

무응답 자료 처치모형을 이용한 서울시 수도물 수질개선편익 추정

유 승 훈* · 홍 필 기**

Using a Model of Correcting Missing Response Observations to Measure the Economic Benefits of the Tap Water Quality Improvement in Seoul

Seung-Hoon Yoo* · Pilky Hong**

요약 : 조건부 가치측정법의 적용을 위한 지불의사액 설문조사에서 무응답은 흔히 관측된다. 이때 무응답 자료를 무시하고 관측치만 가지고 분석을 하게 되면 잘못된 후생분석 결과에 이를 수 있으므로, 무응답 자료를 처치할 수 있는 모형의 적용이 요구된다. 이에 본 연구에서는 선행연구에서 주로 사용하였던 복잡한 이변량 모형 대신에 단변량 모형의 구조에서 무응답 자료를 쉽게 처치할 수 있는 모형을 개발하여 적용하고자 한다. 개발된 모형을 서울시 수도물 수질개선편익 추정에 적용하였다. 분석결과 무응답 편익은 발견되지 않았으며, 통상적 모형에서의 후생 추정치에 비해 본 연구에서 개발한 무응답 자료 처치 모형에서의 후생 추정치는 가구당 월 146원~181원 만큼 더 작았다. 비록 이 차이가 큰 것은 아니지만, 서울시 전체로 확장하면 연간 65.1억원~80.7억원에 해당한다. 무응답 자료 처치 모형을 적용할 때, 서울시 수도물 수질개선편익은 월 평균 가구당 3,808원~4,434원으로 추정되었다.

주제어 : 무응답, 조건부 가치측정법, 지불의사액, 수질개선편익

ABSTRACT : The willingness-to-pay (WTP) survey data for implementation of the contingent valuation method often have a significant number of missing responses. In this case, an analysis of the observed data after deleting the missing data leads to incorrect welfare analysis results. This study attempts to develop a new model to correct for the missing response observations in a simpler univariate setting rather than in a complicated bivariate setting adopted in previous studies. The new model is applied to the empirical analysis of the survey data for measurement of tap water quality improvement benefits in Seoul. Non-response bias was not detected. However, no correction for the missing observations overestimated household monthly WTP by 146 to 181 won, which amount to 6.51 to 8.07 billion won when expanded to Seoul residents. The household monthly WTP estimated from the new model ranges from 3,808 to 4,434 won.

Key Words : non-response, contingent valuation method, willingness to pay, water quality improvement benefits

* 호서대학교 사회과학대학 해외개발학과 부교수(Associate Professor, Department of International Area Studies, School of Social Science, Hoseo University), 논문주작성자임.

** 서울디지털대학교 경영학부 부교수(Associate Professor, Department of Business Administration, Seoul Digital University)

I. 서론

본 연구의 목적은 조건부 가치추정법(CVM, contingent valuation method)을 적용하여 수집된 자료로부터 지불의사액(WTP, willingness-to-pay)의 대표값을 추정하는 데 있어서, 설문조사에서 흔히 발견되는 결측치를 적절하게 보정하면서 일치적인 모수 추정치와 불편 WTP 추정치를 얻을 수 있는 CVM 모형을 개발하여 서울시 수도물 수질개선 편익 추정에 적용하는 것이다.

종종 CVM 연구자들은 결측이 무작위로 이뤄졌을 것이라는 희망을 가지고 단순히 결측치를 무시하곤 한다. 하지만 결측치의 문제를 초기에 심도있게 분석하였던 Rubin(1976)과 Kmenta and Balestra(1986)에 언급되어 있듯이, 결측치는 분석결과를 크게 왜곡할 수 있다. 결측치는 무응답 편익(non-response bias)을 일으켜 CVM 연구의 결과를 크게 왜곡할 수 있으므로 상당한 주의가 요망된다. 예를 들어, Whitehead et al.(1993)의 연구에서는 무응답이 습지에 대한 보존가치를 무려 33%나 왜곡시킴을 발견하였다. 따라서 CVM 실증연구에서 결측치가 발견된다면 이로 인해 무응답 편익이 발생할 수 있으므로, 무응답 자료의 처치에 대한 세심한 고려가 필요하다(Edward and Anderson, 1987; Dalecki et al., 1983; Mattsson and Li, 1994). 왜냐하면 무응답 편익의 발생함에도 불구하고 무응답 편익의 발생가능성을 무시하고 편익이 없다고 가정한 모형은 잘못된 것이며, 이는 잘못된 후생분석에 이르게 할 수 있기 때문이다.

일반적으로 볼 때, 무응답 자료를 처리하기 위해 가장 널리 사용되는 방법은 대체법(imputation)이다. 이 방법은 무응답 자료를 버리는 대신에 표본의 정보 등을 이용하여 특정한 값을 할당하는

방식을 취한다. 분석시 자료를 버리는 것보다는 대체법을 이용하여 무응답 자료를 처리하는 것이 분석의 효율성을 높일 수 있는 것으로 알려져 있다. 예를 들어, Guttman and Menzefricke(1983)은 관측치만을 가지고 추정한 결과를 이용하여 결측치를 대체하는 방법을 제안한 바 있다.

한편 2000년도 노벨경제학상 수상자인 Heckman(1979)에 의해 제안된 표본선택모형은 제대로 응답했는지 여부 및 응답한 값을 이변량(bivariate) 정규분포를 따르는 오차항의 구조로 정형화하여 결측치를 보정하는 구조를 취한다. CVM 연구에서는 WTP 방정식의 추정에 통상적 최소자승법을 적용할 수 있는 개방형(open-ended) WTP 질문 자료를 이용할 때 표본선택모형이 주로 적용되었다.

하지만 1990년대 이후로 개방형 WTP 질문 자료보다는 폐쇄형(closed-ended) WTP 질문 자료를 보다 광범위하게 이용함에 따라 폐쇄형 WTP 자료를 다루는데 있어서 표본선택모형을 적용할 필요성이 제기되었다. Bhat(1994)는 범주형 자료에 대해 이변량 모형을 적용하여 결측치를 대체하는 방법을 제안함으로써 폐쇄형 CVM 자료와 같은 범주형 자료에 대해서는 이변량 모형의 적용이 고려되기 시작하였다. 예를 들어, Whitehead et al.(1993, 1994), Eklöf and Karlsson(1997)은 단일 경계 폐쇄형 CVM 자료에 대해 이변량 모형을 적용하였으며, Yoo and Yang(2001)은 이중경계 폐쇄형 CVM 자료에 이변량 모형을 적용하였다.

