 10,000 won, 13,000 won and 14,000 won in each model, respectively. Goodness of fit for Weibull model was better than those for other models. WTP estimates for indoor air pollution were higher than those for other pollution problems.

Key words : Willingness to pay, Environmental pollution, Mortality risk

서 론

경제 위험도 분석 (economic or welfare risk analysis)은 환경오염으로 인한 직접 또는 간접적인 피해비용을 산정하는 영역으로 건강 손실비용뿐만

아니라, 자원재 및 건축물 손상, 농작물 수확량의 감소에 대한 비용 등을 포함한다 (US EPA, 1993). 이 중 건강 손실비용은 환경 오염으로 인한 손실 피해를 화폐가치로 표현함으로써, 확률로 표현되는 인체 위험도와 같은 다른 지표보다 정책결정자나 일반인들이 피해규모를 가늠하기가 더 용이하다 (US EPA, 2000).

건강 손실비용을 산정하기 위해서는 일차적으로

※ To whom correspondence should be addressed.

Tel: 82-2-361-5361, E-mail: dshin5@yumc.yonsei.ac.kr

특정 위해도 변화 또는 감소에 따른 지불의사금액(willingness to pay, 이하 WTP)을 추정하여야 한다. 지불의사금액은 소비자가 특정 재화나 서비스(환경재)를 소비하는 대가로 자발적으로 지불하고자 하는 최대의 금액으로, 선호의 크기를 나타내고 보통 개인 소득 이하에서 나타난다(권오상, 1999; Tietenberg, 2000).

환경질의 변화 또는 개선을 위한 지불의사금액을 추정하기 위한 방법으로는 회피 행위법(avoiding behavior method), 헤도닉 가격 기법(hedonic price method), 여행비용법(travel cost method), 가상 가치 평가법(contingent valuation method, 이하 CVM) 등이 존재한다(Pearce *et al.*, 2000). 이들 방법들은 각기 장·단점이 존재하지만 이 중 특정 위해도를 감소시키기 위해서 지불할 의사가 있는 금액(WTP)이 얼마인지를 설문조사를 통해 추정하는 CVM이 선호되고 있는 방법이다(Mitchell and Carson, 1989; Arrow *et al.*, 1993).

기존에 환경재(環境材)나 대기오염 특정 증상 감소에 대한 지불의사금액에 대한 연구는 국내에서도 진행된 바 있다. 특히 가상가치 평가법(CVM)에 의한 환경의 질(environmental quality, q) 개선($q_0 \rightarrow q_1$)에 따른 지불의사금액의 연구가 주를 이루고 있고(신영철, 1997; 신효중 등, 1999; 황영순 등, 1999; 이충선, 2001), 대기오염 저감정책의 편익 분석이나(유승훈 등, 1999), 수질개선의 편익효과 분석(엄영숙, 2001), 교통사고 및 원자력 사고 감소에 대한 지불의사금액에 대한 비교 연구도 있었다(최광식, 2001). 그러나 현재까지 환경오염으로 인한 위해도 개선($R_0 \rightarrow R_1$)에 따른 지불의사금액의 추정에 대한 연구는 없었다. 또한 현재 환경오염의 평가나 관리 수단으로 위해성 평가가 적절히 활용되는 이 시점에서, 도출되는 결과물들도 위해도이므로, 농도나 환경 질의 감소에 대한 지표보다도 위해도 감소에 따른 지불의사금액에 대한 연구가 더욱 필요한 상황이다. 따라서 이 연구에서는 환경오염으로 인한 위해도의 감소에 따른 지불의사금액(risk-based WTP)을 추정하기 위한 시도를 국내에서는 처음으로 실시하였다.

또한 대기 오염, 실내공기 오염, 먹는 물 오염 등과 같은 세부적인 환경오염문제로 인한 위해도의 개선에 대한 지불의사금액이나 이론적 사망 손실 비용에 대한 연구는 전혀 없었기 때문에, 여기에서

도출되는 결과물 자체도 대표성만 확보되면 큰 의의를 지닐 수 있다. 또한 환경문제의 관리우선 순위 결정에 지표가 될 뿐만 아니라, 더 나아가 비용-편익 분석(cost-benefit analysis)의 편익자료로 활용되어 환경 오염의 최적 감소 전략(optimal reduction strategy) 선택이나 최적 관리 수준(optimal control level)을 결정, 특정 전략에 대한 효율성 평가, 투자 결정의 지침, 가격 정책 설계 등에 아주 귀중한 자료로 활용될 수 있다.

따라서 본 연구는 서울 시민을 대상으로 다양한 환경 문제로 인한 사망 위해도 감소시 지불의사금액을 추정하기 위한 설문지와 통계 모형을 개발하고, 이를 이용하여 지불의사금액을 추정하였다.

연구 및 방법

이 연구에서는 지불의사금액을 유도하기 위한 조사 절차 및 설문지를 개발하고, 지불의사금액(WTP) 추정 모형을 개발하여 지불의사금액을 산출하였다. 해당 환경문제(대기 오염, 실내공기 오염, 먹는 물 오염)의 연간 5/10,000의 위해도 감소(risk reduction)에 대한 지불의사금액을 추정하기 위하여 가상 가치 평가법(CVM)을 이용하였다.

여기에서 초기 제시 금액 설정은 투표모형에서 발생할 수 있는 출발점 편익(starting point bias)를 최소화하기 위해 예비조사를 실시하여 10,000원, 20,000원, 40,000원과 60,000원으로 결정하였다. 그리고 지불의사금액을 유도하기 위하여 2단계 양분 선택법(double-bounded dichotomous choice, 이하 DBDC)을 이용하였으며, 지불수단(vehicle payment)으로는 기부금을 선택하였다. 이는 환경질 개선으로 위해도 감소에 대한 가치를 세금이나 수도요금과 같은 지불수단으로 평가할 경우, 이러한 요금의 부과 목적과 현재 부담수준이 환경재 편익에 대한 지불의사금액에 부정적인 영향을 줄 소지가 있을 수 있기 때문에 기부금을 선택하였다.

지불의사금액을 추정하기 위한 적용 모델로는 lower-bounded Turnbull method, Weibull, logistic, normal model, Spike model을 선택하였다. Lower-bounded Turnbull method는 각각의 제시 금액에 대한 1단계 질문에서 yes/no에 대한 정보만을 이용하여 지불의사금액을 추정하고, Weibull model은 각각의 제시금액에 대한 1단계와 2단계 질문에 대한

4가지 유형의 반응(yes-yes, yes-no, no-yes, no-no) 정보를 이용하여 추정하고, Spike model은 Weibull model에서 이용되는 정보뿐만 아니라, no-no로 응답하는 경우, 지불할 의사가 없는지(0원)의 여부에 대한 정보까지를 포함하여 지불의사금액을 추정하는 방법이다. 실제 지불의사금액에 대한 참값은 정확히 알 수 없는 문제이기 때문에, 다양한 추정모델에서 제공한 수치들을 활용할 수 있도록 모두 제시하였다. 그리고 지불의사금액 추정 모형에 설명변수로서 소득, 성, 연령, 질병 상태, 주택 소유 여부, 삶의 질, 인식도(환경오염에 대한 일반적인 인식도, 환경오염으로 인한 사회적 가치에 대한 영향), 확률 및 위해도에 대한 검사 점수를 포함시켰다.

