자원·환경경제연구 제22권 제2호
Environmental and Resource Economics Review
Volume 22, Number 2, June 2013 : pp. 281~307

조건부 가치측정법에서 영(0)의 응답처리를 위한 모수적 추정법과 비모수적 추정법의 비교연구†

이주석* · 최은철**

요 약 : 조건부 가치측정법 연구에서 제시금액에 대한 지불의사가 없다는 영(0)의 지불의사 비중이 높을 경우 영의 지불의사를 밝히는 응답 자료들을 어떻게 처리해야 하는가를 두고 논란이 있다. 이에 본 연구에서는 이산화탄소 저감정책에 대한 설문조사결과를 활용하여 보다 합리적으로 영의 지불의사를 밝히는 응답 자료들을 처리할 수 있는 모형들을 비교 분석함으로써 학술적 시사점을 제공하고자 한다. 이를 위하여 본 연구에서는 스파이크모형을 포함한 혼합모형 등 모수적 추정법 뿐만 아니라 다양한 비모수적 추정법의 추정결과를 비교분석하고자 하였다. 분석결과, 모형에 따라서 다른 값들이 도출되었으며, 각각의 모형들의 한계점도 확인할 수 있었다. 이러한 점을 볼 때, 향후 CVM 연구에서는 특정 방법론을 이용하는 것 보다는 보다 보수적인 추정치를 제공하는 방법론을 이용하는 것이 적절한 것으로 판단된다.

주제어 : 영의 지불의사, 혼합모형, 스파이크모형, 비모수추정법

JEL 분류 : Z0

접수일(2012년 10월29일), 수정일(2013년 1월17일), 게재확정일(2013년 6월 5일)

† 본 연구는 호서대학교 교내연구비의 지원을 받아서 진행되었음.(과제번호 2013-0099)

* 호서대학교 경제통상학부 조교수 (제1저자)(e-mail: leejoosuk@hoseo.edu)

** 고려대학교 경제학과 박사과정 (교신저자)(e-mail: aidster@korea.ac.kr)

A Comparison of Parametric and Non-parametric Approaches Dealing with Zero Responses in CVM Research

Joosuk Lee* and Eun-Chul Choi**

ABSTRACT : There has been some debates about zero willingness to pay in contingent valuation method research. Therefore, this paper tries to estimate and compare the results of various models to handle zero willingness to pay responses. For this purpose, we have employed parametric estimation such as the mixed model and the spike model, as well as non-parametric estimations. As a result, these models derived WTP estimate different from conventional model, but they also show some weakness. Therefore, in future research, more conservative estimate of the model should be to use rather than specific model.

Keywords : zero response, mixture model, spike model, non-parametric estimation method

Received: October 29, 2012. Revised: January 17, 2013. Accepted: June 5, 2013.

* Assistant Professor, Division of Economics and Commerce, Hoseo University(e-mail: leejoosuk@hoseo.edu)
** Ph. D. candidate, Department of Economics, Korea University(e-mail: aidster@korea.ac.kr)

I. 서 론

조건부 가치측정법(contingent valuation method, CVM)에서 지불의사액(willingness to pay, WTP) 도출에 주로 사용되는 양분선택형(dichotomous choice) 질문법은 특정 금액을 응답자들에게 제시한 후 해당 금액의 수용여부를 묻는 방식이다. 한편 제시금액에 대한 응답자들의 지불의사 없음 응답의 비율이 높은 경우, 양분선택형 질문을 통해 유도된 WTP 추정치가 영(0)보다 작은 경우를 발견하게 된다. 실제로 Lockwood et al.(1994), Berrens et al.(1998) 등의 연구에서 응답자들의 WTP가 영이 되거나 음(-)이 되는 경우가 발견되었다. Kriström(1990)은 공공사업이나 정책의 내용에 따라 그로 인한 수혜·피해계층이 있음을 지적하고, WTP가 음(-)의 값으로 추정될 수 있음을 지적하였으며, Bohara et al.(2001)은 사업자체가 논란이 많을 경우나 응답자들이 이러한 가상적인 질문이나 정부의 개입 자체를 싫어하는 경우에는 영(0)의 지불의사를 가지거나 음(-)의 WTP를 가질 수 있다고 지적하였다.

한편 국내에서 시행된 많은 CVM 연구에서 제시금액에 대하여 지불의사가 없다는 비중이 50% 이상을 상회하는 경우가 많이 발견되고 있으며, 이와 같이 지불의사가 없는 응답자의 비율이 높을 경우 일반적인 CVM 모형을 적용하면 음(-)의 WTP가 도출되거나 통계적으로 유의한 수준의 WTP를 도출하기 어렵다. 이러한 이유로 한국개발연구원의 예비타당성조사에 적용되는 CVM 연구에서는 제시금액에 대해 지불의사가 없다는 응답자들을 대상으로 지불거부의 이유를 묻는 캐어묻기(debriefing or probing) 질문을 통해 진정한 지불거부(protest bids) 응답과 영의(true zero) WTP 응답을 식별한 후, 진정한 지불거부 응답은 비합리적 지불의사로 간주하여 분석대상 자료집합에서 제외하고 분석하고 있다.[1)]

이와 같이 식별된 지불거부 응답을 비합리적인 지불의사로 간주하여 분석대상에서 제외하는 것은 일면 합리적으로 판단될 수 있다. 그러나 전체 표본에서 진정한 지불거부 응답의 비중이 매우 높은 경우 CVM 조사대상 자체에 대한 거부감이 커

1) 예비타당성조사에서 적용되는 CVM 설문 시행시 지불거부자들에 대해 추가적으로 지불의사가 없는 이유를 묻고 '이미 충분한 세금을 내고 있다.', '정부가 이미 이 분야에 많은 돈을 투자하고 있다.', '판단할 만한 정보가 주어져 있지 않다.', '추가적인 세금이 해당사업을 위해 쓰여지지 않을 것이다.' 등의 이유로 지불의사가 없다고 응답한 경우에는 진정한 지불거부자로 보고 CVM 분석에서 제외하고 있다.

서 이런 현상이 발생했을 가능성이 큼에도 불구하고, 오히려 지불거부 응답의 제거로 인해 WTP가 크게 추정되는 경우가 발생할 수 있기 때문에 이와 같이 지불거부 응답을 제외하고 분석하는 것은 문제가 있다. 한편 지불의사가 영(0)인지 여부에 대한 캐어묻기(debriefing or probing) 질문을 활용할 경우 진정한 영(0)의 WTP를 가진 응답자를 분별할 수 있음에도 일반적인 CVM 모형에서는 지불의사가 제시금액보다는 작지만 영(0)보다 큰 경우와 영(0)의 WTP를 동일하게 간주한다는 문제점을 가지고 있다.

이와 같이 제시금액에 대한 지불의사 없음의 응답비율이 높은 경우 보다 엄밀한 WTP의 추정을 위해서는 크게 두 가지 방식의 접근이 논의되어 왔다. 우선 캐어묻기 질문을 활용하여 지불의사가 제시금액보다는 작지만 영(0)보다 큰 경우와 영(0)의 WTP로 나누어 분석하는 모형들이 활용되어 왔다. 이와 관련하여 널리 활용된 대표적인 활용방법으로는 WTP 분포를 영에서의 점 질량(point mass)과 관련된 분포와 양의 실수 영역에서 정의되는 두 가지 분포의 혼합으로 정형화한 혼합모형(mixture model)과 혼합모형의 일종으로 WTP 분포가 음(-)의 부분이 영에서 절단된 것으로 보고 영(0)에서의 스파이크(spike)를 허용하는 스파이크 모형(spike model)이 있다. 한편 일반적인 양분선택형 모형에서 WTP 추정치가 음(-)의 값을 갖는 것은 WTP의 분포가 음(-)의 영역에서도 분포하기 때문이다. 따라서 이러한 문제를 해결하기 위하여 Boman et al.(1999)과 Habb and McConnell(1997), Watanabe and Asano(2009) 등이 제안한 비모수적 접근법(non-parametric approach)을 활용할 경우 WTP가 분포에 대한 가정을 완화할 수 있다(엄영숙 외, 2011).[2)]

기존의 국내외 연구를 살펴보면 영(0)의 응답처리를 위하여 개별적으로 스파이크 모형이나 혼합모형 또는 비모수적 접근법들을 적용한 연구들이 있지만 동일한 자료를 활용하여 실증적으로 이러한 방법론들의 추정치를 비교·분석한 연구가 거의 없다. 이에 본 연구에서는 이산화탄소 저감정책에 대한 CVM 응답 자료를 활용하여

2) 익명의 심사위원이 지적한 바와 같이 비모수적 접근법의 적용결과는 기본적으로 truncated mean이며 스파이크 모형 및 혼합모형 등 모수적 접근법의 적용결과는 0의 응답을 포함하는 모형이다. 두 접근법은 철학적으로 차이가 있음에도 불구하고 국내에서는 영(0)의 응답처리를 위해서 두 접근법 중 하나의 적용이 적절하다는 논의가 있기 때문에 본 연구에서는 영(0)의 응답처리를 위한 방법론들을 병렬적으로 비교·분석한다는 관점에서 두 접근법들을 비교·분석하고자 한다.