무응답의 문제를 해결하기 위해 사용되어 온 이변량 모형을 폐쇄형 WTP 자료에 적용하는 데에는 사실 두 가지 큰 어려움이 존재한다. 이것은 이변량 모형이 우수한 모형으로 알려져 있지만 기본적으로 이변량 정규분포를 이용하여 최우추정법을 적용해야 하는 데서 발생한다. 첫째, 이변량 정규분포의 가정이 만족되지 않는다면 분석결과

는 일치성을 확보하지 못하여 쓸모가 없을 수도 있는데, 이변량 정규분포의 가정이 만족되기는 매우 어렵다(Yoo and Yang, 2000).

둘째, 모수의 추정이 그리 쉽지 않다. 왜냐하면 이변량 모형의 경우 우도함수가 평평해지는 특성이 있어 최우추정법 적용시 전역적 최대치(global maximum)를 찾는 것이 어렵기 때문이다. 이러한 문제 때문에 Heckman(1979)은 2단계를 거쳐 단변량 구도에서 표본선택모형을 추정하는 방법을 개발했다. 하지만 연속적 자료가 아닌 폐쇄형 WTP 자료에 Heckman의 2단계 추정법을 적용하기는 매우 어려우므로 별 수 없이 이변량 모형을 이용해 왔다.

따라서 본 연구에서는 폐쇄형 WTP 자료를 이용한 CVM 실증연구에서 결측치로 인한 무응답 편의를 처리할 수 있되, 대체법이나 통상적 이변량 표본선택모형을 이용하지 않는 새로운 모형을 개발하고자 한다. 이 모형은 단변량의 구도에서 분석될 수 있으므로 추정이 매우 간단하며 무응답 편의를 쉽게 처리할 수 있고 무응답 편이의 존재 여부도 쉽게 검증할 수 있는 장점을 가진다.

본 논문의 이후 부분은 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ절에서는 자료수집을 위한 설문조사에 대해 설명한 후, 폐쇄형 CVM 모형, 통상적 모형의 계량경제학적 추정모형, 무응답 자료를 처리할 수 있도록 본 연구에서 개발한 모형에 대해 소개한다. 제Ⅲ절에서는 실증분석 결과를 제시하고 이에 대해 논의한다. 마지막 절은 연구의 결과를 요약하면서 결론을 제시한다.

II. 연구방법론

1. CVM 설문조사

수돗물에 대한 시민들의 불신으로 인해 생수

구입, 정수기 구입, 약수 길어먹기 등 수돗물의 수질위험에 대한 회피행동(avoiding behavior)이 이미 하나의 생활방식으로 자리를 잡고 있다. 이러한 회피행동은 방어적 지출을 야기하여 가구의 실질소득을 감소시켜 후생을 악화시키는 역할을 하게 된다. 이에 수돗물의 수질을 개선함으로써 수돗물의 품질에 대한 불신을 해소하면서 시민들의 쾌적한 생활을 도모하는 것이 행정당국의 중요한 과제가 되고 있다. 따라서 수돗물 관련 행정부서에서는 정수장에서의 엄격한 수질관리 및 노후관 교체 등을 통해 수돗물의 수질을 개선하려 지속적으로 노력하고 있다.

수돗물 수질을 개선하는 조치가 시행된다면 이와 관련하여 적지 않은 비용이 소요되고 이는 세금으로 충당될 것이며 반대급부로 시민들은 수돗물의 수질위험 감소라는 혜택을 받을 것이다. 경제적 효율성을 판단기준으로 한다면, 수돗물 수질 개선정책의 시행 여부는 통상적인 비용-편익 분석을 통한 경제적 타당성에 근거하여 검토될 필요가 있다(Hanley and Spash, 1993). 따라서 공공의 이익에 부합하는 정책결정을 내리기 위해서는 수돗물 수질개선에 대한 지불의사액, 즉 경제적 편익에 대한 정보가 반드시 필요하며(Brent, 1995; Young, 1996), 본 연구에서는 서울시 수돗물 수질개선에 대한 WTP를 분석하고자 한다.

WTP를 추정하기 위해 선행연구에서 사용된 방법론은 회피행동 분석법과 조건부 가치추정법의 두 가지였다. 이 중 회피행동 분석법은 회피행동에 국한된 분석으로 이론적인 관점에서 CVM에 비해 WTP를 과소하게 추정할 수 있다. 반면에 CVM은 현대적인 조사기법의 발전과 적용상의 다양한 지침의 완비로 인해 오류를 최소화하면서 WTP를 정확하게 추정할 수 있는 것으로 알려져 있다(Mitchell and Carson, 1989; Arrow et al.,

1993). 따라서 본 연구에서는 서울시 수도물 수질 개선에 대한 가구의 WTP를 분석하기 위해 CVM을 적용하여 수도물 수질개선에 대한 WTP를 추정하되, 결측치의 문제를 명시적으로 다루고자 한다.

본격적인 설문조사를 시행하기 이전에 30명을 대상으로 사전조사를 시행하여 설문지를 수정 및 보완하였으며, 현장에서의 설문은 전문조사기관에 의뢰하여 충분히 교육받은 전문 설문조사원들이 조사를 수행하고 설문지를 수거하였다. 지불의사 유도방법으로는 Arrow et al.(1993)에 의해 그 사용이 강력하게 추천된 폐쇄형 질문법을 이용하였다. 제시금액은 무작위 추출된 30명을 대상으로 한 사전조사를 통해 1,000원부터 12,000원까지 1,000원 간격으로 12개가 결정하였다.

설문대상지역은 서울이었으며 성별 구성, 연령 구성 등 서울시 전체 가구의 인구 특성과의 일관성을 유지하면서 각 구 내에서 랜덤 표집을 하였다. 설문단위는 개인이 아닌 가구로 하여, 무작위 추출된 총 500 가구의 설문결과를 얻었다. 본 설문내용이 WTP를 묻는 다소 복잡한 내용이 포함되어 있어 응답자의 충분한 이해를 도모할 필요가 있었기에, 적지 않은 예산이 소요되에도 불구하고 전화설문이나 우편설문이 아닌 일대일 개별면접 설문을 수행하였다. 표본추출 및 실사는 설문조사 전문기관인 (주)동서리서치가 맡았으며, 조사기간은 2003년 10월에서 11월 사이였다. 이 조사는 서울시 수도물 수질개선 편익 추정 등의 목적을 위해 수행되었다.