1. 지불의사금액 조사 방법 (Survey Protocol)

1) 조사 대상 및 분류

조사 대상은 서울시에 거주하는 20세 이상에서 60세 미만의 성인 남녀 600명을 대상으로 하였다. 세부 조사 지역은 서울을 4개의 권역(강남·동/강남·서/강북·동/강북·서)으로 분류한 후 각 권역 별로 12개 지점(동)을 무작위 추출(random sampling)하여 조사를 실시하였다. 또한 성과 연령에 대해서도 무작위 할당하였다.

환경 문제에 따른 지불의사금액(연간 5/10,000의 위해도 감소에 해당하는 지불의사금액)을 분석하기 위하여 대기 오염, 실내공기 오염, 먹는 물 오염과 같은 3가지 유형의 상위 환경문제로 분류하고 해당 설문지를 각각 200명씩 할당하였다. 이 때, 환경 문제 분류에 따른 설문지 구성은 지불의사금액을 유도하기 위한 지문 중 각각 해당하는 환경 오염문제에 대한 일반적인 설명(해당 문제의 원인 물질 및 압 발생 영향)을 제외하고 모두 동일하였다. 또한 지불의사금액 반응을 유도하기 위한 초기 제시 금액의 4가지 경우(10,000원, 20,000원, 40,000원, 60,000원)를 각각 50명에게 무작위 할당하였다.

또한, 설문방법은 개별면담설문, 전화설문, 우편설문 등이 있으나, 응답자의 문항 이해를 돕기 위해 Arrow 등(1993)이 권고하는 개별면담설문으로 조사하였다. 개별면담설문은 국내 리서치 기관을 통하여 2002년 4월에 실시되었다. 모두 전문적으로 조사활동을 한 조사원들에게 DBDC설문방법과 인

터뷰시 주의사항을 설명한 후 조사를 수행하였으며, 응답자들이 설문조사의 목적과 이해를 정확히 하였는지를 문항에서 다시 조사하여 신뢰도가 떨어지는 자료는 제외시키고 분석을 수행하였다.

2) 설문지 구성 (Development of Questionnaire)

설문지 구성은 크게 Section A(인구학적 특성, 건강 상태 및 삶의 질 조사 영역), Section B(환경오염문제에 대한 인식과 관련된 조사 영역), Section C(확률 및 위해도에 대한 검사), Section D(소득 및 지출비용), Section E(지불의사 유도질문)로 분류하였다(김예신, 2002).

(1) Section A: 건강상태 및 삶의 질 조사 영역

응답자의 지불의사금액에 영향을 미칠 것으로 예상되는 건강 상태 및 삶의 질을 조사하였다. 건강상태 측정은 SF-36(Ware *et al.*, 1997)의 일반건강과 정신건강(100점 점수화)에 대한 부분만을 선택하여 설문에 포함시켰다. 또한 응답자가 특정질환을 앓고 있는지의 여부도 조사하였다.

삶의 질을 측정하기 위한 도구로서는 WHOQOL-Bref(WHOQOL group, 1998)를 사용하였으며 조사 설문 항목은 전반적, 신체적, 심리적, 사회적, 생활 환경 등 5개의 영역으로 분류하여 조사하였다.

(2) Section B: 위해도 인식

응답자의 지불의사금액에 영향을 미칠 것으로 예상되는 위해도 인식을 조사하였다. 이 영역에서는 모두 4가지 세부 영역으로 분류하였다. 첫 번째는 해당 환경문제(대기 오염, 실내공기 오염, 먹는 물 오염)에 대한 관심 정도, 통제 가능성, 피해 범위, 우려 정도, 친숙성, 영향의 심각성, 노출 정도의 7가지 변수에 대한 인식을 5점 척도를 이용하여 조사하였다. 여기서 7개 변수는 위해도 인식 및 평가에 중요한 요소로 제시된 Covello의 연구에 입각하여 선정하였다. 또한 응답자들의 이해를 돕기 위해 각각의 환경문제 및 변수에 대한 보조적인 설명을 첨가하였다.

두 번째는 환경오염으로 인한 7가지 사회적 가치(심미적 영향, 경제손실, 형평성, 자손에 대한 영향, 평온한 마음, 여가 기회, 지역 연대감)에 대한 영향을 5점 척도를 이용하여 조사하였다. 또한 이들 가치에 대한 보조적인 설명을 첨가하였다. 이들 7가지 척도는 Vermont's Life Quality Criteria (US EPA, 1993)를 이용하였다.

세 번째는 세부 환경문제들을 포함하는 해당 환경문제에 대한 위해도 인식을 7점 척도를 이용하여 조사하였다.

(3) Section C: 확률 및 위해도에 대한 이해도

최종적으로 10년 동안 5/1,000의 위해도 감소에 대한 지불의사금액을 유도하기 위해서는 응답자가 일정 위해도 크기나 변화에 대해 이해하고 있어야 하므로, 확률이나 위해도에 대한 개념을 심어주기 위해서 이 부분을 구성하였다. 첫 번째는 단순 확률문제(동전의 앞면이 나올 확률, 주사위에서 한 숫자가 나올 확률 등)를 주고 우선 응답하게 한 후, 틀릴 경우 조사자가 이해할 수 있도록 설명하게 하였다.

다음은 위해도의 개념을 주기 위해 질병 또는 암 발생 확률이 높은 위해도를 선택하게 하였으며, 틀린 경우 조사자가 이해할 수 있도록 설명하게 하였다. 일부 문제는 Krupnick 등이 언급한 격자를 이용하여 위해도의 높고 낮음을 선택하는 문제로 이해도를 높였으며 (Figure 2), 사람들이 1,000 이상을 넘는 경우, 즉 분모가 10,000이나 100,000이 되는 경우는 명확히 숫자의 크기를 가늠할 수 없기 때문에 분모를 1,000으로 하였다 (Krupnick, 2000).

그리고 전국의 연령별 사망 위해도의 통계치를 제시하고, 응답자의 연령과 건강을 고려할 때, 자신이 느끼고 있는 위해도를 1,000명을 분모로 하여 표기하게 하였다.

마지막으로는 질병이나 사망 위해도를 감소시키기 위한 회피 행위(공기청정기, 정수기, 건강진단)들에 대해, 일정 금액을 지불하고 있다는 점을 환기시키기 위하여, 회피 행위들에 대해 설명하고 특정 비용에 대한 지불 금액의 가치를 5점 척도를 이용하여 질문하였다.

(4) Section D: 소득 및 지출비용

지불의사금액에 가장 많이 영향을 미치는 소득에 대해 질문하였고, 또한 화폐가치(또는 감각)에 대해 환기시키기 위해서 일상생활에서 지출하고 있는 항목(교통비, 통신비, 의료보험비, 세금, 국민연금, 기타 보험비)에 대한 개인 또는 가구당 지출비용을 기입하도록 유도하였다.