혼합모형과 혼합모형의 일종인 스파이크 분석법 등 모수적 접근법과 Boman et al.(1999)과 Habb and McConnell(1997) 등이 제안한 비모수적 접근법을 적용하여 분석과정에서 발생할 수 있는 문제점을 살펴보고 분석결과를 검토하고자 한다.

한편 본 연구에서는 비모수적 접근법 중 비교적 최근에 제안되었지만 국내에서는 실제 적용사례가 없는 Watanabe and Asano(2009)의 비모수적 접근법을 적용하였다. 또한 본 연구는 기존에 널리 적용되어온 단일경계모형(single bounded dichotomous choice)뿐만 아니라 단일경계모형보다 효율성을 개선하면서 이중경계모형(double bounded dichotomous choics)의 반응효과를 줄일 수 있는 것으로 알려진 1.5 경계모형(one-and-one half dichotomous choice)를 비교·분석하고자 하였다.

이후 본 연구의 순서는 다음과 같다. 우선 II장에서는 본 연구에서 분석하고자 하는 모형들에 대하여 논의한다. 또한 III장에서는 추정결과들을 살펴보고 IV장에서는 연구결과를 간단하게 요약하면서 연구결과의 시사점을 제시한다.

II. 연구방법론

1. 모수적 접근법

(1) 일반적인 모형

본 연구는 효용격차모형에 근거하여 양분선택형 조건부 가치측정 자료로부터 각 개인의 힉스적 보상잉여를 도출하였다.[3)] 응답자가 자신의 효용함수를 정확하게 알고, 주어진 화폐소득과 개인의 특성들에 근거하여 이산화탄소 저감으로 인해 느끼는 효용은 간접효용함수($v\ (j,y;s)$, y : 소득, s : 개인의 관찰 가능한 특성들)로 표현된다. 한편 연구자가 직접 관측할 수 없는 부분이 존재하므로 확률적 성분도 갖게 되어 응답자의 효용함수는 다음과 같이 표현된다.

---

3) 양분선택형 자료를 분석하는데 있어 Cameron and James(1987)는 효용격차모형의 대안으로 지출함수에 근거한 WTP 추정 모형을 제안했다. McConnell (1990)은 효용격차모형과WTP모형이 서로 쌍대관계(duality)에 놓여 있음을 증명하면서 두 모형간의 선택은 연구자 스타일의 차이에서 기인하는 문제이지 옳고 그름의 문제가 아님을 밝힌 바 있다. 게다가 효용격차모형은 확률효용모형의 틀에서 전개되고 있어 보다 많은 실증연구에서 사용되고 있다. 따라서 본 연구에서는 효용격차모형만 고려한다.

$$u(j,y;s) = v(j,y;s) + \epsilon_j,\ \ j=0,1,\epsilon_j \sim i,i,d\ \ N(0,\sigma_j^2) \tag{1}$$

만약, 응답자가 'A금액을 지불할 의사가 있느냐?'라는 질문에 대해 '예'라고 응답하는 경우, 효용함수는 $u(1,y-A;s) \geq u(0,y;s)$이다. 즉, 이산화탄소 저감정책을 시행하지 않은 상태에서 누리는 효용보다 소득의 감소에도 불구하고 이산화탄소 저감정책을 시행함으로써 얻는 효용이 더 커짐을 의미한다. 이는 다시 $v(1,y-A;s) + \epsilon_1 \geq v(0,y;s) + \epsilon_0$로 나타낼 수 있고, 변형하면 식 (2)와 같은 효용격차함수로 나타난다.

$$\Delta v = v(1,y-A;s) - v(0,y;s) \geqq \epsilon_0 - \epsilon_1 = \eta \tag{2}$$

여기서, 1과 0은 각각 이산화탄소 저감정책의 시행여부를 나타내며, η는 $\epsilon_0 - \epsilon_1$이며 효용격차의 분포를 정형화하기 위한 확률변수이다. 각 응답자는 이산화탄소 저감정책 시행을 통해 얻을 수 있는 간접효용의 증가분(Δv)이 양(+)이면 '예'라고 답하고 제시금액의 지불에 대해 동의하는 것으로 개인의 효용을 증가시킬 것이다. 따라서 응답자가 '예' 응답을 할 확률은 다음의 식 (3)과 같다.

$$\Pr(Yes) = \Pr(\Delta v \geqq \eta) = F_\eta(\Delta v) \tag{3}$$

$F_\eta(\cdot)$는 확률변수 η의 누적분포함수이다. 그런데 응답자가 실제로 지불의사질문에 대해 '예'라는 응답을 하였다면 확률변수인 WTP C에 대하여 $\Pr(\mathrm{Yes}) = \Pr(A \leq C) = 1 - G_C(A)$ 임을 의미한다. 따라서 η의 누적분포함수는 다음의 식 (4)와 같이 나타낼 수 있다. 여기서 $G_C(A)$는 확률변수 C의 누적분포함수이며, A는 제시된 금액이다.

$$F_\eta(\Delta v) = 1 - G_C(A) \tag{4}$$

Hanemann(1984)의 지적에 따르면 식 (4)는 확률효용이론의 맥락에서 효용극대화 응답으로 해석될 수 있고, $G_C(\cdot)$는 개인의 참 최대 WTP의 누적분포함수가 된다. 결국, WTP모형을 추정한다는 것은 누적분포함수 $G_C(\cdot)$의 모수를 추정하는 것을 의미한다.

한편 본 연구는 단일경계모형과 1.5경계모형을 비교분석하기 위하여 1.5경계모형 방식으로 설문방식을 채택하였다. 1.5경계모형의 설문은 첫 번째 질문에 하한 제시금액 A^l가 제시된 경우와 첫 번째 질문에 상한 제시금액 A^u가 제시된 경우로 나눌 수 있다. 첫 번째 질문에 하한 제시금액 A^l가 제시된 경우 응답자가 '예'라고 응답한 경우에만 후속질문으로 상한 제시금액 A^u가 제시된다. 반면에 첫 번째 질문에 상한 제시금액 A^u가 제시된 경우 응답자가 '아니오'라고 응답한 경우에만 후속질문으로 하한 제시금액 A^l가 제시된다.