본격적인 설문조사를 하기 위한 첫 단계로서 대상재화와 이에 대한 조건부 시장을 설정해야 한

다. WTP에 관한 핵심질문을 하기 전에 설문지는 조건부 시장의 일반적 상황부터 만들어 갔다. 먼저 응답자에게 현재의 상수도 이용실태 및 상수도 수질 만족도 등에 대해 질문하였다. 아울러 가구 내에서 수도물에 대한 전형적인 불만사항인 양극, 녹물, 염소냄새를 겪고 있는지에 대해 질문하였다. 그 다음 단계로 수도물 수질개선 프로그램을 추진하기 위해서는 비용이 소요됨과 이를 통하여 생기게 될 경제적 상황을 설명하면서 기꺼이 추가적으로 지불하고자 하는 금액에 대해 질문했다.¹⁾

특히 CVM을 적절하게 운용하기 위해서는 가치를 평가하고자 하는 재화의 공급이전 상황과 공급이후 상황을 분명하게 묘사해야 하며, 구체적인 정책수단도 아울러 제시하여 설문에 대한 신뢰성을 확보해야 한다. 본 연구에서 응답자에게 제시된 정책수단은 정수장에서 수도물의 수질을 개선하고 노후관을 교체하는 프로그램이다. 이 프로그램이 시행되기 이전은 현재 상태로 계속해서 약수, 정수기, 생수 등을 식수로서 이용해야 하는 상황이며, 이 프로그램이 시행된 이후로는 안심하고 수도물을 마실 수 있다고 설명하였다.

2. 폐쇄형 CVM 모형

본 연구에서는 폐쇄형 CVM 조사를 통해 얻은 자료를 분석하여 WTP의 대표값을 분석할 수 있는 모형으로 Hanemann(1984)이 제안한 효용격차모형(utility difference model)을 이용한다.²⁾ 이 모형은 제시된 금액에 대해 지불의사가 있는지 여부를 묻는 질문에 대한 “예” 또는 “아니오”의 이산응답을 모형화한 후 최우추정법을 통해 관

1) 수도물 수질과 관련된 문제는 응답자들에게 매우 친숙한 문제이므로 별도의 사전과 신문기사와 같은 보조자료를 사용하지 않았다.

2) WTP 함수 모형(Cameron and James, 1987)을 이용하더라도 본 연구에서 개발한 무응답 자료 처리 모형은 약간의 변형을 거쳐 그대로 적용이 가능하다.

런 모수를 구하여 분포의 성격과 평균값 또는 중앙값의 정의를 이용하여 WTP의 평균값 또는 중앙값을 계산한다.

응답자가 자신의 효용함수를 정확하게 알고, 주어진 화폐소득(m)과 개인의 특성벡터(S)에 근거하여 평가대상 재화의 상태(j)에 대해 느끼는 효용은 다음과 같은 간접효용함수 u 로 표현될 수 있다.

$$u = u(j, m; S), \quad j = 0, 1 \quad (1)$$

여기서, $j = 0$ 는 수도물 수질이 개선되지 않은 현재 상태를 의미하며, $j = 1$ 는 수도물 수질이 개선된 미래의 상태를 의미한다. 그런데 연구자에게는 응답자가 평가대상 재화의 상태 변화를 선택 또는 거부하는 데 있어 관측이 불가능한 부분이 존재한다. 따라서 간접효용함수는 다음과 같이 관측 가능한 확정적인 부분 $v(j, m; S)$ 과 관측 불가능한 확률적 부분 ϵ_j 로 구성된다.

$$u(j, m; S) = v(j, m; S) + \epsilon_j \quad (2)$$

간접효용함수에 영향을 미치는 확률적 성분인 ϵ_j 는 j 에 상관없이 독립적이면서 동일한 분포를 갖는(independently and identically distributed) 확률변수로 평균은 0이다. 각 개인이 효용을 최대화한다고 가정하자. 그렇다면 각 개인은 다음의 조건을 만족할 때, “귀하의 가구는 수도물 수질개선을 위해 A 원을 지불할 의사가 있습니까?”란 질문에 대해 “예”라고 대답하면서 효용을 최대화한다.

$$v(1, m - A; S) + \epsilon_1 \geq v(0, m; S) + \epsilon_0 \quad (3)$$

또는

$$v(1, m - A; S) - v(0, m; S) \geq \epsilon_0 - \epsilon_1 \quad (3')$$

이제 효용의 격차와 오차항의 격차를 다음과 같이 정의한다.

$$\Delta v(A) \equiv v(1, m - A; S) - v(0, m; S)$$

$$\eta \equiv \epsilon_0 - \epsilon_1$$

그렇다면 “예”라고 응답할 확률은 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} \Pr\{\text{응답이 “예”}\} &= \Pr\{\Delta v(A) \geq \eta\} \\ &\equiv F_\eta[\Delta v(A)] \end{aligned} \quad (4)$$

여기서 $F_\eta(\cdot)$ 는 η 의 누적분포함수(cdf, cumulative distribution function)이다. “예”란 응답은 $\Delta v \geq 0$ 일 때 관측되며, “아니오”란 응답은 $\Delta v < 0$ 일 때 관측된다. 지금부터 C 로 표기할 WTP는 확률변수로서 이의 cdf는 $G_C(A)$ 로 정의된다. 한편 식 (4)는 다음과 같이 다르게 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned} \Pr\{\text{응답이 “예”}\} &= \Pr\{C \geq A\} \\ &\equiv 1 - G_C(A) \end{aligned} \quad (5)$$

따라서 식 (4)와 식 (5)를 비교하면 다음의 관계식을 구할 수 있다.

$$1 - G_C(A) \equiv F_\eta[\Delta v(A)] \quad (6)$$

이 결과는 이산반응모형 (4)를 적합시키는 것

이 곧 WTP의 분포함수인 $G_C(\cdot)$ 의 모수를 추정하는 것으로 해석될 수 있다는 점을 시사한다. 이 때 C 는 $j=0$ 상태에서 $j=1$ 의 상태로 변화하기 위한 WTP이다. C 가 음의 값도 가질 수 있을 때의 평균(C^+)은 흔히 다음과 같이 계산된다.

$$C^+ = E(C) = \int_0^{\infty} [1 - G_C(A)] dA - \int_{-\infty}^0 G_C(A) dA \quad (7)$$

또한 중앙값 WTP(C^*)는 다음의 방정식을 C 에 대해 풀어서 구할 수 있다.

$$G_C(C^*) = 0.5 \quad (8)$$

만약 WTP가 0보다 크거나 같아야 한다면, 이 때의 평균값 WTP(C^{++})는 다음과 같이 계산된다.

$$C^{++} = \int_0^{\infty} [1 - G_C(A)] dA \quad (9)$$

주어진 수돗물 수질개선 프로그램에 대해 i 번째 응답자는 제시금액(A_i)을 지불할 지 여부에 대해 “예” 혹은 “아니오”로 응답한다. 이와 관련하여 2개의 변수를 다음과 같이 정의하기로 한다.

$$\begin{cases} I_i^Y = 1(i\text{번째 응답자의 응답이 “예”}) \\ I_i^N = 1(i\text{번째 응답자의 응답이 “아니오”}) \end{cases} \quad (10)$$

여기서 $1(\cdot)$ 은 인디케이터함수(indicator function)로서 괄호 안의 조건이 만족되면 1의 값을 취하고 만족되지 않으면 0의 값을 갖는다.