(5) Section E: 지불의사금액

가상 가치 평가법에서 가장 중요한 것은 재화의 가상 시장을 설정하는 것이다. 따라서 시나리오의 중요성이 매우 크다. 이러한 가상 시장 시나리오의

Table 1. Bid structure in the mortality risk survey

(unit : ₩)

Group of respondents	Initial payment question	Followup payment question (if, yes)	Followup payment question (if, no or not sure)
I	10,000	20,000	5,000
II	20,000	40,000	10,000
III	40,000	80,000	20,000
IV	60,000	120,000	30,000

신뢰성(reliability)을 제고하고, 응답자의 내재 지불의사금액을 왜곡할 수 있는 잠재적 편의(bias)를 최소화하기 위해서는 전반적으로 이해가능성(understandability), 적절성(plausibility), 의미성(meaningfulness)의 세 가지 기준을 충족시키도록 설문을 작성하여야 한다(Mitchell and Carson, 1989). 본 연구에서는 환경오염으로 인한 위해도의 변화에 대한 응답자의 지불의사금액을 유도하기 위해 각 상위 문제들(대기 오염, 실내공기 오염, 먹는 물 오염)에 대하여 각각의 환경 오염의 사례들과 오염으로 인한 사망률의 예를 들고 그에 대한 개선을 위해 얼마를 지불할 수 있는지를 조사하였다. 즉, section C에서 응답자들에게 확률과 위해도의 개념에 대하여 충분히 인식시키고, 위해도의 변화에 대응하기 위한 각종 일반재화의 비용(예를 들어, 공기청정기의 비용, 정수기 비용)을 설명한 후에, 응답자의 소득 수준을 고려하여 답변해 줄 것을 요구하였다. 이러한 특정 환경 문제에 대한 지불의사금액을 유도하기 위하여 NOAA(National Oceanic and Atmospheric Administration)의 지침을 반영하였다. 우선 해당 환경 문제에 대해 위와 같이 개괄적인 시나리오를 설명하고, 현재 위해도를 1/1,000으로 가정하였을 때, 10년 동안 노출된다고 가정하였을 경우, 천명 당 10명의 위해도를 천명 당 5명으로 감소(baseline risk의 50%정도)시키기 위한 감소 전략을 실행하기 위한 재원을 마련하기 위해 얼마를 지불할 의향이 있는지를 질문하였다. 이 때 지불 방식은 기부금으로 하였으며, 지불의사금액 유도는 2단계 양분 선택법(DBDC)으로 하였다. 이 방법의 가장 큰 장점은 지불의사 유도가 유인 일치적이며(incentive-compatible), 저항적 지불의사(protest bids)를 사전에 방지할 수 있다는 것이다(Mitchell and Carson, 1989). 초기제시금액은 pre-test를 통해

결정하였다. 응답자가 초기 제시액에 지불의사를 수락한 경우에는 초기제시액의 2배를 제시하여 다시 질문하였고, 거절한 경우에는 1/2배를 제시하여 질문하였다(Alberini, 1995). 따라서 yes-yes, yes-no, no-yes, no-no의 네 가지 경우가 존재한다(Table 1). 또한 no-no의 경우에는 영(zero)의 응답을 고려하기 위하여 지불 거부 의사와 지불을 거절한 이유에 대해 질문하였고, 응답의 신뢰도를 보기 위하여 4가지 경우 모두 최저액과 최고액에 대해 개방형 질문하였다.

(6) Part F: 기타 정보

확률, 위해도, 지불 금액에 대한 확신, 설문 전체에 대한 이해도를 5점 척도를 이용하여 질문하였다. 그리고 응답자의 인구학적인 특성(성별, 연령, 교육정도, 직업 등)에 대해 질문하였다.

2. 지불의사금액(WTP) 추정

지불의사금액에 대한 중앙값(median)은 다음과 같은 3가지 유형의 모델들을 이용하여 추정하였다. 응답자의 지불의사에 대해 관찰된 반응을 통하여 최대 우도법으로 모델의 모수를 추정한 후, 추정 모형에 개인의 속성에 대한 관찰치(예, 소득)를 대입하여 개인의 지불의사금액을 계산한 후, 개인의 지불의사금액들의 중앙값을 산출하였다.

1) Lower-bounded Turnbull estimation method

Carson 등에 의해 기술된 방법으로 초기 제시액에 대한 질문의 반응(discrete choice referendum question with a single take-it-or-leave-it question)만을 고려하여 지불의사금액을 추정하였다. 이 때, 본 연구에서는 5가지 구간을 나누었다. 즉 {0, 10,000}, {10,000, 20,000}, {20,000, 40,000}, {40,000, 60,000}, {60,000, ∞}이고, 아래 식에서 B_j는 구간의 하한값으로 각각 {B_j} = {0, 10,000, 20,000, 40,000, 60,000}이고, P_j는 각 구간에서 지불의사에 수락한 확률이다. 따라서 평균(mean) 지불의사금액은 아래의 식을 통해 산출하였다.

$$\text{Lower-bounded mean WTP} = \sum_{j=1}^5 B_j \cdot P_j \quad (1)$$

여기에서, 지불의사금액의 중앙값(median WTP)은 누적 분포함수(cumulative density function, 이하 CDF)의 50% 지점의 값을 포함하는 구간의 하한

(좌측) 제시금액의 CDF 값을 0.5로 감한(B_l) 후에 이 값에 50% 지점의 값을 포함하는 구간의 상한(우측) CDF 값을 하한(좌측) CDF 값으로 감한 값(k(i))으로 나누어 계산하였다.

$$\text{Median WTP} = B_l/k(i) \quad (2)$$

2) Positive response model

개인이나 가정은 제시된 돈을 수용할 것인가 아니면 거절할 것인가에 대한 질문에 직면하는데, 만약 수용하여 임의의 위해도 감소전략(risk reduction strategy)을 실행함으로써 환경의 질(environmental quality)이 변화(z₀ → z₁)되는 경우, 지불의사금액은 다음과 같은 공식에 의해 계산된다(Hanemann, 1984). 여기에서 V(y, z)는 개인의 간접 효용 함수이고 y는 소득이다. 즉 지불의사금액을 수락함으로써 환경의 질은 변화(z₀ → z₁)하였지만 개인의 효용에는 변화가 없다(V₁ = V₂). 이 때, 지불의사금액의 값은 가정하는 확률 분포 함수(probability density function, 이하 PDF)에 따라 차이가 있다.

$$V_1(y - \text{WTP}, z^1) = V_2(y, z^0) \quad (3)$$

Positive response model은 초기 제시액에 대한 지불의사 반응과 두 번째 제시액에 대한 지불의사 반응을 포함시킨다. 이 때 개인의 지불의사금액에 대한 2단계 반응을 Weibull, log-logistic, log-normal 분포에 적용하였다. 분포의 모수를 추정하기 위하여 최대 우도법(maximum likelihood estimation, 이하 MLE)을 이용하였고, 모수에 대한 최적의 해를 구하기 위해 Newton-Raphson법을 이용하였다.

j 응답자에 대한 지불의사에 대한 4가지 반응은 no-no, no-yes, yes-no, yes-yes로서 이들을 각각 R_{nn}^j, R_{ny}^j, R_{yn}^j, R_{yy}^j로 표기할 때, 로그우도함수는 아래의 식 4와 같다. 여기에서 b₁는 초기 제시액, b₂는 초기제시액을 거절한 경우 1/2배에 해당하는 금액, b_h은 초기제시액을 수락한 경우 2배에 해당하는 금액이다.

$$\begin{aligned} \ln L = & \sum_{j=1}^n \{ R_{nn}^j \ln F(b_1^j; \theta) \\ & + R_{ny}^j \ln [F(b_1^j; \theta) - F(b_2^j; \theta)] \\ & + R_{yn}^j \ln [F(b_h^j; \theta) - F(b_1^j; \theta)] \\ & + R_{yy}^j [1 - \ln F(b_h^j; \theta)] \} \quad (4) \end{aligned}$$

이 때, Function F는 분포 함수로서, 선택하는 확률 밀도 함수의 형태에 따라 모수나 로그 우도값이 다르게 산출된다.