따라서 1.5경계모형의 경우 하한 제시금액(A^l)에 대해 '아니오'라고 대답할 확률을 $G_C(A^l)$, 상한 제시금액(A^u)에 대해 '아니오'라고 대답할 확률을 $G_C(A^u)$라 가정하면, 로그-우도함수는 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned}\ln L = \sum_{i=1}^{N} (I_i^{YY} \ln[1 - G_C(A_i^u)] + I_i^{YN} \ln[G_C(A^u) - G_C(A_i^l)] \\ + I_i^N \ln G_C(A_i^l) + I_i^Y \ln[1 - G_C(A_i^u)] \\ + I_i^{NY} \ln[G_C(A^u) - G_C(A_i^l)] + I_i^{NN} \ln G_C(A_i^l))\end{aligned}$$

$$\begin{cases} I_i^{YY} = \mathbf{1}(i\text{번째 응답자의 응답이 '예}-\text{예'}) \\ I_i^{YN} = \mathbf{1}(i\text{번째 응답자의 응답이 '예}-\text{아니오'}) \\ I_i^{N} = \mathbf{1}(i\text{번째 응답자의 응답이 '아니오'}) \\ I_i^{Y} = \mathbf{1}(i\text{번째 응답자의 응답이 '예'}) \\ I_i^{NY} = \mathbf{1}(i\text{번째 응답자의 응답이 '아니오}-\text{예'}) \\ I_i^{NN} = \mathbf{1}(i\text{번째 응답자의 응답이 '아니오}-\text{아니오'}) \end{cases} \tag{5}$$

여기서 $\mathbf{1}(\cdot)$는 인디케이터함수(indicator function)이다. 즉, $\mathbf{1}(\cdot)$의 괄호 안이 조건이 만족되면 1을 취하고, 아니면 0을 취한다.

반면에, 단일경계모형의 경우에는 i번째 응답자가 처음 제시받은 금액에 대한 정보만을 이용하여, 자료를 단일경계모형으로 구성한 후 평균 WTP를 도출하게 된다. 따라서 처음 제시받은 금액(A)에 대해 '아니오'라고 대답할 확률을 $G_C(A)$라 가정[4)]하면, 평균 WTP를 구하기 위한 로그-우도함수는 다음과 같이 표현된다.

$$\ln L = \sum_{i=1}^{N} I_i^Y \ln[1-G_c(A_i)] + I_i^N \ln G_c(A_i)$$
$$\begin{cases} I_i^Y = \mathbf{1}(i\text{번째 응답자의 응답이 첫 번째 제시금액에서 '예'}) \\ I_i^N = \mathbf{1}(i\text{번째 응답자의 응답이 첫 번째 제시금액에서 '아니오'}) \end{cases} \tag{6}$$

(2) 혼합모형과 스파이크 모형

한편 응답자의 본 연구에서 활용한 설문조사의 응답결과 응답자의 47.8%가 제시금액에 대하여 지불의사가 없다고 응답하였다. 또한 이와 관련하여, 본 연구에서 사용한 설문지에는 첫 번째 질문에 하한 제시금액 A^l 제시된 경우에 대하여 "아니오"라고 응답한 응답자와 첫 번째 질문에 상한 제시금액 A^u가 제시된 경우에 대하여 두 번의 질문에서 "아니오-아니오"라고 응답한 응답자에 대해 단 1원의 지불의사가 있는지 없는지를 물어보는 질문도 포함되어 있다. 이 질문에 대해 "지불할 의사가 있다"고 응답한다면 양(+)의 WTP를 가지며, "지불할 의사가 없다"고 응답한다면 영의 WTP를 가질 것이다. 따라서 스파이크 모형에서는 제시금액(A)에 대하여 '아니오'의 응답을 영의 응답과 제시금액(A)보다 작은 양의 WTP로 구분되므로, 식(5)의 I_i^N과 I_i^{NN}은 I_i^{NY} 와 I_i^{NN}, I_i^{NNY}와 I_i^{NNN}로 세분화된다.

---

4) 앞서 밝힌바와 같이, 설문조사 단계에서 응답자들은 단 한번 답변을 하는 응답자와 두번의 질문에 대해 답을 하는 응답자로 구분된다. 이 경우, 2회의 질문에 대해 답변을 하는 응답자들은 1회의 질문에 대한 답변에 종속적인 반면, 1회의 질문에 대한 답변은 2회의 질문에 대한 답변에 독립적이라고 보는 것이 합리적이다. 이러한 가정 하에서, 첫 번째 질문에 대한 응답 자료만을 고려할 경우, 단일경계모형으로 WTP를 추정할 수 있다.

$$\begin{cases} I_i^{NY} = \mathbf{1}(i\text{번째 응답자의 응답이 "아니오} - \text{예"}) \\ I_i^{NN} = \mathbf{1}(i\text{번째 응답자의 응답이 "아니오} - \text{아니오"}) \end{cases}$$
$$\begin{cases} I_i^{NNY} = \mathbf{1}(i\text{번째 응답자의 응답이 "아니오} - \text{아니오} - \text{예"}) \\ I_i^{NNN} = \mathbf{1}(i\text{번째 응답자의 응답이 "아니오} - \text{아니오} - \text{아니오"}) \end{cases} \tag{7}$$

한편 단일경계모형의 경우 식(6)의 I_i^N은 I^{NY}, I_i^{NN}과 I^{NNN}로 세분화된다.[5)]

$$\begin{cases} I_i^{NY} = \mathbf{1}(i\text{번째 응답자의 응답이 "아니오} - \text{예"}) \\ I_i^{NN} = \mathbf{1}(i\text{번째 응답자의 응답이 "아니오} - \text{아니오"}) \\ I_i^{NNN} = \mathbf{1}(i\text{번째 응답자의 응답이 "아니오} - \text{아니오} - \text{아니오"}) \\ I_i^{NNY} = \mathbf{1}(i\text{번째 응답자의 응답이 "아니오} - \text{아니오} - \text{예"}) \end{cases} \tag{8}$$

이제 혼합 모형과 스파이크 모형의 이론적 측면에 대해 살펴본다. 혼합 모형의 경우 영의 WTP 응답과 관련된 분포와 양(+)의 WTP 응답과 관련된 분포의 두 가지 분포의 혼합으로 해석될 수 있다. 즉, WTP의 수준을 C라 하면 C는 $G_C(A\,;\rho, x)$로 정의되는 누적분포함수(cdf, cumulative distribution function)를 가진다. 여기서 x는 모수의 벡터이다. 이제 WTP의 누적분포함수가 다음과 같은 형태를 가진다고 가정하자.

$$G_C(A\,;\rho, x) = \begin{cases} 0, & \text{if } A < 0 \\ \rho, & \text{if } A = 0 \\ \rho + (1-\rho)F(A\,;x) & \text{if } A > 0 \end{cases} \tag{9}$$

여기서, $F(A\,;x)$는 양의 실수에서 정의되는 누적분포함수로 연속함수이며 $F(0\,;x) = 0$을 만족하고, ρ는 확률로 0에서 1사이의 값을 가진다.

---

5) I_i^{NY}는 상한제시금액(하한제시금액)에서 “아니오”, 하한제시금액(영의 제시금액)에서 “예”라고 응답한 응답자를 의미하며, I_i^{NN}의 경우 하한제시금액에서 “아니오”, 영의 제시금액에서 “아니오”라고 응답한 응답자를 의미하며, I_i^{NNN}의 경우 상한제시금액, 하한제시금액, 영의 제시금액 모두 “아니오”라고 응답한 응답자를 의미한다.

이에 반해, 스파이크 모형은 영의 WTP 응답에 대해서 특정 분포를 가지는 혼합 모형과 달리, 특정한 값을 가진다고 가정한다. 즉, 식(9)는 다음 식(10)과 같이 정의 된다.

$$G_C(A;x) = \begin{cases} F(A;x) & \text{if } A > 0 \\ F(0;x) & \text{if } A = 0 \\ 0 & \text{if } A < 0 \end{cases} \tag{10}$$

여기서, $F(A;x)$는 양의 실수에서 정의되는 누적분포함수로 연속함수이며, 통상적으로 로지스틱(logistic) 분포를 가정한다. 이에 따라, 식(10)은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$G_C(A;x) = \begin{cases} [1+\exp(a-bA)]^{-1} & \text{if } A > 0 \\ [1+\exp(a)]^{-1} & \text{if } A = 0 \\ 0 & \text{if } A < 0 \end{cases} \tag{11}$$

식 (10)에서 확인할 수 있듯이, $G_C(A;\rho,x)$는 연속함수가 아니다. 이 함수는 영에서 점 질량을 가지는데, ρ란 모수로 표현된다. WTP는 ρ의 확률로 $A=0$의 단위 질량(unit mass)을 갖는 첫 번째 분포로부터 추출되며, $1-\rho$의 확률로 두 번째 분포 $F(A;x)$로부터 추출된다. ρ는 확률이므로 0에서 1사이의 값을 갖도록 이 혼합모형에 제약을 가하기 위해, ρ를 다음과 같은 로지스틱(logistic) 분포에 적합되도록 정형화하는 것이 바람직하다.

$$\rho = \frac{\exp(\lambda)}{1+\exp(\lambda)} \tag{12}$$

여기서 극한값의 몇 가지 성질을 이용하면 $\lambda \to -\infty$일 때 $\rho \to 0$이 되며, $\lambda \to \infty$일 때 $\rho \to 1$이 됨을 쉽게 확인할 수 있다. 따라서 λ이 어떤 값을 갖더라고 ρ는 항상 0에서 1사이의 값을 가지게 된다.