이제 효용극대화를 추구하는 응답자 n 명의 표본을 가정할 경우 i 번째 응답자의 응답결과를 구분하여 다음과 같이 로그-우도함수를 구성할 수 있다.³⁾ 즉 전체 설문조사 대상자는 N 명이며 무응답을 제외한 관측치의 수는 n 이 된다.

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \{ I_i^Y \ln [1 - G_C(A_i)] + I_i^N \ln G_C(A_i) \} \quad (11)$$

통상적인 관례에 따라, $F_{\eta}(\cdot)$ 를 로지스틱(logistic) cdf로 정형화하고 이것을 $\Delta v = a - bA$ 와 결합하면 WTP의 cdf는 다음의 형태를 취하게 된다.

$$G_C(A) = [1 + \exp(a - bA)]^{-1} \quad (12)$$

이제 식 (12)를 이용하고 식 (7), (8), (9)에 근거하여 WTP의 평균값과 중앙값을 다음과 같이 구할 수 있다. 식 (13)은 일반적 의미에서의 평균값이며 식 (14)는 음의 부분이 잘렸다는 측면에서 절단된 평균값(truncated mean)이 된다.

$$C^+ = C^* = a/b \quad (13)$$

$$C^{++} = (1/b) \ln [1 + \exp(a)] \quad (14)$$

3. 무응답 자료 처리 모형

무응답 자료를 처리할 수 있는 모형을 본격적

3) CVM 자료를 분석시에는 거의 대부분 우도함수를 구성한 후 최우추정법을 이용한다. 하지만 Yoo(2004)의 연구에서와 같이 베이지안 접근법을 적용하는 것도 가능하다.

으로 개발하기에 앞서, 우선 대체법이나 이변량 표본선택모형을 이용하지 않으면서 본 연구에서 취한 접근법과 유사한 모형을 검토한다. Lee and Marsh(1998)은 중첩로짓모형(nested logit model)에서 무응답 자료를 처리할 수 있는 모형을 개발하였으며, Lee and Marsh(2000)은 다항로짓모형(multinomial logit model)에서 무응답 자료를 처리할 수 있는 모형을 개발하였다. 두 모형 모두 이산반응모형에 적합하게 개발된 것이다. 폐쇄형 CVM 자료도 이산형 자료임을 감안할 때, 이들 2개 모형의 아이디어를 이용할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 다른 분야의 선행연구에서 무응답 자료의 처리를 위해 적용되었던 모형의 아이디어를 이용하여, 폐쇄형 CVM 모형에서 무응답 자료를 처리할 수 있는 모형을 새롭게 개발하여 제시한다.

이 모형은 기존의 이변량 모형과 비교할 때, 두 가지 특징을 가진다. 첫째, WTP 질문에 응답을 하지 않은 무응답자와 하더라도 진정한 응답은 “예” 혹은 “아니오” 중에 한 가지에 속한다고 가정한다. 둘째, 무응답의 가능성이 설명변수의 함수로 추정되지 않고 종속변수 범주, 즉 “예” 및 “아니오”의 함수로 추정된다.

CVM 조사에서 i 번째 응답자는 제시된 금액 A_i 에 대해 “예”, “아니오”, 무응답 중 하나를 선택하여 응답한다. 이와 관련된 확률을 다음과 같이 정의할 수 있으며 이때 $P_{iO}^Y + P_{iO}^N + P_{iM} = 1.0$ 이 성립한다.

$$\begin{cases} P_{iO}^Y = \Pr\{\text{관측된 응답이 “예”}\} \\ P_{iO}^N = \Pr\{\text{관측된 응답이 “아니오”}\} \\ P_{iM} = \Pr\{\text{무응답}\} \end{cases}$$

관측의 경우와 결측의 경우의 결합확률분포는 <표 1>과 같이 표시될 수 있다. 만약 결측치가 무

작위로 결측된 것이라면, 응답의 각 결과(예 또는 아니오)에 대해 결측에 대한 결합확률은 관측에 대한 결합확률에 비례한다. 즉 관측될 확률은 결측될 확률과 독립적이다. 만약 그렇다면 무응답으로 인한 문제는 발생하지 않아 관측치만 가지고도 필요한 모수를 일치적으로 추정할 수 있다.

<표 1> 관측과 결측의 결합확률 분포표

구 분	응답이 “예”	응답이 “아니오”	한계확률
관 측	P_{iO}^Y	P_{iO}^N	P_{iO}
결 측	P_{iM}^Y	P_{iM}^N	P_{iM}
한계확률	P_i^Y	P_i^N	1.0

하지만 결측치가 무작위로 결측된 것이 아니라면 관측치만 가지고 분석하는 것은 문제를 일으킨다. 이런 상황이 발생한다면, 관측될 확률 대 결측될 확률의 비율은 응답의 각 결과(예 또는 아니오)에 대해 다를 것이다. 따라서 이 비율을 각각 $\alpha_Y = P_{iM}^Y / P_{iO}^Y$, $\alpha_N = P_{iM}^N / P_{iO}^N$ 로 정의할 수 있다. 그렇다면 <표 1>을 관측될 확률의 관점에서 <표 2>와 같이 재작성할 수 있다.

<표 2> 관측될 확률의 관점에서 작성된 결합확률 분포표

구 분	응답이 “예”	응답이 “아니오”	한계확률
관 측	P_{iO}^Y	P_{iO}^N	P_{iO}
결 측	$\alpha_Y P_{iO}^Y$	$\alpha_N P_{iO}^N$	P_{iM}
한계확률	P_i^Y	P_i^N	1.0

응답의 각 결과에 상관없이 결측치가 무작위로 결측된 것이라면 $\alpha_Y = \alpha_N$ 가 성립한다. 하지만 결측치가 무작위로 결측된 것이 아니라면 $\alpha_Y \neq \alpha_N$ 이 성립한다. 따라서 「 $\alpha_Y = \alpha_N$ 」라는 가설을 검정함으로써 무응답으로 인한 문제의 발생가능

성에 대해 검정할 수 있다. 만약 이 가설이 성립하지 않음에도 불구하고 관측치만 가지고 분석을 하게 되면 추정결과는 일치성을 상실하며 추정결과를 이용한 후생분석은 의미가 없게 된다.