3) Spike model

이 모델은 초기 제시액에 대한 지불의사 반응과 두 번째 제시액에 대한 지불의사 반응뿐만 아니라 지불의사가 없는 "0"의 금액까지 포함시킨다. 이를 충족시키는 모델이 Kristrom의 spike 모델로서 이 연구에서 사용하였다. 모수 추정은 먼저 Spike 모델의 우도함수를 구하고, 최대우도법에 의해 모수를 추정하였다. 본 연구에 사용된 Spike 모델의 분석 과정을 자세히 설명하면 다음과 같다.

먼저 지불의사에 대한 확률변수를 W, 독립변수를 $X=(x_1, x_2, \dots, x_p)$ 로 정의하고 ρ_i 와 δ_i 를 일차와 이차 제시금액에 대한 각각의 수용 여부, S_i 를 지불의사에 대한 지칭함수(indicator function)로 하였을 때, i번째 개인의 우도 함수는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} L_i = & \{F_w(0 | x_i)\}^{(1-\rho_i)(1-\delta_i)(1-S_i)} \\ & \times \{F_w(a_{hi} | x_i) - F_w(0 | x_i)\}^{(1-\rho_i)(1-\delta_i)S_i} \\ & \times \{F_w(a_{hi} | x_i) - F_w(a_i | x_i)\}^{\rho_i(1-\delta_i)S_i} \\ & \times \{F_w(a_i | x_i) - F_w(a_{li} | x_i)\}^{(1-\rho_i)\delta_i S_i} \\ & \times \{1 - F_w(a_{hi} | x_i)\}^{\rho_i \delta_i S_i} \end{aligned} \quad (5)$$

따라서, 전체 n명에 대한 로그우도함수는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} l = & \log \prod_{i=1}^n L_i = \sum_{i=1}^n \log L_i \\ \log L_i = & [(1-\rho_i)(1-\delta_i)(1-S_i) \log F_w(0 | x_i) \\ & + (1-\rho_i)(1-\delta_i)S_i \\ & \log \{F_w(a_{hi} | x_i) - F_w(0 | x_i)\} \\ & + \rho_i(1-\delta_i)S_i \log \{F_w(a_{hi} | x_i) - F_w(a_i | x_i)\} \\ & + (1-\rho_i)\delta_i S_i \log \{F_w(a_i | x_i) - F_w(a_{li} | x_i)\} \\ & + \rho_i \delta_i S_i \log \{1 - F_w(a_{hi} | x_i)\}] \end{aligned} \quad (6)$$

위의 식에서 주어진 독립변수 x에서 W가 w보다 작을 확률은 다음과 같이 정의하였다.

$$\begin{aligned} F_w(\omega | X=\chi) = & P(W \leq \omega | X=\chi) = \\ & 0 \quad \text{if } \omega < 0 \\ & \frac{1}{1 + \exp[(\mu + \gamma' \cdot x)/\sigma]} \quad \text{if } \omega = 0 \\ & \frac{1}{1 + \exp[-(\omega - \mu - \gamma' \cdot x)/\sigma]} \quad \text{if } \omega > 0 \end{aligned} \quad (7)$$

여기에서, μ 와 σ 는 위치(location)와 척도(scale) 모수이다.

위의 식으로부터 score vector와 피셔 정보행렬(Fisher's information matrix)을 정의하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} U(\theta) & \equiv \left(\frac{\partial}{\partial \mu} l, \frac{\partial}{\partial \sigma} l, \frac{\partial}{\partial \gamma} l \right) \\ & : \text{score vector, } \theta = (\mu, \sigma, \gamma') \\ I(\theta) & \equiv - \frac{\partial}{\partial \theta} U(\theta) \\ & = \begin{bmatrix} -\frac{\partial^2}{\partial \mu^2} l & -\frac{\partial^2}{\partial \sigma \partial \mu} l & -\frac{\partial^2}{\partial \gamma \partial \mu} l \\ -\frac{\partial^2}{\partial \mu \partial \sigma} l & -\frac{\partial^2}{\partial \sigma^2} l & -\frac{\partial^2}{\partial \gamma \partial \sigma} l \\ -\frac{\partial^2}{\partial \mu \partial \gamma} l & -\frac{\partial^2}{\partial \sigma \partial \gamma} l & -\frac{\partial^2}{\partial \gamma^2} l \end{bmatrix} \end{aligned}$$

따라서 모수벡터 θ 의 추정치는 다음과 같이 Newton-Raphson 방법을 이용하여 추정하였다.

$$\begin{aligned} \theta^{(m)} & = \theta^{(m-1)} + I(\theta)^{-1} \Big|_{\theta=\theta^{(m-1)}} U(\theta) \Big|_{\theta=\theta^{(m-1)}} \\ \text{continue until } & |(\theta_i^{(m)} - \theta_i^{(m-1)})/\theta_i^{(m-1)}| < \epsilon \\ \theta_i & = 1, 2, \dots, p \end{aligned} \quad (8)$$

위와 같이 추정된 값들을 이용하여 지불의사의 100(1-p)th percentile을 다음과 같이 추정하였다.

$$q_N = \hat{\sigma} \ln \left(\frac{p}{1-p} \right) + \hat{\mu} + \hat{\gamma}' \cdot \chi \quad (9)$$

결 과

1. 설문 결과

개인 지불의사금액을 유도하기 위한 서울 시민들의 일반 특성을 살펴보면, 응답자의 평균 연령은 39세였고, 여성응답자가 전체의 49.8%를 차지하였다. 교육수준은 42.5%가 대졸학력 이상이었으며, 1인 당 월 평균 소득은 약 1,690,000원이었으며, 서울에서의 평균 거주기간은 23년이었다.

그룹별 인구학적 특성을 살펴보면, 우선 대기 오염에 대한 지불의사금액 조사그룹의 경우, 평균연령은 38.9세, 여성응답자가 전체의 49.5%이었고, 응답자의 41.7%가 대졸학력 이상이었으며, 1인 당 월

평균 소득은 약 1,510,000원이었고, 서울 평균 거주 기간은 23.8년이였다. 실내공기 오염에 대한 지불 의사금액 조사그룹의 경우, 평균연령 38.7세, 50.0%가 여성응답자였으며, 47.4%가 대졸 이상의 학력자 이었고, 1인당 월 평균 소득은 약 1,950,000원이었 으며, 서울 평균 거주기간은 21.4년이였다. 먹는 물 오염의 경우, 평균연령은 38.8세, 여성 응답자의 비 율은 약 49.8%였으며, 38.3%가 대졸 이상의 학력 자이었고, 1인당 월 평균 소득은 약 1,620,000원이었 으며, 서울 평균 거주기간은 23.4년이였다.

초기 제시금액에 대한 환경 오염문제별 지불의 사금액의 첫 번째 반응(yes or no)만을 고려한 경 우, 세 가지 환경오염 모두 제시 금액이 높아질수

록 거절할 반응율은 점점 커지는 경향을 나타내었 다(Fig. 1).