따라서 1.5 경계모형의 로그-우도함수는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\ln L = \sum_{i=1}^{N} (& I_i^{YY} \ln(1-\rho)[1 - G_C(A_i^u)] + I_i^{YN} \ln(1-\rho)[G_C(A^u) - G_C(A_i^l)] \\ & + I_i^{NY} \ln(1-\rho)\, G_C\left(A_i^l; x\right) + I_i^{NN} \ln\rho \\ & + I_i^{Y} \ln(1-\rho)\,[1 - G_C(A_i^u)] + I_i^{NY} \ln(1-\rho)\,[G_C(A^u) - G_C(A_i^l)] \\ & + I_i^{NNY} \ln(1-\rho)\, G_C\left(A_i^l; x\right) + I_i^{NNN} \ln\rho \end{aligned} \tag{13}$$

또한 단일 경계모형으로 구성한 응답 자료를 이용한 혼합모형의 로그-우도함수는 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned}\ln L = \sum_{i=1}^{N} & I_i^{Y} \ln(1-\rho)[1 - G_C(A_i; x)] \\ & + (I_i^{NY} + I_i^{NNY}) \ln(1-\rho)[G_C(A; x) - G_C(0; x)] \\ & + (I_i^{NN} + I_i^{NNN}) \ln\rho \end{aligned} \tag{14}$$

한편, 식(11)을 이용한 1.5 경계 스파이크 모형의 로그-우도함수는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\ln L = \sum_{i=1}^{N} (& I_i^{YY} \ln[1 - G_C(A_i^u)] + I_i^{YN} \ln[G_C(A^u) - G_C(A_i^l)] \\ & + I_i^{NY} [G_C(A^{l_i}; x) - G_C(0; x)] + I_i^{NN} \ln[G_C(0; x)] \\ & + I_i^{Y} \ln[1 - G_C(A_i^u)] + I_i^{NY} \ln[G_C(A^u) - G_C(A_i^l)] \\ & + I_i^{NNY} [G_C(A^{l_i}; x) - G_C(0; x)] + I_i^{NNN} \ln[G_C(0; x)] \end{aligned} \tag{15}$$

또한 단일 경계모형으로 구성한 응답 자료를 이용한 스파이크 모형의 로그-우도

함수는 다음과 같이 정의된다.

$$\ln L = \sum_{i=1}^{N} I_i^Y \ln[1 - G_C(A_i; x)] + (I_i^{NY} + I_i^{NNY}) \ln[G_C(A_i; x) - G_C(0; x)] \\ + (I_i^{NN} + I_i^{NNN}) \ln[G_C(0; x)] \tag{16}$$

식 (14)와 (15) 모두, 스파이크는 $1/\ln[1+\exp(a)]$로 정의되며 표본에서 영의 WTP를 갖는 응답자의 비중을 의미한다.

한편 혼합모형에서 WTP의 양의 값은 와이불(Weibull), 감마(Gamma), 로그-정규(log-normal), 베타(Beta) 등의 분포 중에 하나를 따르는 것으로 가정할 수 있다. 이 분포들은 전부 양의 값에 대해서만 정의되기 때문이다. 본 연구에서는 WTP의 양의 부분이 와이불 확률변수라 가정한다. 이것은 거의 대부분의 실증연구에서 분석의 편의상 와이불 분포를 이용하기 때문이다. 즉, 와이불 확률변수를 가정한 WTP의 양의 값에 대한 누적분포함수는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$F(A; x) = F(A; c, \delta) = 1 - \exp(-\delta A^c), \text{ for } A \geqq 0 \tag{17}$$

식 (11)을 이용하면 혼합모형의 WTP 평균값에 대한 공식을 다음과 같이 유도할 수 있다.

$$E(C) = \int_0^\infty [1 - G_C(A;\rho,c,\delta)]dA - \int_{-\infty}^0 G_C(A;\rho,c,\delta)dA \\ = (1-\rho)\left(\frac{1}{\delta}\right)^{1/c} \Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \tag{18}$$

여기서 $\Gamma(\cdot)$는 양의 영역에서만 정의되는 성질을 가진 감마함수(gamma function)를 나타내는데 $\Gamma(t)$은 다음과 같이 정의된다.

$$\Gamma(t) = \int_0^{\infty} u^{t-1} e^{-u} du \tag{19}$$

한편, 스파이크 모형의 평균값 WTP는 다음과 같이 추정된다.

$$\overline{WTP} = (1/b)\ln[1+\exp(a)] \tag{20}$$

2. 비모수적 접근법

앞서 살펴본 모수적 접근법과 달리 분포에 대한 가정을 하지 않을 경우, 비모수접근법을 활용할 수 있다. 일반적인 비모수적 접근법의 절차는 다음과 같다. 우선 각각의 제시금액을 $A_1, A_2, \ldots, A_k$라고 표현하고, $A_1 < A_2 < \ldots < A_k$라고 한다면 각각의 제시금액에 대해서 다음 식 (19)와 같은 '예' 응답의 확률 수열을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} &\hat{\theta} = (\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \ldots, \hat{\theta}_k) \\ &where,\ \hat{\theta}_i = k_i / n_i \end{aligned} \tag{21}$$

여기에서, n_i는 각 제시금액에 대한 응답자의 총수이며, k_i는 제시금액 C_i에서 지불의사가 있는 응답자의 수이다.

Ayer et al.(1955)에 따르면, 만약 $\hat{\theta}$이 단조 비증가(monotone non-increasing)하는 즉, 제시금액의 증가에 따라 감소하는 확률의 수열이라면, 이 수열을 이용하여 분포무관 최우추정치(distribution free maximum likelihood estimates)를 구할 수 있다. 만약 이 수열이 단조 비증가하는 확률의 수열이 아닐 때에는, Kriström(1990)이 제안한 선형내삽법(linear interpolation)을 사용하여 다음 식 (26)과 같은 방법으로 응답확률의 수열이 단조 비증가할 때까지 반복적으로 보정한다.

$$\hat{\hat{\theta}}_i = (k_i + k_{i-1}) / (n_i + n_{i-1}) \tag{22}$$

본 연구에서는 이러한 방식으로 구한 확률들을 바탕으로 Habb and McConnell (1997)이 제안한 Turnbull 추정법과 Boman et al.(1999)이 제안한 Laspeyres and Paasche 추정법을 통해 각각의 WTP를 구하고자 한다.

1) Habb and McConnell(1997)의 Tumbull 추정법

Habb and McConnell(1997)이 제안한 Turnbull 추정법의 WTP 도출방식은 다음과 같다.

① 각각의 제시금액에서 지불하지 않겠다는 비율($F_i = 1-(k_i/n_i)$)을 구한다.
② 만약 $F_{i+1} \leq F_i$라면, A_i 와 A_{i+1}의 지불 거부 비율을 선형내삽하고, 그 범위를 (A_i, A_{i+2})로 정한다.
③ 모든 제시금액에서 $F_{i+1} > F_i$가 될 때까지, 위의 과정을 반복한다.

이러한 과정을 거친 후, 최종적인 Turnbull 누적분포함수(Turnbull cumulative density function)을 구한 후 다음 식(23)을 통해 WTP를 구한다. 이렇게 도출된 WTP는 WTP의 하한(lower bound)가 된다.

$$E(WTP) = \sum_{i=1}^{k} A_{i-1} p_i \tag{23}$$

여기서 A_i는 i번째 제시금액을 의미하며, p_i는 $F_i - F_{i-1}$을 의미한다.