〈표 1〉에서 자료로부터 관측할 수 있는 것은 P_{iO}^Y , P_{iO}^N , P_{iM} 뿐이므로, 〈표 2〉를 이용하여 관측에 대한 결합확률을 다음과 같이 정리할 필요가 있다.

$$P_{iO}^Y = \frac{1}{(1 + \alpha_Y)} P_i^Y \quad (15)$$

$$P_{iO}^N = \frac{1}{(1 + \alpha_N)} P_i^N \quad (16)$$

따라서 관측된 응답이 “예”일 확률 및 관측된 응답이 “아니오”일 확률은 각각 다음과 같이 표시된다.

$$\begin{aligned} P_{iO}^Y &= \Pr\{\text{관측된 응답이 “예”}\} \\ &= \frac{1}{(1 + \alpha_Y)} P_i^Y = \frac{1}{(1 + \alpha_Y)} [1 - G_C(A_i)] \end{aligned} \quad (17)$$

$$\begin{aligned} P_{iO}^N &= \Pr\{\text{관측된 응답이 “아니오”}\} \\ &= \frac{1}{(1 + \alpha_N)} P_i^N = \frac{1}{(1 + \alpha_N)} G_C(A_i) \end{aligned} \quad (18)$$

한편 무응답일 확률은 〈표 2〉의 세 번째 행을 이용하면 다음과 같이 유도된다.

$$\begin{aligned} P_{iM} &= \alpha_Y P_{iO}^Y + \alpha_N P_{iO}^N = \\ &= \frac{\alpha_Y}{(1 + \alpha_Y)} [1 - G_C(A_i)] + \frac{\alpha_N}{(1 + \alpha_N)} G_C(A_i) \end{aligned} \quad (19)$$

따라서 무응답일 확률은 관측에 대한 결합확률

의 가중합으로 표현된다. 식 (17), (18), (19)를 이용하면 필요한 모수 α 와 b 를 추정할 수 있다. 이러한 접근방식은 이변량 모형을 추정하지 않아도 되므로 적용하기에 매우 단순할 뿐만 아니라 결합확률의 계산도 매우 직관적이다.

응답과 관련된 인디케이터함수를 식 (20)과 같이 정의하면 식 (21)에 제시되어 있는 무응답 자료 처리모형의 로그우도함수를 구할 수 있다. 여기서 무응답자까지도 포함한 전체 설문조사 대상자의 수는 N 이다.

$$\begin{cases} I_i^Y = 1 (i\text{번째 응답자의 응답이 “예”}) \\ I_i^N = 1 (i\text{번째 응답자의 응답이 “아니오”}) \\ I_i^M = 1 (i\text{번째 응답자의 응답이 무응답}) \end{cases} \quad (20)$$

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \left\{ \begin{aligned} &I_i^Y \frac{1}{(1 + \alpha_Y)} \ln [1 - G_C(A_i)] \\ &+ I_i^N \frac{1}{(1 + \alpha_N)} \ln G_C(A_i) \\ &+ I_i^M \ln \left[\frac{\alpha_Y}{(1 + \alpha_Y)} [1 - G_C(A_i)] \right. \\ &\quad \left. + \frac{\alpha_N}{(1 + \alpha_N)} G_C(A_i) \right] \end{aligned} \right\} \quad (21)$$

WTP의 평균값 및 중앙값은 식 (13) 및 (14)를 이용하여 구할 수 있다.

III. 실증분석 결과

1. 자료

본 연구에서 사용된 서울시 수도물 수질개선 정책에 대한 가구의 WTP 및 가구특성에 관한 자료는 2003년 11월 기준으로 수집되었다. 가구의 책임

있는 의사결정을 유도하기 위해 설문대상자는 무작위로 추출된 서울시에 거주하는 20세 이상 65세 이하의 세대주 혹은 주부로 한정하였다. 무응답 자료를 식별하는 방법에는 두 가지가 있다. 첫째는 예와 아니오의 둘 중 하나만 선택하게 보기를 제시하면서 응답을 하지 않으면 무응답으로 처리하는 것이다. 둘째는 아예 보기에 예, 아니오, 잘 모르겠다의 세 가지를 제시하고 잘 모르겠다를 선택하면 무응답으로 처리하는 것이다. 설문조사에서 잘 모르겠다는 보기를 주는 것이 일반적이며 미국 해양 대기청에서 제시한 CVM 가이드라인에서도 잘 모르겠다를 보기로 제시할 것을 권고했음을 반영하여, 본 연구에서는 두 번째 방법을 이용하였다.

즉 각 제시금액에 대해 「① 예, ② 아니오, ③ 잘 모르겠다」의 3가지 보기를 제시하고 이 중에서 하나를 선택하게 하였다. 총 500 가구를 대상으로 수집된 WTP 질문에 대한 응답의 분포는 <표 3>에 제시되어 있다. 전체의 38.6%에 해당하는 163가구가 잘 모르겠다는 보기를 선택하였다. 따라서 적지 않은 비중의 가구자료가 무응답으로 처리되었다.

<표 3> WTP 응답의 분포

제시금액	표본 크기	응답유형별 응답자수 (%)		
		“예”	“아니오”	무응답
1,000원	44	20	5	19
2,000원	49	26	9	14
3,000원	43	17	14	12
4,000원	43	17	16	10
5,000원	39	12	19	8
6,000원	35	3	19	13
7,000원	39	8	18	13
8,000원	41	2	20	19
9,000원	39	2	25	12
10,000원	46	4	31	11
11,000원	39	5	16	18
12,000원	43	2	27	14
계	500	118	219	163

2. WTP 모형 추정결과

본 연구의 주된 목적은 가구 소득수준, 응답자의 연령과 같은 독립변수가 제시금액에 대해 “예”라고 응답할 확률 또는 WTP의 수준에 미치는 영향을 분석하는 것이 아니라 무응답 자료 처치 모형을 개발하고 적용하는 것이므로, 분석의 편의상 공변량을 포함한 모형은 추정하지 않고 공변량이 포함되지 않은 모형만 추정한다.⁴⁾ WTP 모형 추정결과는 <표 4>에 제시되어 있다. 추정의 편의를 위해 제시금액의 단위를 1,000원으로 하였다. 통상적인 모형이란 무응답 자료는 버리고 관측치만을 가지고 식 (11)의 우도함수를 최대화하는 모수를 추정한 것이며, 무응답 자료 처치 모형이란 무응답 자료까지도 포함한 모든 관측치를 가지고 식 (21)의 우도함수를 최대화하는 모수를 추정한 것이다.

<표 4> WTP 모형의 추정결과

구 분	통상적인 모형		무응답 자료 처치 모형	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값
α	1.4384	5.42 [#]	1.3735	4.63 [#]
β	0.3605	8.01 [#]	0.3607	8.01 [#]
α_Y			0.5186	6.41 [#]
α_N			0.4189	3.40 [#]
로그우도함수	-174.56		-490.07	
자료의 수	337		500	

주) #은 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

모든 추정계수는 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하며 부호도 사전적인 예상과 일치한다. 예를 들어, 제시금액에 대한 계수인 β 는 모두 양수로 추정되었는데 이것은 제시금액이 커질수록 제시금액에 대해 “예”라고 응답할 확률이 낮아짐을 의

4) 하지만 공변량 벡터를 \mathbf{x}_i 라 하고 이에 대응하는 모수벡터를 β 라 할 때 식 (12)에서 α 를 $\alpha + \mathbf{x}_i' \beta$ 로 바꾸어 모형을 추정하면 공변량을 포함한 모형을 쉽게 추정할 수 있다.