초기 제시금액에 대한 환경 오염문제별 지불의 사금액의 2단계 양분 선택 반응(nn, ny, yn, yy)을 살 펴보면, 대기 오염의 경우, 각각의 제시금액 (10,000원, 20,000원, 40,000원, 60,000원)에 대해 전 체 응답자중 nn으로 응답한 사람은 각각 38%, 52%, 57%, 72%였고, 실내공기 오염의 경우, 각각의 제시금액 (10,000원, 20,000원, 40,000원, 60,000원) 에 대해 전체 응답자 중 nn으로 응답한 사람은 각 각 24%, 35%, 61%, 50%이었으며, 먹는 물 오염의 경우, 각각의 제시금액 (10,000원, 20,000원, 40,000 원, 60,000원)에 대해 전체 응답자 중 nn으로 응답 한 사람은 각각 44%, 41%, 48%, 78%였다(Table 2). 40,000원의 초기 제시 금액에 대한 반응을 제외 하고, 실내공기 오염의 경우는 대기 오염과 먹는 물 오염에 비해 nn 반응율이 낮았다.

지불의사금액에 대한 nn으로 응답한 사람중 지 불 의사가 없는 사람(0원)의 분포를 보면 전반적 으로 거의 50% 이상을 차지하고 있다. 특히 먹는 물 오염에 대한 초기 제시 금액 10,000원의 지불 의사반응은 nn으로 응답한 전원이 지불의사가 없 었다(Fig. 2).

대기 오염의 경우는 전체 nn 응답자(113명) 중 약 61% (69명)가 지불의사가 없었고, 실내공기 오 염의 경우에는 전체 nn 응답자(134명) 중 약 47% (63명)가 지불의사가 없었으며, 먹는 물 오염의 경 우는 전체 nn 응답자(148명) 중 약 43% (64명)가 지불의사가 없었다. 따라서 대기 오염의 경우가 전

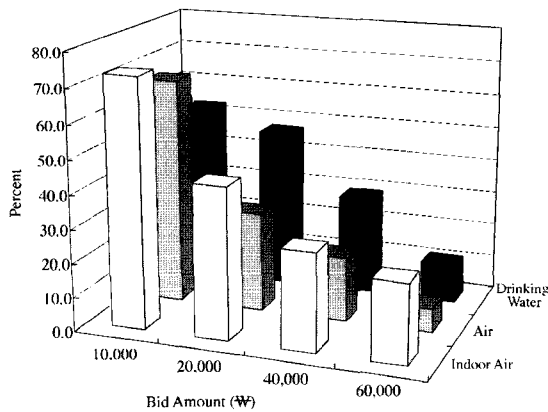


Fig. 1. Percentage of 'yes' responses to the initial payment of three environmental problems.

Table 2. Dichotomous response of four categories in environmental problems

Environmental problems	Initial payment (₩)	Followup payment (yes, no)	R _{nn} (%)	R _{ny} (%)	R _{yn} (%)	R _{yy} (%)	Respondents (person)
Air pollution	10,000	(20,000, 5,000)	38.0	4.0	26.0	32.0	50
	20,000	(40,000, 10,000)	51.9	17.3	25.0	5.8	52
	40,000	(80,000, 20,000)	56.9	21.6	13.7	7.8	51
	60,000	(120,000, 30,000)	71.7	20.8	5.7	1.9	53
Indoor air pollution	10,000	(20,000, 5,000)	23.5	7.8	27.5	41.2	51
	20,000	(40,000, 10,000)	35.4	25.0	22.9	20.8	50
	40,000	(80,000, 20,000)	61.2	18.4	14.3	6.1	49
	60,000	(120,000, 30,000)	50.0	20.8	6.3	6.3	40
Drinking water pollution	10,000	(20,000, 5,000)	44.0	6.0	14.0	36.0	50
	20,000	(40,000, 10,000)	41.2	11.8	33.3	13.7	51
	40,000	(80,000, 20,000)	48.0	26.0	16.0	10.0	50
	60,000	(120,000, 30,000)	78.0	8.0	12.0	2.0	50

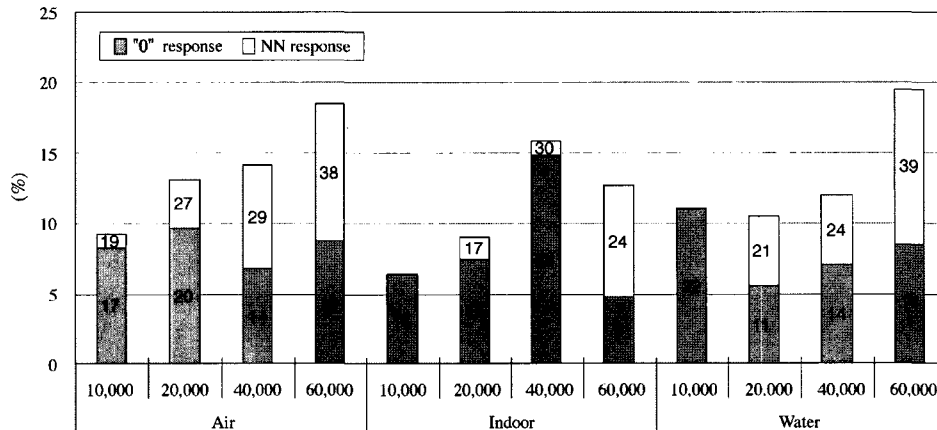


Fig. 2. Distribution of 'zero' response of 'no-no' response to the initial and second payment in environmental problems.

Table 3. Comparison with $-2 \log$ likelihood estimates of each model

$-2 \log L$	Weibull	Log-logistic	Log-normal	Spike
Air pollution	260.625	262.279	261.777	351.906
Indoor air pollution	258.962	262.173	263.288	319.933
Drinking water pollution	303.191	309.884	309.076	392.331

체적으로 지불의사가 없는 응답자의 비율이 가장 높았다.

2. 지불의사금액 (WTP) 추정 모형

개인의 지불의사금액에 영향을 미칠 것으로 예상되는 설명변수들을 각각의 모형에 첨가하여 분석한 결과, Weibull 모형에 대한 $-2 \log L$ 값이 가장 작고, Spike 모형에 대한 값이 가장 커, 모형의 적합성은 Weibull 모형이 가장 적절하였다 (Table 3).

분석에 포함된 변수의 모수에 대한 유의성이나 방향성은 일관성이 없었다. 따라서 모형의 적합성이 가장 좋은 Weibull 모형을 기준으로 각 설명변수가 개인의 지불의사금액에 미치는 방향성을 살펴 보았다 (Table 4).

대기 오염의 경우에는 교육수준이 낮을수록, 주택을 소유하고 있는 경우, 현재 질병이 있는 경우,

Table 4. Simulation results for the model with covariates in Weibull model

Covariates	Air pollution	Indoor air pollution	Drinking water contamination
Intercept	7.74914 [†]	12.33318 [†]	8.74483 [†]
Age	0.01338	-0.00001	-0.01459
Sex	0.41985	-0.00150	-0.49936
Education	0.00154	-0.28215*	0.33578 [†]
Income	9.43E-8	2.12E-7*	3.34E-8
House owner	-0.06928	-0.10726	0.07253
Disease	-0.69223 [†]	-0.11790	0.04248
Perception	0.03946	-0.03627	-0.01122
Quality of life	-0.00938	-0.00057	0.01338
Effects on social value	0.04228	-0.01641	0.01009
Test score	0.05160	-0.51630*	-0.27031
$-2 \log L$	260.625	258.962	303.191

* $p < 0.1$, [†] $p < 0.05$

삶의 질이 높을수록 오히려 지불의사금액이 적었다. 또한 남성일수록, 연령이 높을수록, 소득 수준이 높을수록, 환경오염에 대한 인식 수준이 높을수록, 사회적 가치에 대한 피해 인식 수준이 높을수록, 위해도와 확률에 대한 시험 점수가 높을수록 지불의사금액이 높았다.