한편 WTP의 표준편차는 다음의 식 (24)와 같다.

$$SE(LB_{WTP}) = \sqrt{\sum_{i=1}^{k+1} A_{i-1}^2 \left(V(F_i) + V(F_{i-1})\right) - 2\sum_{i=1}^{k} A_i A_{i-1} V(F_i)} \tag{24}$$

여기에서, $V(F_i)$는 i번째 제시금액에서 지불하지 않겠다는 응답수의 비율 F_i의 분

산이며, 이는 $(F_i(1-F_i))/n_i$를 통해 계산할 수 있다.

2) Boman et al.(1999)의 Laspeyres and Paasche 추정법

Boman et al.(1999)이 제안한 Laspeyres and Paasche 추정법은 각각 WTP의 하한과 상한을 구하는 것으로, 그 방법은 다음 식(25)와 식(26)과 같다.

$$\widehat{\mu_P}=\sum_{i=0}^{k-1}\widehat{\theta}_i(|A_{i+1}|-|A_i|) \tag{25}$$

$$\widehat{\mu_L}=\sum_{i=0}^{k-1}\widehat{\theta_{i+1}}(|A_{i+1}|-|A_i|) \tag{26}$$

여기에서, $\widehat{\mu_P}$는 WTP의 상한을 의미하며, $\widehat{\mu_L}$은 WTP의 하한을 의미한다. 그리고 $\widehat{\theta}_i$는 선형내삽을 통해 보정된 최종적인 응답비율이다. 또한 각각의 추정치에 대한 분산은 다음 식 (27)과 (28)로 추정할 수 있다.

$$\widehat{\sigma^2_{\mu_P}}=\sum_{i=0}^{k-1}(A_{i+1}-\widehat{\mu_P})^2(\widehat{p_i}-\widehat{p_{i+1}}) \tag{27}$$

$$\widehat{\sigma^2_{\mu_L}}=\sum_{i=0}^{k-1}(A_{i+1}-\widehat{\mu_L})^2(\widehat{p_i}-\widehat{p_{i+1}}) \tag{28}$$

앞서 보았던 Habb and McConnell(1997)의 Turnbull 추정법과 마찬가지로, 마지막 제시금액인 A_{k+1}(지불의사가 있는 응답자가 0인 제시금액)을 정의하는 것이 중요한 문제가 된다. 이에, Kriström(1990)은 주어진 $(A_k, \widehat{\theta_k})$와 $(A_1, \widehat{\theta_1})$의 정보를 이용하여 선형외삽법(linear extrapolation)을 통해 A를 정의한다.[6)]

3) Watanabe and Asano(2009)의 추정법

Watanabe and Asano(2009)는 비모수적 접근법이라는 점을 제외하면 Habb and McConnell(1997)과 Boman et al.(1999)의 접근법과는 추정방식이 다르다.

제시금액 A에 대하여 지불하겠다는 의사를 k라고 정의한다면, k는 1 또는 0의 값을 가지게 된다. 그러므로 제시금액 A에 대해서 지불하겠다고 응답할 확률, 즉 응답자에 대한 제시금액 A보다 응답자의 WTP C가 클 확률을 식으로 표현하면 다음 식 (29)과 같다.

$$\Pr(k=1|A) = \Pr(A \leq C) \tag{29}$$

한편 k는 1 또는 0을 가지므로 응답자 WTP C가 제시금액보다 클 확률은 결국 제시금액 A가 주어졌을 때의, k의 기댓값과 동일한데, 이는 다음 식 (30)을 통해 알 수 있다.

$$1 \times \Pr(k=1|A) + 0 \times \Pr(k=0|A) = E(k|A) \tag{30}$$

Watanabe and Asano(2009)는 $f(A)$를 확률변수 A의 확률밀도함수라고 정의한 후, 다음과 같이 가정한다.

① 제시금액 A는 응답자들의 WTP 분포의 구간인 $[0, B^*]$에서 연속분포함수를 따르며, $f(A) \neq 0$이다. 여기에서 B^*는 응답자들이 이론적으로 해당 재화에 대해서 가지는 최대 WTP이다.

② 응답자들의 WTP 분포의 구간 $[0, B^*]$는 설문조사에서 제시된 제시금액 분포의 구간 $[0, B]$와 동일하다고 가정한다. 여기에서 B는 연구자가 응답자들에게 제시하는 최대 금액이다.

6) 선형외삽법(linear extrapolation)이란 자료에서 구한 $(A_k, \hat{\theta}_k)$와 $(A_1, \hat{\theta}_1)$를 이용하여, 하나의 직선을 구하는 방법이다. 그 직선의 방정식을 이용하면, $\hat{\theta}$이 0이 되는 제시금액 A를 구할 수 있다.

③ 제시금액의 분포 $f(A)$는 균등분포(uniform distribution)을 따른다.
④ (k_i, A_i)는 독립적이며 동일한 분포를 가정한다.

이러한 가정을 도입하면, 단일 경계모형으로 구성된 응답 자료를 이용한 평균 WTP는 다음 식 (31)과 같이 계산 가능하다.

$$\begin{aligned} E(WTP) &= \int_0^B \Pr(k=1|A)\,dA = \int_0^B E(k|A)\,dA \\ &= \int_0^{B^*} E(\frac{k}{f(A)}|A)\,dA \\ &= E(\frac{k}{f(A)}) = B^* E(k) \end{aligned} \tag{31}$$

식 (31)의 추정치와 분산의 추정치는 식 (32)와 (33)과 같다.

$$\begin{aligned} \hat{E}(WTP) &= n^{-1}\sum_i^n \frac{z_i}{f(C_i)} = n^{-1}\sum_i^n \frac{z_i}{f(C)} \\ &= B\bar{z} \end{aligned} \tag{32}$$

$$\widehat{\sigma^2} = B^2\, Var(\bar{k}) \tag{33}$$

Watanabe(2010)는 이중경계모형의 경우, 하한 제시금액들의 구간을 $[0, B/3]$으로 처음에 제시되는 금액들의 구간을 $[B/3, 2B/3]$, 상한 제시금액들의 구간을 $[2B/3, B]$ 로 설정될 경우 Watanabe and Asano 추정법이 이중경계모형에서도 적용할 수 있음을 보였다. 같은 방법으로 1.5경계모형에 적용할 경우, 하한 제시금액들의 구간은 $[0, B/2]$가 되어야 하며, 상한 제시금액들의 구간은 $[B/2, B]$가 되어야 이 추정법을 적용할 수 있다. 그러나 본 연구에서 사용된 응답 자료의 경우, 제시금액 구간들이 중복되어 있어 이 추정법을 바로 적용하는 것이 불가능하다. 이에, 본 연구에서는 응답 자료를 단일경계모형으로 변형한 후 평균 WTP를 추정하였다.

III. 추정결과

1. 응답결과

본 연구에서 활용한 이산화탄소 저감 정책의 경제적 편익에 대한 WTP 추정 자료는 서울 및 6대 광역시에 거주하는 만 19세에서 64세 사이의 응답자 900명의 응답자료를 활용하였다. WTP 분석을 위한 제시금액과 각 금액별 표본 및 응답결과는 다음 <표 1>과 같다. <표 1>에 따르면 지불의사가 전혀 없다고 응답한 응답자들은 전체 900명의 응답자 중 47.8%인 430명으로 나타났다.