미한다. 또한 α_Y 와 α_N 는 비율이므로 양수값을 가져야 하는데 그렇게 추정되었다.

3. 평균값 WTP의 추정결과

이제 두 추정결과로부터 추정된 WTP의 평균값을 비교해 본다. WTP의 평균값 추정결과는 <표 5>에 제시되어 있다. 먼저 통상적 모형의 경우, 식 (13)의 평균값 WTP는 가구당 월 3,989원으로 계산되었으며, 델타법(delta method)을 적용하여 추정된 이 값에 대한 표준오차는 390원이다. 따라서 t -값은 10.22로 계산되므로 추정된 평균 WTP는 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하다. 아울러 식 (14)의 절단된 평균값 WTP는 가구당 월 4,580원으로 추정되었다. 이 값에 대한 t -값은 15.33으로 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하다. 당연한 결과이겠지만 평균값 WTP는 절단된 평균값 WTP보다 작은 값을 보였다. 무응답 자료 처리 모형의 경우는 평균 WTP가 3,808원, 절단된 평균 WTP가 4,434원으로 추정되었으며 유의수준 1%에서 모두 통계적으로 유의하다.

아울러 평균 WTP 추정에 수반된 불확실성을 반영한 신뢰구간의 계산을 위해 Krinsky and Robb (1986)이 제안한 모수적 부트스트랩(parametric bootstrap) 기법인 몬테칼로 시뮬레이션 기법을 적용하였다. 무작위 반복표본추출의 회수는 5,000번으로 하였으며, 95% 신뢰구간 및 99% 신뢰구간의 계산결과도 <표 5>에 제시되어 있다. 몬테칼로 시뮬레이션 기법의 적용 절차는 다음과 같다. 우선 (a, b) 의 추정치와 이에 대한 분산-공분산 행렬을 이용하여 (a, b) 의 다변량 정규분포로부터 (a, b) 의 값을 발생시켜 평균 WTP를 계산하며 이 과정을 5,000번 반복한다. 이렇게 발생된 5,000개의 평균 WTP 값을 크기순으로 나열한 다음 양

끝에서 각각 2.5%를 버리면 95% 신뢰구간을 얻을 수 있으며, 양끝에서 각각 0.5%를 버리면 99% 신뢰구간을 얻을 수 있다.

이제 두 모형으로부터의 평균값 WTP의 추정결과를 비교한다. 운이 좋게도 통상적인 모형의 평균값 WTP 추정결과와 무응답 자료 처리 모형의 그것 사이에는 큰 차이가 없다. 식 (13)의 평균 WTP의 경우 181원의 차이가 나며, 식 (14)의 절단된 평균 WTP의 경우 146원의 차이가 날 뿐이다. 그러다 보니 95% 및 99% 신뢰구간의 많은 부분이 겹친다. 다만 무응답 자료 처리 모형을 적용하게 되면 추정된 평균 WTP 값이 조금 작아진다. 즉 무응답 자료의 처리가 추정된 평균값 WTP를 약간 낮추게 되므로, 무응답 자료를 처리하지 않으면 평균값 WTP가 약간 과대추정되는 것으로 볼 수 있다.

<표 5> 평균값 WTP의 추정결과

구 분	통상적인 모형	무응답 자료 처리 모형
평균 WTP(월 가구당)	3,989원	3,808원
표준오차	390	528
t -값	(10.22) [#]	(7.22) [#]
95% 신뢰구간	[3,150 - 4,729]	[2,653 - 4,774]
99% 신뢰구간	[2,825 - 4,951]	[2,172 - 5,060]
절단된 평균 WTP(월 가구당)	4,580원	4,434원
표준오차	299	397
t -값	(15.33) [#]	(11.18) [#]
95% 신뢰구간	[4,029 - 5,250]	[3,682 - 5,272]
99% 신뢰구간	[3,875 - 5,450]	[3,474 - 5,505]

주) #은 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함을 의미한다. 평균 WTP의 표준오차는 델타법(delta method)을 이용하여 계산되었다. 신뢰구간은 Krinsky and Robb(1986)이 제안한 몬테칼로 모의실험 기법에 의해 계산되었다.

이 값을 1년 단위로 서울시 전체로 확장해 보면 그 영향은 보다 분명해진다. 통계청(kosis.nso.go.kr)에 따르면 2003년말 기준으로 서울시 가구수는

3,714,697이다. 따라서 무응답 자료의 처치로 인해 평균값 WTP의 경우 181원의 차이는 서울시 연간 수도물 수질개선 편익의 값을 약 80.7억원 만큼 낮추며, 절단된 평균값 WTP의 경우 146원의 차이는 연간 편익을 약 65.1억원 만큼 낮춘다. 비록 개별 가구 단위의 월 평균 WTP의 관점에서는 작은 금액이라도 이를 서울시 전체의 연간 편익으로 환산하면 결코 작지 않은 값이다. 따라서 무응답 자료를 버리고 응답 자료만 가지고 분석하기보다는 본 연구에서 개발한 무응답 자료 처치 모형을 이용하여 전체 자료를 가지고 분석하는 것이 보다 바람직하다는 시사점을 얻을 수 있다.

4. 수도물 수질개선 편익을 추정했던 다른 연구결과와의 비교

이제 마지막 단계로서 수도물 수질개선에 대해 WTP를 분석한 국내 선행연구의 결과와 본 연구의 결과를 서로 비교해 보는 것이 흥미로울 것이다. 앞서 언급하였듯이, 본 연구에서의 평균 WTP 추정치는 일반적 평균값과 절단된 평균값 2개로 계산되었으며 그것도 통상적 모형과 무응답 자료 처치 모형을 각각 적용하여 계산되었다. 본 연구에서는 무응답 자료 처치 모형의 적용이 바람직하다고 주장하므로 무응답 자료 처치 모형의 적용 결과를 가지고 비교를 한다.