실내공기 오염의 경우에는 연령이 높을수록, 교육수준이 높을수록, 주택을 소유하고 있는 경우, 현재 질병이 있는 경우, 환경오염에 대한 인식 수준이 높을수록, 삶의 질이 높을수록, 사회적 가치에

Table 5. Turnbull lower bounded estimates of E (WTP) in each interval

Environmental problems	Initial payment (\$₩), B _j	Bid range	N _j	T _j	F _j	P _j	E (WTP)
Air pollution	10,000	0~10,000	21	50	0.420	0.420	0
	20,000	10,000~20,000	36	52	0.692	0.272	2,723
	40,000	20,000~40,000	40	51	0.784	0.092	1,840
	60,000	40,000~60,000	49	53	0.925	0.140	5,609
		60,000~			1.000	0.075	4,528
Indoor air pollution	10,000	0~10,000	16	51	0.314	0.314	0
	20,000	10,000~20,000	28	50	0.560	0.246	2,463
	40,000	20,000~40,000	39	49	0.796	0.236	4,718
	60,000	40,000~60,000	34	40	0.850	0.054	2,163
		60,000~			1.000	0.150	9,000
Drinking water pollution	10,000	0~10,000	25	50	0.500	0.500	0
	20,000	10,000~20,000	26	51	0.510	0.010	98
	40,000	20,000~40,000	37	50	0.740	0.230	4,604
	60,000	40,000~60,000	43	50	0.860	0.120	4,800
		60,000~			1.000	0.140	8,400

N_j : total number of "no" answers

T_j : total number of respondents

F_j = N_j/T_j

P_j = F(j) - F(j-1)

E (WTP) = lower-bounded value of bid range · P_j

대한 피해 인식 수준이 높을수록, 위해도와 확률에 대한 시험 점수가 높을수록 오히려 지불의사금액이 적었다. 단지, 여성일수록, 소득수준이 높을수록 지불의사금액이 높았다.

먹는 물 오염의 경우에는 연령이 높을수록, 환경오염에 대한 인식 수준이 높을수록, 위해도와 확률에 대한 시험 점수가 높을수록 오히려 지불의사금액이 적었다. 또한 여성일수록, 교육수준이 높을수록, 소득 수준이 높을수록, 주택을 소유하고 있는 경우, 현재 질병이 있는 경우, 삶의 질이 높을수록, 사회적 가치에 대한 피해 인식 수준이 높을수록 지불의사금액도 높았다.

3. 지불의사금액 (WTP) 추정치

1) Lower-bounded Turnbull method

각 환경 오염에 대한 지불의사 금액에 대한 Turnbull 방법에 의한 구간별 지불의사금액 기대값을 살펴보면 Table 5와 같다. 여기서 구간별 추정치의 합이 평균 지불의사금액 (mean WTP)이다.

대기 오염으로 인한 연간 5/10,000의 위해도를 감소시키기 위해 개인 지불의사금액의 평균값은

Table 6. Mean and median WTP estimated from Turnbull method (Unit: ₩)

Environmental problems	Mean	Median
Air pollution	14,700	12,900
Indoor air pollution	18,300	16,900
Drinking water pollution	17,900	10,000

약 15,000원으로 추정되었고, 실내공기 오염으로 인한 평균 지불의사금액은 약 18,000원, 먹는 물 오염으로 인한 평균 지불의사금액은 18,000원으로 추정되었다. 따라서 동일한 위해도 감소 크기라도 오염 문제에 따라 평균 지불의사금액이 상이하고, 실내공기 오염으로 인한 지불의사 금액이 가장 큰 것으로 나타났다 (Table 6). 지불의사금액의 중앙값 (median)은 평균값 (mean)보다 상대적으로 적은 값을 나타내었으며, 대기 오염으로 인한 연간 5/10,000의 위해도를 감소시키기 위해 개인 지불의사금액의 중앙값은 약 13,000원으로 추정되었고, 실내공기 오염으로 인한 지불의사금액은 약 17,000원, 먹는 물 오염으로 인한 지불의사금액은 약 10,000원으로 추정되었다. 중앙값을 이용한 지불의사금액도

Table 7. Mean and median WTP estimated from positive response models

Statistical method	Environmental problems	WTP values (₩)		
		Mean	Median	95 percentile
Weibull	Air pollution	13,530	11,954	27,930
	Indoor air pollution	51,334	19,891*	57,710
	Drinking water pollution	13,852	12,587	29,137
Log-Logistic	Air pollution	13,175	12,138	25,789
	Indoor air pollution	22,023	17,965	47,601
	Drinking water pollution	13,174	11,975	28,447
Log-Normal	Air pollution	13,048	11,868	26,435
	Indoor air pollution	20,878	17,114	44,659
	Drinking water pollution	12,492	10,913	26,522

*p < 0.05 (among WTPs of environmental problems), ANOVA

Table 8. WTP estimated from Spike model (Unit: ₩)

Environmental problems	WTP from Spike model		
	Mean	Median	95 percentile
Air pollution	10,700	9,700	27,100
Indoor air pollution	21,300	20,600*	39,800
Drinking water pollution	14,300	13,700	37,900

*p < 0.05 (among WTPs of environmental problems), ANOVA

실내공기 오염으로 인한 지불의사금액이 가장 큰 것으로 나타났고, 대기 오염과 먹는 물 오염은 반대 양상을 보였다(Table 6).

2) Positive response model

Weibull model의 경우, 대기 오염으로 인한 연간 5/10,000의 위험도를 감소시키기 위해 개인 지불의사금액의 중앙값(median)은 약 12,000원으로 추정되었고, 실내공기 오염으로 인한 지불의사금액은 약 20,000원, 먹는 물 오염으로 인한 지불의사금액은 약 13,000원으로 추정되었으며, 실내공기 오염으로 인한 지불의사금액이 통계학적으로 가장 높았다(Table 7). 또한, log-logistic이나 log-normal 모델로부터의 추정치도 Weibull 모델의 추정치와 큰 차이를 보이지 않았다.

3) "0" response를 포함하는 Spike model

"0" response를 포함하는 Spike model에서 추정된 지불의사금액 다음 Table 8과 같다. 이 모델에서 대기 오염으로 인한 연간 5/10,000의 위험도를 감소시키기 위해 개인 지불의사금액의 중앙값(medi-

an)은 약 10,000원으로 추정되었고, 실내공기 오염으로 인한 지불의사금액은 약 20,000원, 먹는 물 오염으로 인한 지불의사금액은 약 14,000원으로 추정되었으며, 실내공기 오염으로 인한 지불의사금액이 통계학적으로 유의하게 높았다.