〈표 1〉 지불의사금액의 응답자 분포

제시금액	첫 번째 질문에서 하한 제시금액 제시				첫 번째 질문에서 상한 제시금액 제시			
	예-예	예-아니오	아니오-예	아니오-아니오	예	아니오-예	아니오-아니오-예	아니오-아니오-아니오
1,000원/4,000원	10명	37명	5명	11명	8명	21명	5명	21명
3,000원/6,000원	7명	13명	16명	31명	9명	9명	12명	24명
5,000원/8,000원	1명	5명	24명	28명	10명	3명	15명	29명
7,000원/10,000원	3명	4명	13명	34명	4명	2명	17명	29명
9,000원/12,000원	2명	2명	23명	27명	3명	6명	21명	22명
11,000원/14,000원	3명	1명	24명	24명	6명	2명	22명	29명
13,000원/16,000원	1명	5명	15명	34명	7명	1명	19명	29명
15,000원/20,000원	1명	6명	24명	26명	4명	2명	17명	32명

2. 모수적 접근법에 의한 WTP 추정 결과

모수적 접근법을 활용하여 분석된 추정결과는 <표 2>와 같다. 최우추정법의 적용

을 용이하게 하기 위해 제시금액은 1,000원 단위로 사용하였다. b의 추정계수가 양수인 것은 제시금액이 높아질수록 “예”라고 응답할 확률이 낮아짐을 시사한다. 이것은 설문조사가 제대로 수행되었음을 의미한다.

한편 스파이크모형의 경우 스파이크값이 단일경계모형에서는 0.4888, 1.5경계모형에서는 0.4912로 응답자가 실제로 영의 WTP를 밝힌 비중과 유사하였으며, 혼합모형의 경우 ρ는 단일경계모형과 1.5경계모형 모두 0.4778로 응답자가 실제로 영의 WTP를 밝힌 비중과 정확히 일치하였다.

〈표 2〉 각 모형별 추정결과

모수	일반적인 모형		스파이크모형		혼합모형	
	단일 경계 모형	1.5 경계 모형	단일 경계 모형	1.5 경계 모형	단일 경계 모형	1.5 경계 모형
a	-0.2585 (-1.49)	0.2045 (1.66)*	0.0449 (0.69)	0.0351 (0.54)	-	-
c	-	-	-	-	0.0019 (1.58)	0.0004 (1.83)*
b	0.1642 (7.79)**	0.2470 (14.86)**	0.2100 (18.33)**	0.2343 (20.80)**	-	-
δ	-	-	-	-	0.7195 (10.31)**	0.8996 (15.02)**
ρ	-	-	-	-	0.4778 (28.70)**	0.4778 (28.70)**
스파이크	-	-	0.4888 (29.84)**	0.4912 (30.20)**	-	-
Wald statistic (p-value)	192.951 (0.000)**	3.229 (0.072)*	258.586 (0.000)**	912.155 (0.000)**	89.536 (0.000)**	211.870 (0.000)**

주: 1) 괄호 안에 제시된 숫자들은 각 계수에 대한 t값을 의미한다.
2) *와 **는 각각 유의수준 5%, 1%에서 통계적으로 유의미함을 의미한다.

<표 3>은 <표 2>의 추정결과를 활용하여 도출한 각 모형별 평균 WTP와 95%신뢰구간이 제시되어 있다. 분석결과 일반적인 모형에서 단일경계모형의 WTP는 음(-)의 값이 도출되었으나 통계적으로 유의하지 않았으며 1.5경계모형의 경우 827.9원

으로 도출되었다. 한편 스파이크 모형과 혼합모형의 경우 단일경계모형과 1.5경계모형 모두에서 추정된 값들이 유의수준 1%에서 유의하였으며 단일경계모형이 1.5경계모형보다, 혼합모형이 스파이크모형보다 높게 추정되었다.

〈표 3〉 평균 WTP 추정결과

구분	일반적인 모형		스파이크모형		혼합모형	
	단일 경계 모형	1.5 경계 모형	단일 경계 모형	1.5 경계 모형	단일 경계 모형	1.5 경계 모형
평균 WTP(원)	-1,574.8 (-1.38)	827.9 (1.80)*	3,414.9 (16.08)**	3,034.5 (17.54)**	3,814.3 (9.46)**	3,072.0 (14.56)**
95% 신뢰구간	[-3807.6 – 658.1]	[-75.20 −1,731.03]	[2,998.6 −3,801.1	[2,695.5 −3,373.4]	[3,024.2 −4,604.4]	[2,658.4 −3,485.7]

주: 1) 괄호 안에 제시된 숫자들은 각 계수에 대한 t값을 의미한다. **는 유의수준 1%에서 통계적으로 유의미함을 의미한다.

2. 비모수접근법에 의한 WTP 추정 결과

앞서 <표 1>에 언급된 응답결과를 바탕으로 각 제시금액별로 도출된 단일경계모형과 1.5경계모형의 지불의사확률 및 지불거부확률은 다음 <표 4>와 같다.

〈표 4〉 단일경계모형과 1.5경계모형의 지불의사 및 지불거부 확률(계속)

제시금액 (A_i 원)	표본크기 (n_i, 명)		지불 의사자수 (k_i, 명)		지불의사확률 ($\hat{\theta}_i = k_i/n_i$)		보정된 지불 의사확률($\hat{\hat{\theta}}_i$)[1]		보정된 지불 거부확률 (F_i^{**}, 1-$\hat{\hat{\theta}}_i$)[2]	
	단일 경계 모형	1.5 경계 모형	단일 경계 모형	1.5 경계 모형	단일 경계 모형	1.5 경계 모형	단일 경계 모형	1.5 경계 모형	단일 경계 모형	1.5 경계 모형
1,000	63	118	47	76	0.746	0.644	0.746	0.644	0.254	0.356
3,000	67	121	20	38	0.299	0.314	0.299	0.314	0.702	0.686
4,000	55	118	8	18	0.146	0.153	0.146	0.159*	0.855	0.841**
5,000	58	115	6	19	0.103	0.165	0.144*	0.159*	0.857**	0.841**
6,000	54	121	9	16	0.167	0.132	0.144*	0.132	0.857**	0.868
7,000	54	106	7	13	0.130	0.123	0.144*	0.123	0.857**	0.877

〈표 4〉 단일경계모형과 1.5경계모형의 지불의사 및 지불거부 확률(계속)

제시금액 (A_i 원)	표본크기 (n_i, 명)		지불의사자수 (k_i, 명)		지불의사확률 ($\hat{\theta}_i=k_i/n_i$)		보정된 지불의사확률($\hat{\hat{\theta}}_i$)[1]		보정된 지불거부확률 (F_i^{**}, 1-$\hat{\hat{\theta}}_i$)[2]	
	단일경계모형	1.5경계모형	단일경계모형	1.5경계모형	단일경계모형	1.5경계모형	단일경계모형	1.5경계모형	단일경계모형	1.5경계모형
8,000	57	115	10	11	0.175	0.096	0.144*	0.109*	0.857**	0.891**
9,000	54	106	4	13	0.074	0.123	0.094*	0.109*	0.906**	0.891**
10,000	52	106	4	7	0.077	0.066	0.094*	0.091*	0.906**	0.909**
11,000	52	111	4	12	0.077	0.108	0.094*	0.091*	0.906**	0.909**
12,000	52	106	3	5	0.058	0.047	0.094*	0.091*	0.906**	0.909**
13,000	55	111	6	14	0.109	0.126	0.094*	0.091*	0.906**	0.909**
14,000	59	111	6	9	0.102	0.081	0.094*	0.091*	0.906**	0.909**
15,000	57	112	7	13	0.123	0.116	0.094*	0.091*	0.906**	0.909**
16,000	56	111	7	8	0.125	0.072	0.094*	0.072	0.906**	0.928
20,000	55	112	4	5	0.073	0.045	0.073	0.045	0.927	0.955

주: 1) 지불의사확률($\hat{\theta}_i$)이 단조 비증가하지 않는 구간(단일 경계모형의 경우 5,000/8,000, 9,000/16,000,1.5 경계모형의 경우 4,000/5,000, 8,000/9,000, 10,000/15,000))에서 선형내삽을 통해 구한 보정된 확률을 의미한다.
2) 각각의 제시금액 A_i 원에서 지불의사확률($\hat{\theta}$)가 단조 비증가하지 않는 구간에서 선형내삽을 통해 보정한 확률을 1에서 빼줌으로써 구한 확률이다.