선행 연구사례를 찾기 위해 다양한 데이터베이스를 검색한 결과 CVM이 적용된 4개의 연구결과를 찾을 수 있었다.⁵⁾ 물론 연구마다 수도물 수질

개선을 위한 정책수단이 조금씩 다르긴 하지만, 수도물을 음용하는 데 아무런 지장이 없는 수준으로 수도물 수질을 개선한다는 정책목표는 모두 동일하기에 수평적 비교를 시도한다. 이들 4개 연구결과와 본 연구의 결과를 <표 6>에 요약하였다. 서로 다른 시점에 연구가 수행된 것이라 동일한 시점에서 연구결과를 비교하기 위해 한국은행(www.bok.or.kr)에서 검색한 소비자 물가지수를 이용하여 2006년 기준으로 WTP를 조정한 결과가 마지막 열에 제시되어 있다.⁶⁾

<표 6> 상수도 수질개선에 대한 가구의 WTP를 분석한 선행연구의 주요 내용

연구 대상 지역	자료원	방법론	대상 시기	연구결과 (매월 가구당 WTP)	2006년 기준 WTP
서울시	곽승준(1993)	CVM	1991년	2,560원	4,631원
울산시	김재홍(2001)	CVM	1999년	12,853원	15,833원
부산시	Yoo and Yang(2001)	CVM	1998년	3,274원	4,066원
원주시	유승훈 외(2006)	CVM	2006년	1,583 ~ 2,776원	1,583 ~ 2,776원
서울시	본 연구	CVM	2003년	3,808 ~ 4,434원	4,144 ~ 4,826원

주) 원래 김재홍(2001)의 연구에서는 톤당 WTP만 제시하였으나, 비교를 위해 저자가 월평균 가구 사용량 자료를 이용하여 매월 가구당 WTP를 추산하였다.

서울시를 대상으로 하였던 곽승준(1993)의 연구결과와 비교해 볼 때 본 연구의 결과와 별 차이가 나지 않으며, 부산시를 대상으로 하였던 Yoo and Yang(2001)의 연구결과보다는 조금 큰 편이며, 원주시를 대상으로 하였던 유승훈 외(2006)의

5) 대구시를 대상으로 CVM을 적용한 연구결과(정기호 외, 1997)도 찾았으나 WTP의 값을 제시하지 않아 비교가 불가능하여 언급하지 않았다. 한편 회귀행동 분석법을 적용하여 수도물 수질개선에 대한 WTP를 분석한 연구결과로 서울시를 대상으로 한 연구(김도영·김경환, 1994)와 부산시를 대상으로 한 연구(Um et al., 2002)도 찾았으나 사용된 방법론이 다르기에 직접적인 비교를 하지 않는다.

6) 하지만 CVM 조사 수행시 계절적 시점의 상이함, 수도물 수질의 도시간 격차, 시기별 수도물 수질개선 수요특성의 상이함 등으로 인해 직접적으로 값을 비교하는 것은 의미가 없을 수도 있다.

연구결과보다는 2배 이상 큰 편이다. 한편 울산시를 대상으로 한 김재홍(2001)의 연구결과를 살펴보면 다른 연구사례에 비해 월등하게 높은 값을 보고하고 있다.

5. 무응답 편이의 검정

앞서 언급하였듯이, 「 $\alpha_Y = \alpha_N$ 」라는 가설의 성립 여부를 확인함으로써 무응답 편이의 존재 여부에 대해 검정할 수 있다. 가설의 검정을 위해 제약이 없는 식 (21)의 로그우도함수를 $\ln L_1$ 이라 정의하고, 식 (21)에서 $\alpha_Y = \alpha_N = \alpha$ 라는 제약을 가한 모형의 로그우도함수를 $\ln L_2$ 라 정의하자. 그러면 가설검정을 위한 우도비 통계량(LR)은 다음과 같은 형태를 취한다.

$$LR = -2(\ln L_2 - \ln L_1) \quad (22)$$

이 검정통계량은 귀무가설 하에서 자유도가 1인 카이제곱(χ^2) 분포를 따른다. 분석결과 α 는 0.4837로 추정되었으며 t -값이 10.48로 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하다. 식 (22)의 검정통계량을 계산한 결과는 0.30으로 유의수준 5%에서의 임계치 3.84를 초과하지 못하므로 유의수준 5%에서 귀무가설은 기각되지 않는다. 즉 무응답 편이가 존재하지 않는다.

하지만 앞서 논의하였듯이 무응답 편이가 존재하지 않고 통상적 모형으로부터의 평균값 WTP 추정치와 무응답 자료 처치 모형으로부터의 평균값 WTP 추정치 사이에 큰 차이가 발견되지 않아도, WTP 추정결과를 연간 단위의 서울시 전체로 확장해보면 그 차이는 65.1원에서 80.7억원까지 발생한다. 따라서 최종적인 편익 계산결과에 있어

서는 적지 않은 차이를 가져올 수 있다. 아울러 통상적 모형과 무응답 자료 처치 모형 사이의 차이가 작다는 점은 본 연구에서 사용된 자료에 국한된 것이다. 만약 다른 자료에 적용된다면 그 차이는 더 커질 수 있다.

IV. 결론

무응답 자료는 무응답 편이를 일으킬 수 있으므로 임의로 버리고 분석을 해서는 안 되며, 반드시 분석에 포함되어야 한다. 하지만 무응답 자료를 처리할 수 있는 모형을 적용하지 않는다면 별 수 없이 무응답 자료를 버릴 수밖에 없다. 이에 본 연구에서는 폐쇄형 CVM 자료를 다루는 데 있어서 무응답 자료로부터 발생하는 바람직하지 않은 영향을 처리할 수 있는 무응답 자료 처치 모형을 개발하고, 이를 서울시 수돗물 수질개선편익 추정을 위해 2003년 11월에 수집된 자료에 적용함으로써 개발된 모형의 적절성을 확인하고자 하였다. 분석결과 무응답 편이가 발견되지 않았으며, 통상적 모형의 추정결과와 무응답 자료 처치 모형의 추정결과 사이에 유의한 차이가 발견되지 않았다. 하지만 가구당 월 단위로 분석된 WTP 자료를 서울시 전체 가구에 대해 연 단위로 확장해 보았더니 무응답 자료 처치 모형 적용의 필요성을 확인할 수 있었다. 아울러 본 연구에서 사용한 자료가 아닌 다른 자료에 무응답 자료 처치 모형이 적용된다면 무응답 자료 처치 모형의 유용성은 더 커질 수 있다.

본 연구에서 개발한 무응답 자료 처치 모형은 무응답으로 인한 편이가 존재하는 상황에서도 추정계수가 일치성을 가지므로 추정결과를 후생분석에서 그대로 이용할 수 있다. 본 연구에서 개발한 모형의 추정결과와 무응답으로 인한 편이가 없

다고 가정한 통상적인 모형의 추정결과를 비교하여 그 차이가 크면 이 차이는 무응답으로 인한 편익의 문제가 얼마나 심각할 수 있는 지를 보여주는 것으로 해석할 수 있으므로 무응답 자료 보정의 중요성을 얼마든지 확인할 수 있다.