고 찰

위해도 변화에 대한 지불의사금액을 추정하기 위한 설문지 개발과 지불의사금액 추정모형에 대한 방법론은 이 연구와 측정 대상(일반적인 사인으로 인한 사망)은 다르지만 Krupnick의 연구가 초석이 되었다. 이 연구에서는 Krupnick의 연구와는 달리 환경 문제로 인한 사망에 초점을 두었고, 세부적인 환경문제에 대한 지불의사금액을 얻고자 했다. 지불의사 금액을 추정하는 모형에서 성, 연령, 소득, 교육수준과 같은 기본 변수 이외에 응답자의 삶의 질(quality of life)이나 인식도(perception) 부분을 포함시켜 좀 더 확장된 모형을 만들려는 새로운 시도하였다. 또한 위해도 변화에 대한 지불의사금액이기 때문에, 응답자에게 확률이나 위해도에 대한 지식을 습득시키기 위한 영역을 설문에 포함시켜 응답자가 좀 더 정확한 지불의사금액을 도출할 수 있도록 고안하였다.

이 연구에서 지불의사금액을 유도하기 위하여, 해당 환경문제에 대해 세 개의 그룹(Group 1, 대기 오염 문제; Group 2, 실내공기 오염 문제; Group 3, 먹는 물 오염 문제)으로 분류하여 각각 약 200명

(총 613명)에게 설문조사를 실시하였다. 즉 동일한 설문에서 각기 다른 세 가지 환경문제에 대한 지불의사금액에 대하여 질문하지 않았다. 만약 동일한 설문에서 질문하는 경우, 응답자가 세 가지 환경문제에 대해 지불의사금액을 분할하려는 경향을 나타낼 수 있으므로, 지불의사금액이 과소 평가되는 것을 줄이기 위하여 그룹을 나누어 조사하였다.

이 때, 이 연구에서 환경문제를 세부적으로 분류한 이유는 환경오염 문제 각각에 대한 고유의 지불의사금액 추정치를 얻고, 문제간에 지불의사금액의 차이가 있는지를 검증하기 위해서였다. 만약 지불의사금액에 영향을 미칠 수 있는 각 그룹에 대한 속성들이 유의한 차이가 없다면, 상위 환경오염 문제간의 지불의사금액의 차이로 설명할 수 있다. 속성이 다른 집단이라면, 다른 속성으로 인한 지불의사금액의 차이가 발생할 수도 있기 때문이다.

따라서, 이 연구에서는 지불의사금액에 영향을 미칠 것으로 예상되는 변수들에 대해 설문조사를 하였고, 이들 속성에 대해 그룹간에 유의한 차이가 있는지를 모두 통계학적으로 검증하였다. 우선, 응답자의 일반적인 특성 중 자가 소유율을 제외하고 집단간에 유의한 차이가 없었다. 다음으로 소득이나 지출 비용, 건강 상태나 삶의 질도 집단간에 유의한 차이가 없었다. 단지 환경오염에 대한 일반적인 인식도와 위해도 인식도만이 그룹간에 유의한 차이를 나타내었다.

이들 인식도와 관련하여 인식도가 유의하게 낮은 그룹은 실내공기 오염에 대한 지불의사금액 조사 그룹이었다. 반면, 추정된 지불의사금액은 다른 오염문제보다 높았다. 이들 인식도가 추정 모형에서 통계학적으로 유의한 변수는 아니었지만 이들 방향성(즉, 인식도가 높을수록 오히려 지불의사금액은 적다)을 잘 반영하고 있다.

이와 같이 지불의사금액을 추정하는 과정에서, 모형에 이러한 인식도나 다른 변수에 대한 이들의 영향을 보정하였기 때문에, 이는 그룹간의 차이라기보다는 문제간의 차이로 설명할 수 있다. 즉 이 연구에서 실내공기 오염에 대한 지불의사금액이 통계학적으로 다른 오염문제에 비해 높았다. 이는 “nn”응답자 중 지불의사가 없는(“0”원) 비율이 대기오염이 61%로 가장 높았고, 실내공기 오염이 47%, 먹는 물 오염이 43%로, 대기 오염에 비해서는 “0”원을 차지하는 비율이 낮았고, 실내공기 오

염의 경우, 10,000원, 20,000원, 60,000원의 초기제시금액에 다른 오염문제보다 “yy” 응답율이 가장 높았기 때문으로 생각된다. 또 하나는 실내공기의 경우는 자신이 속한 영역으로 공간의 제약성 때문에 혜택을 직접적으로 받을 수 있으므로 지불의사금액이 높았을 것으로 추정된다.

Weibull model의 경우, 대기 오염, 실내공기오염 및 먹는 물 오염으로 인한 연간 5/10,000의 위해도를 감소시키기 위해 개인 지불의사금액의 중앙값(median)은 각각 약 12,000원, 약 20,000원 및 약 13,000원으로 추정되었으며, 실내공기 오염으로 인한 지불의사금액이 통계학적으로 가장 높았다. Spike model에서 대기 오염, 실내공기오염 및 먹는 물 오염으로 인한 연간 5/10,000의 위해도를 감소시키기 위해 개인 지불의사금액의 중앙값은 각각 약 10,000원, 약 20,000원 및 약 14,000원으로 추정되었으며, 실내공기 오염으로 인한 지불의사금액이 통계학적으로 유의하게 높았다.

본 연구에서는 추정 모형에 성, 연령, 소득수준, 교육 수준, 만성 질환 여부, 삶의 질, 환경 오염에 대한 인식도, 확률 및 위해도에 대한 검사 점수 등을 개인의 지불의사금액을 설명하는 변수로 포함시켜, 다른 연구보다 좀 더 세부적인 모형을 만들었다. 그러나 연구결과를 살펴보면, 유의한 변수로 연령, 소득 수준, 교육 수준, 만성질환의 유무, 확률 및 위해도 검사 점수 등이었으나, 모형간에, 환경문제간에 변수의 방향성이나 유의성에 대한 일관성은 없었다. 이는 3가지 환경문제별로 조사대상자가 각각 200명 정도로 표본수가 부족하기 때문인 것으로 판단된다.

모형에 포함되는 설명변수들은 지불의사금액을 추정하기 위하여 다양하게 선택되는데, 국내 연구 중 원자력 사고와 교통사고에 대한 위해도 감소와 관련된 연구(최광식, 2001)에서는 위해도 인식, 사회·경제학적인 특성에 대한 변수들(총 8개)을 조사하였고, 인자 분석을 통해 속성이 유사한 변수들을 묶어 Weibull 모형에 포함시켰다. 이 때, 지불의사금액은 원전 종사자(527명)와 일반 국민(1,552명)의 결과가 상이하었는데, 자동차 사고에 대한 지불의사금액은 원전 종사자가 약 27,000원, 일반 국민이 약 21,000원으로 추정되었고, 방사성 피폭에 대한 지불의사금액은 원전 종사자가 약 5,000원, 그리고 일반국민이 약 17,000원으로 추정되었

다. 본 연구의 결과와 비교해 볼 때, 서울 시민의 대기 오염, 실내 공기 오염, 먹는 물 오염으로 인한 사망 위해도에 대한 지불의사금액은 Weibull 모형의 경우 각각 12,000원, 20,000원, 13,000원으로서, 원자력 사고나 교통사고에 대한 지불의사금액보다는 다소 낮거나 유사하였다. 그러나 최광식(2001)의 연구와 본 연구와의 다른 점은 대상 문제, 초기 제시금액, 추정모형에 포함되는 설명 변수 그리고 표본수였다. 또한 지불의사금액을 얻기 위해 질문한 위해도의 감소분이 서로 다르기 때문에 지불의사금액을 직접적인 비교는 어려울 것으로 판단된다. 이는 Krupnick의 연구에서도 입증된 바 있다. 즉 위해도 감소분 크기에 따라 지불의사금액의 크기가 비례하지는 않지만 위해도 감소분의 크기가 적을 경우, 지불의사금액도 적은 것으로 기술하고 있다.