일반적인 비모수추정법에서는 지불의사 확률 $\hat{\theta}_i$를 구할 때, 제시금액 A_i에 대해서 지불할 것인지 아닌지에 대해서 질문한 뒤, 그것의 비율 k_i/n_i를 구하게 된다. 그러나 1.5 경계모형을 적용할 경우 문제가 되는 것은 응답자들이 설문조사에 응할 때 두 번째로 제시되는 제시금액에 대한 답변이 최초의 제시금액에 대한 답변에 종속된다는 문제점이 있다. 이것을 해결하기 위해, 본 연구에서는 Watanabe(2010)가 이중경계모형의 비모수추정법에서 제안한 것과 유사한 방법으로 상한 제시금액인 A^u에 대해서도 지불의사가 있다고 응답한 경우에는 하한 제시금액 A^l에 대해서도 지불의사가 있다고 응답한 것으로 간주하였다. 또한 하한 제시금액 A^l에 대하여 지

불의사가 없다고 응답한 경우에는 상한 제시금액인 A^{u}에 대해서도 지불의사가 없다고 응답한 것으로 간주하여 응답 비율을 구하였다.

한편 Habb and McConnell(1997)이 제안한 Turnbull 추정법과 Boman et al.(1999)이 제안한 Laspeyres and Paasche 추정법을 적용하기 위해서는 제시금액이 높아질수록 지불의사확률이 낮아져야 한다. 그러나 <표 4>에서와 같이 제시금액이 5,000원에서 8,000원으로 증가하는 경우와 9,000원에서 16,000원으로 증가하는 경우에는 제시금액이 높아짐에도 불구하고 지불의사확률이 낮아지지 않기 때문에 제시금액이 높아질수록 지불의사확률이 낮아지도록 선형내삽법을 통해 보정된 확률을 적용하였다.

또 Habb and McConnell(1997, 1998)이 지적했듯이 이산화탄소 저감은 그 특성상 음(-)의 지불의사를 가질 수 없다. 그러므로 제시금액 A_0는 0이라고 가정하고 그 제시금액에서는 모든 응답자가 지불의사가 있는, 즉 $\theta_0 = 1$임을 가정하였다. 그리고 A_k, 즉 모든 응답자가 지불하지 않는(즉, $\theta_k = 0$) 금액의 경우 기존 선행연구와 유사하게 선형외삽법을 이용하여 도출하였다.

다음 <표 5>에는 <표 4>에 제시된 제시금액별 지불의사확률, 보정된 지불의사확률과 지불거부확률을 활용하여 도출된 WTP 추정결과가 제시되어 있다. <표 5>에 따르면 모수적 추정법과 마찬가지로 단일경계모형의 추정치가 1.5경계모형의 추정치보다 큰 것으로 나타났다. 한편 추정방법의 특성상 WTP의 상한을 도출한 Boman et al.(1999)의 Paasche 추정치가 가장 높고, Habb and McConnell(1997)의 Turnbull 추정치와 Boman et al.(1999)의 Laspeyres 추정치가 가장 낮은 것으로 나타났다. 또한 Habb and McConnell(1997)의 Turnbull 추정치와 Boman et al.(1999)의 Laspeyres 추정치는 예상대로 동일한 값으로 계산되었으나 Habb and McConnell(1997)의 Turnbull 추정치 분산이 다소 커서 신뢰구간의 크기가 더 큰 것을 확인할 수 있다.

〈표 5〉 비모수적 추정법을 통해 얻은 평균 WTP

	Habb and McConnell(1997)		Boman et al. (1999)				Watanabe and Asano (2009)
			Laspeyres		Paasche		
	단일 경계 모형	1.5 경계 모형	단일 경계 모형	1.5 경계 모형	단일 경계 모형	1.5 경계 모형	
평균 WTP	3,104.0 (8.28)**	2,860.4 (5.43)**	3,104.0 (15.71)**	2,860.4 (22.21)**	4,779.7 (25.11)**	4,291.3 (34.52)**	3,377.78 (26.74)**
95% 신뢰구간	[2,368.9 - 3,839.1]	[1,827.8 - 3,893.1]	[2,716.8 - 3,491.2]	[2,607.9 - 3,112.9]	[4,406.6 - 5,152.7]	[4,047.6 - 4,534.9]	[3,130.17 - 3,625.38]

주: 1) 괄호 안에 제시된 숫자들은 각 계수에 대한 t값을 의미한다.
2) **는 유의수준 1%에서 통계적으로 유의미함을 의미한다.

IV. 결론

양분선택형 설문에서 제시금액에 대하여 지불거부의 응답이 높은 경우 양분선택형 질문을 통해 유도된 WTP 추정치가 영(0)보다 작은 경우를 발견하게 된다. 이에 이러한 응답 자료를 어떻게 처리해야 할 것인가에 대한 이론적인 논의가 활발하게 진행되고 있으며, 이를 해결하기 위한 여러 모형들이 제안되었다. 특히 CVM을 활용하여 편익을 산정한 한국개발연구원의 예비타당성조사에서 이와 관련된 문제가 영(0)의 응답처리와 관련하여 적절한 방법론이 무엇인가에 대한 논의가 진행 중이다. 이에 본 연구에서는 동일한 자료를 활용하여 영(0)의 응답처리와 관련된 다양한 방법론들의 실측치를 도출하여 비교·분석함으로써 시사점을 도출하고자 하였다.

본 연구는 크게 두 가지 접근법을 활용하였다. 우선 캐어묻기 질문을 활용하여 지불의사가 제시금액보다는 작지만 영(0)보다 큰 경우와 영(0)의 WTP로 나누어 분석하는 혼합모형과 이의 일종인 스파이크모형 등 모수적 접근법과 WTP에 대한 분포의 가정을 완화한 비모수접근법을 활용하였다. 한편 비모수적 접근법은 기본적으로 truncated mean이며 스파이크 모형 및 혼합모형 등 모수적 접근법은 0의 응답을 포함하는 모형이기 때문에 두 접근법은 철학적으로 차이가 있다.

본 연구의 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째 단일경계모형의 WTP가 1.5경

계모형의 WTP보다 큰 것으로 나타났으며 혼합모형의 WTP가 상대적으로 스파이크모형보다 크게 나타났다. 혼합모형의 WTP 실측치가 스파이크모형의 WTP 실측치와 유사하거나 약간 크게 추정되는 것은 국내의 기존 연구에서도 발견되는 일반적인 현상으로 판단된다[7]. 둘째, 비모수접근법의 경우 Boman et al.(1999)과 Habb and McConnell(1997)의 모형은 WTP의 상한과 하한이 제시되었기 때문에 모수적 접근법과의 비교가 힘들다. 다만 Watanabe and Asano(2009)의 분석결과에 비추어 볼 때 비모수적 접근법의 WTP보다 모수적 접근법의 WTP가 조금 더 크게 추정되었다.

이러한 분석결과를 바탕으로 몇 가지 시사점을 얻을 수 있다. 첫째, 본 연구의 분석결과 제시금액 제시방법과 추정방법에 따라 WTP의 추정치에 차이가 있음을 확인할 수 있었다. 따라서 예비타당성조사와 같이 중요 정책과정에 CVM이 적용된다면 다양한 분석방법 중 무엇을 채택할 것인가에 대한 판단기준이 필요하다. Boman et al.(1999)은 NOAA패널이 CVM 연구에 있어 '보수적인 접근'을 강조한 것을 근거로 평균 WTP의 하한값, 즉, Habb and McConnell(1997) 혹은 Boman et al.(1999) 추정법으로 추정된 평균 WTP의 하한값이 공공재화의 가치를 측정하는 적절한 추정치가 될 것이라고 지적하였다. 따라서 영(0)의 응답처리와 관련하여 특정 방법론이 다른 방법론에 비해 적절하다는 판단보다는 보다 보수적인 추정치를 제공하는 방법론을 유연하게 선택하는 것이 적절한 것으로 판단된다. 둘째, 제시금액이 증가함에 따라 지불의사확률이 높아지지 않도록 제시금액의 설계에 신중을 기할 필요가 있다. 본 연구뿐만 아니라 다른 국내외 연구에서도 특정 제시금액 구간에서 제시금액이 높아지더라도 지불의사확률이 높아지는 경우가 발생한다. Habb and McConnell (1997) 혹은 Boman et al.(1999) 추정법 등 비모수적 추정법의 경우에는 선형내삽법을 통하여 이를 조정하며 이 과정에서 정보의 손실이 발생하게 된다. 실제로 Boman et al.(1999)에서도 이러한 현상이 나타났으며, 본 연구의 경우에서도 실제 제시금액

7) 스파이크 모형의 경우 일부 응답자들은 영의 제시금액에 대한 추가적인 질문을 받았는데, 익명의 심사위원이 지적한바와 같이 이 경우 추가적인 질문을 통한 편의가 발생할 가능성이 있다. 그러므로, 보다 엄밀한 영(0)의 응답처리를 위해서는 양분선택형 질문에서 추가적인 질문을 통해 지불의사금액이 0인지 여부를 묻는 질문에 편의가 발생할 수 있는지 여부에 대한 분석 등 향후 보다 폭넓은 논의가 필요하다.