특히 본 연구에서 개발한 모형은 기존의 이변량 구도가 아닌 단변량 구도에서 보다 용이하게 폐쇄형 CVM 자료에서 발생할 수 있는 무응답 편익을 검정하고, 이를 쉽게 보정할 수 있다는 점에서 보다 유용하다. 국제적으로 수행된 일부 관련 연구들을 보더라도, 이변량 모형인 표본선택모형의 적용에 초점을 맞추고 있어 추정 상의 어려움을 부과하며 경우에 따라서는 추정이 안 되는 경우도 발생하여 일정 정도 한계를 가지고 있다. 이러한 점을 감안할 때, 폐쇄형 CVM에서의 무응답 편익을 검정하고 이를 보정할 수 있는 모형을 처음으로 개발하고 적용한 것은 본 논문이 나름대로 의미를 가지고 있음을 시사한다. 앞으로 본 연구에서 개발한 모형이 도시문제 관련 CVM 응용연구에서 널리 사용되길 동시에 CVM에서의 무응답 자료의 처치와 관련된 많은 후속연구가 수행되기를 희망한다.

참고문헌

- 곽승준, 1993, "수질개선의 편익추정 : 조건부가치추정법과 반모수 추정법의 적용", 『자원경제학회지』, 제3권 제1호, 183~198.
- 김도형 · 김경환, 1994, "회피행동 분석을 이용한 서울시 수돗물 수질개선의 편익 측정", 『자원경제학회지』, 제3권, 제2호, 337~358.
- 김재홍, 2001, "울산시의 상수도 수질개선의 편익 측정", 『한국정책학회보』, 제10권, 제3호, 245~262.
- 유승훈 · 신철오 · 양창영, 2006, "원주시 가구의 상수도 수질개선에 대한 지불의사액 추정", 『환경정책연구』, 제5권, 제3호, 79~103.
- 정기호 · 김승우 · 박승준, 1997, "대구시 수돗물 수질개선의 편익분석 : 모수 및 준모수적 접근법 응용", 『자원경제학회지』, 제6권, 제2호, 223~257.
- Arrow, K., R. Solow, P. R. Portney, E. E. Leamer, R. Radner and H. Schuman, 1993, "Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation," *Federal Register*, 58: 4601~4614.
- Bhat, C. R., 1994, "Imputing a Continuous Income Variable from Grouped and Missing Income Observations," *Economics Letters*, 46: 311~319.
- Brent, R. J., 1995, *Applied Cost-Benefit Analysis*, Cheltenham: Edward Elgar.
- Cameron, T. A. and D. James, 1987, "Efficient Estimation Methods for Closed-ended Contingent Valuation Surveys," *Review of Economics and Statistics*, 69: 269~276.
- Dalecki, M. G., J. C. Whitehead, and G. C. Blomquist, 1983, "Sample Non-response Bias and Aggregate Benefits in Contingent Valuation: an Examination of Early, Late and Non-respondents," *Journal of Environmental Management*, 38: 133~143.
- Edward, F. E. and G. D. Anderson, 1987, "Overlooked Biases in Contingent Valuation Surveys: Some Considerations," *Land Economics*, 63: 168~178.
- Eklöf, J. and S. Karlsson, 1997, "Testing and Correcting for Sample Selection Bias in Discrete Choice Contingent Valuation Studies," *Working Paper No. 171*, Stockholm School of Economics, Sweden.
- Guttman, I. and U. Menzefricke, 1983, "Bayesian Inference in Multivariate Regression with Missing Observations on the Response Variables," *Journal of Business and Economics Statistics*, 1: 239~248.
- Hall, B. H. and C. Cummins, 1999, *Time Series Processor Version 4.5 User Guide*, TSP International.
- Hanemann, W. M., 1984, "Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses," *American Journal of Agricultural Economics*, 66: 332~341.

- Hanley, N. and C. L. Spash, 1993, *Cost-Benefit Analysis and the Environment*, Aldershot: Edward Elgar.
- Heckman, J., 1979, "Sample Selection as a Specification Error," *Econometrica*, 47: 153~161.
- Kmenta, J. and P. Balestra, 1986, "Missing Measurements in a Regression Problem with No Auxiliary Relations," *Advanced in Econometrics*, JAI Press.
- Krinsky, I. and A. L. Robb, 1986, "On approximating the statistical properties of elasticities," *Review of Economics and Statistics*, 68: 715~719.
- Lee, B. -J. and L. C. Marsh, 1998, "Nested Logit Analysis of Missing Response Observations," *Applied Economics Letters*, 5: 751~755.
- Lee, B. -J. and L. C. Marsh, 2000, "Sample Selection Bias Correction for Missing Response Observations," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 62: 305~322.
- Mattsson, L. and C. Z. Li, 1994, "Sample Nonresponse in a Mail CV Survey: an Empirical Test of the Effect on Value Inference," *Journal of Leisure Science*, 26: 182~188.
- Mitchell, R. C. and R. T. Carson, 1989, *Using Surveys to Value Public Goods: The Contingent Valuation Method*, Washington D.C.: Resources for the Future.
- Rubin, D. B., 1976, "Inference and Missing Data," *Biometrika*, 63: 581~592.
- Um, M. -J., S. -J. Kwak, and T. -Y. Kim, 2002, "Estimating Willingness to Pay for Improved Drinking Water Quality Using Averting Behavior Method with Perception Measure," *Environmental and Resources Economics*, 21: 287~302.
- Whitehead, J. C., P. A. Groothuis and G. C. Blomquist, 1993, "Testing for Non-Response and Sample Selection Bias in Contingent Valuation: Analysis of a Combination Phone/Mail Survey," *Economics Letters*, 41: 215~220.
- Whitehead, J. C., P. A. Groothuis, T. J. Hoban and W. B. Clifford, 1994, "Sample Bias in Contingent Valuation: A Comparison of the Correction Methods," *Leisure Science*, 16: 249~258.
- Yoo S. -H. and H. -J. Yang, 2001, "Application of Sample Selection Model to Double-Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation Studies," *Environmental and Resource Economics*, 20: 147~163.
- Yoo, S. -H. and C. -Y. Yang, 2000, "Dealing with Bottled Water Expenditures Data with Zero Observations: A Semiparametric Specification," *Economics Letters*, 66: 151~157.
- Yoo, S. -H., 2004, "A Note on a Bayesian Approach to a Dichotomous Choice Environmental Valuation Model," *Journal of Applied Statistics*, 31: 1203~1209.
- Young, R. A., 1996, *Measuring Economic Benefit for Water Investment and Policies*, The World Bank.

원 고 접 수 일 : 2007년 2월 26일
1차심사완료일 : 2007년 3월 13일
최종원고채택일 : 2007년 3월 19일