그리고 일반적인 사망 위해도 감소와 관련하여 600명을 대상으로 한 Krupnick의 연구에서는 성, 연령, 소득 수준, 교육 수준, 만성 질환, 정신 건강 및 신체 건강 척도 등의 요소들을 Spike 모델에 첨가시켰다. 이 때, 유의한 변수는 연령, 소득, 정신 건강 등이었다. 그리고 지불의사금액에 대한 방향성은 연령이 많을수록 높았다가 다시 낮아지는 경향을 보였고, 남성일수록, 소득 수준이 높을수록, 교육 수준이 높을수록 지불의사금액이 낮았고, 정신 건강 점수가 높을수록 지불의사금액이 높았다.

이러한 지불의사 모형을 통해 산출된 지불의사금액을 일반 사망 위해도 감소와 관련한 Krupnick의 결과와 이 연구에서 최적 모델로 선정한 Weibull의 결과를 비교해 보면, 미래 자원연구소의 Krupnick은 지불의사금액을 약 39,000~44,000원(2001년 원화가치)으로 추정하였고, 본 연구는 약 12,000~20,000원의 수준으로 약 2배 정도의 차이를 나타내고 있다. 이 연구와의 다른 점은 대상 문제, 초기 제시금액, 추정모형에 포함되는 설명 변수 그리고 표본수였다. 그리고 Krupnick의 연구는 본 연구와 동일한 위해도 감소분(5/10,000)에 대한 지불의사금액을 질문하였기 때문에, 간접적인 비교는 가능하다.

여기서 Krupnick의 결과는, Benefit Transfer 방법을 이용하여 우리나라 화폐가치액으로 환산한 값이다. 단순히 캐나다 달러를 원으로 환산하여 계산하는 것보다 좀 더 타당한 결과를 줄 수 있을 것

로 생각한다. Benefit Transfer 방법은 해당 지역이나 국가에 대한 연구결과가 없는 경우, 다른 지역의 연구결과를 간단한 방법으로 환산하는 일종의 지불의사금액이나 통계적 생명가치액을 구하는 방법이다.

결국, 일차적으로 대상 문제에 따라 지불의사금액이 가장 영향을 많이 받고, 지불의사금액을 조사하는 방식이나 추정 모형에 포함되는 변수에 따라 다소 영향을 받을 수 있을 것으로 판단된다. 추정 모형내에 포함되는 변수의 모수값에 대한 방향성이나 일관성은 충분한 표본수를 확보할 수 있어야 해결될 수 있을 것으로 생각된다. 따라서 차후 연구에서는 충분한 표본수를 확보하고, 개인의 일부 특성만을 가지고 지불의사금액 추정이 가능하도록 비교적 대표적인 변수를 모형에 포함시켜 표준화된 모형을 개발하는 것이 중요하다고 생각된다.

감사의 글

본 연구는 2001년도 환경부의 차세대 핵심환경 기술개발사업의 일환으로 수행되었으며 이에 감사드립니다.

참고 문헌

- 권오상. 환경경제학, 박영사, 1999.
- 김예신. 환경 문제의 우선순위 도출을 위한 비교 위해도 시스템 개발에 관한 연구, 연세대학교 대학원 보건학 박사학위 논문, 2002.
- 신영철. 이중 양분선택형 질문 CVM을 이용한 한강 수질 개선 편익 측정, 환경경제연구 1997; 6(1): 171-192.
- 신효중, 이민아. CVM을 통한 생태자원의 WTP 도출 비교, 산업과 경제학회지 1999; 9(2): 39-58.
- 엄미정. 환경재 가치측정에 관한 연구, 서울대학교대학원 협동과정 기술정책전공 경제학박사학위논문, 1999.
- 엄영숙. 만경강 수질개선 편익측정을 위한 조건부가치평가에 있어서 범위효과 분석, 자원 환경경제연구 2001; 10(3): 387-412.
- 유승훈, 김태유. 조건부 가치측정법을 이용한 서울시 오존 오염 저감정책의 편익 분석, 한국정책학회보 1999; 8(3): 191-211.
- 이충선. CVM을 이용한 수질오염의 경제적 가치평가-강릉 남대천을 대상으로, 강원대학교 경제무역학과 경제학 석사학위 논문, 2001.

- 최광식. 가상가치평가법에 의한 방사선 피폭 선량 금전 환산계수 산정; 자동차 사고 및 방사선 피폭 리스크 저감을 위한 지불 용의액 비교분석, 원자력 산업 2001; 3: 20-29.
- 황영순, 엄미정, 김태유. 수돗물 공급 신뢰도 개선의 가치 측정-조건부 가치측정법을 이용하여, 자원 환경경제 연구 1999; 8(1): 109-126.
- Alberini A. Optimal designs for discrete choice contingent valuation surveys: single-bound, double-bound and bivariate models, *Journal of Environmental Economics and Management* 1995; 28: 287-306.
- Arrow K, Solow R, Portney PR, Leamer EE, Radner R and Schuman H. Report of the NOAA panel on contingent valuation, National Oceanic and Atmospheric Administration, U.S. Department of Commerce, Washington DC, 1993.
- Carson RT, Hanemann WM and Kopp RJ. Referendum design and contingent valuation: the NOAA-panel's no-vote recommendation, *Resource for the Future*, 1996.
- Covello VT. Risk perception and communication, *Canadian Journal of Public Health* 1995; 86: 78-79.
- Hanemann WM. Welfare evaluation in contingent valuation experiments with discrete response, *American Journal of Agricultural Economics* 1984; 66: 332-341.
- Kristrom B. Spike models in contingent valuation, *American Journal of Agricultural Economics* 1997; 79: 1013-1023.
- Krupnick A, Alberini A, Cropper M, Simon N, O'Brien B, Goeree R and Heintzelman M. Age, health, and the willingness to pay for mortality risk reduction: A contingent valuation survey of Ontario residents, *Resource For the Future*, 2000.
- Mitchell RC and Carson RT. Using surveys to public goods: the contingent valuation method, *Resource for the Future*, Washinton DC, 1989.
- Pearce DW and Howarth A. Technical report on methodology: cost benefit analysis and policy responses, RIVM, 2000.
- Tietenberg T. Environmental and natural resource economics, Addison-Wesley Longman, 2000.
- US EPA. Guideline for preparing economic analysis, Office of the Administrator, September, EPA-240-R-00-003. 2000.
- US EPA. Regional and state planning branch, A guidebook to comparing risks and setting environmental priorities, Washington DC, 1993.
- Ware JE Jr, Kosinski M and Keller S. SF-36 physical and mental health summary scales, A User's Manual, Lincoln, RI: Quality Metric, 1997.
- WHOQOL Group. The World Health Organization Quality of Life Assessment, Development and General Psychometric Properties, *Soc. Sci. Med.* 1998; 46(12): 1569-1585.