은 16개임에도 불구하고 실제 이용 가능한 정보는 6개에 불과하다. 따라서 비모수적 접근법을 활용할 경우 선형내삽에 따른 정보손실이 불가피하다. 한편 하며, 또한 특정 제시금액 구간에서 제시금액이 높아지더라도 지불의사확률이 높아지는 것은 모수적 접근법의 경우에도 WTP 추정에 영향을 미칠 수 있을 것으로 판단되므로 제시금액 디자인에 주의를 기울여야 한다. 셋째, 국내에서 처음으로 도입하여 분석한 Watanabe and Asano(2009)의 추정법의 경우, Habb and McConnell (1997) 혹은 Boman et al.(1999) 등 기존의 비모수적 추정법과 달리 선형외삽 또는 내삽 없이 간단하게 WTP를 추정할 수 있는 장점이 있으며 다른 방법론들의 분석결과와 큰 차이를 보이지 않는 것으로 판단된다. 그러나 이 추정법의 경우 하한 제시금액들의 구간과 상한 제시금액들의 구간의 중복이 발생되지 않아야 하기 때문에 현재 통상적으로 적용되는 이중경계모형과 1.5경계모형에서는 적용이 불가능하다는 단점이 있다.

본 연구는 영(0)의 응답처리와 관련하여 기존의 방법론들을 동일 자료에 적용하여 분석과정과 분석결과를 비교·분석하여 시사점을 도출함으로써 실증적 측면에서 영(0)의 응답처리와 관련된 방법론들을 논의하고자 하였다. 따라서 보다 엄밀한 분석을 위해서는 영(0)의 응답처리와 관련된 추가적인 폭넓은 후속 논의가 필요하다.

[참고문헌]

1. 엄영숙, 권오상, 신영철, “예비타당성조사 적용 CVM의 분석체계와 개선과제”, 「자원·환경경제연구」, 제 20권 제 3호, 2011. 9, pp. 569～630.
2. 조승국, 곽승준, 유승훈, “CVM 모형에서의 영의 응답 자료 처리-혼합모형을 이용하여”, 「자원·환경경제연구」, 제12권 제3호, 2003. 9, pp. 453～469.
3. 한국개발연구원, 「문화시설의 가치추정 연구」, 한국개발연구원 공공투자관리센터, 2004.
4. An, M., R. Ayala, “A Mixture Model of Willingness to Pay Distributions,” *Department of Economics working paper*, Duke University, Durham, NC, 1996.
5. Arrow, K., R. P. Portney, R. Leamer, E. E. Radner, R., and H. Schuman, “Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation,” *Federal Register*, 58(10), 1993,

pp.4601～4614.

6. Ayer, M., H. D. Brunk, G. M. Ewing, and E. Silverman, “An Empirical Distribution Function for Sampling with Incomplete Information,” *Annals of Mathematical Statistics* 26, 1955, pp. 641～647.
7. Berrens, R. P., D. Brookshire, P. Ganderton, and M. McKee, “Exploring Nonmarket Values for the Social Impacts of Environmental Policy Change,” *Resource and Energy Economics* 20, 1998, pp. 117～137.
7. Boman, M., Bostedt, G., and Kriström, B., “Obtaining Welfare Bounds in Discrete-Response Valuation Studies: A Non-Parametric Approach,” *Land Economics* 75(2), 1999, pp. 284～294.
8. Bohara, A. K., J. Kerkvliet, and R. P. Berrens, “Addressing Negative Willingness to Pay in Dichotomous Choice Contingent Valuation: A Monte Carlo Simulation,” *Environmental and Resource Economics* 20, 2001, pp. 173～195.
9. Cameron T. A., and M. D. James, “Efficient Estimation Methods for Closed-Ended Contingent Valuation Surveys,” *The Review of Economics and Statics*, 1987, pp. 269～276.
10. Cameron T. A. and J. Quiggin, “Estimation Using Contingent Valuation Data from A “Dichotomous Choice with Follow-up Questionnaire,” *Journal of Environmental Economics and Management* 27, 1994, pp.218～234.
11. Cooper, J., W. M. Hanemann, and G. Sinorello, (2002) One and one-half bound dichotomous choice contingent valuation, *Review of Economics and Statistics*, 84, 742-750.
12. Fisher, A., “The Conceptual Underpinnings of the Contingent Valuation Method,” in: D. J. Bjornstad and J. R. Kahn (Eds) The Contingent Valuation of Environmental Resources, Edward Elgar, Cheltenham, 1996.
13. Haab T. C. and K. E. McConnel, “Referendum Models and Negative Willingness to Pay: Alternative Solutions,” *Journal of Environmental Economics and Management* 32, 1997, pp. 251～270.
14. Habb, T. C. and K. E. McConnell, “Referendum Models and Economic Values: Theoretical, Intuitive, and Practical Bounds on Willingness to Pay”, *Land Economics* 74(2), 1998, pp. 216～229.

15. Hanemann, W. M., “Welfare Evaluation in Contingent Valuation Experiment with Discrete Responses,” *American Journal of Agricultural Economics* 66, 1984, pp. 332～341.
16. Hanemann, M., J. Loomis, and B. Kanninen, 1991, “Statistical Efficiency of Double-bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation,” *American Journal of Agricultural Economics* 73, pp. 1255-1263.
17. Hanemann W. M. and B. Kanninen, “Statistical Analysis of Discrete-response CV Data,” *Valuing Environmental Preferences: Theory and Practice of the Contingent Valuation Method in the US, EU and Developing Countries*. I.J. Bateman and K.G. Willis, eds., chap. 11. Oxford: Oxford University Press, 1999, pp. 302–441.
18. Kriström, B., “A Non-Parametric Approach to the Estimation of Welfare Measure in Discrete Response Valuation Studies,” *Land Economics* 66(2), 1990, pp. 135～139.
19. Kriström, B., “Spike Models in Contingent Valuation,” *American Journal of Agricultural Economics* 79, 1997, pp. 1013～1023.
20. Lockwood, M., J. Loomis and T. D. Lacy, “The Relative Unimportance of a Nonmarket Willingness to Pay for Timber Harvesting,” *Ecological Economics* 9, 1994, pp. 145～152.
21. McConnell K. E., “Models for Referendum Data: The Structure of Discrete Choice Models for Contingent Valuation,” *Journal of Environmental Economics and Management*, 1990, pp.19～34.
22. Mitchell, R. C. and R. T. Carson, *Using Surveys to Value Public Goods : The Contingent Valuation Method*, Washington D. C., Resources for the Future, 1989.
23. Watanabe, M. and K. Asano, “Distribution Free Consistent Estimation of Mean WTP in Dichotomous Choice Contingent Valuation,” *Environmental and Resource Economics* 44(1), 2009, pp. 1～10.
24. Watanabe, M., “Nonparametric Estimation of Mean Willingness to Pay from Discrete Response Valuation Data,” *American Journal of Agricultural Economics* 92(4), 2010, pp. 1114～1135.
25. Werner, M., “Allowing for Zeros in Dichotomous-choice Congingent-Valuation Models,” *Journal of Business and Economic Statistics* 17(4), 1999, pp. 479～486.