

## 二線選擇型 假想價值評價에서의 假說的 價值와 實際價值\*

金 兌 均\*\*

### 논 문 초 록 :

비시장재의 가치측정에 가장 많이 이용되고 있는 이선선택형 가상가치평가법이 응답자들의 선호를 진실되게 나타내게 하는 적합한 유인이 존재하는가를 체계적으로 규명하고자 한다. 이를 위해 가설적 상황에서의 조사와 실제상황에서의 실험을 실시하여 지불의사금액의 평균과 신뢰구간을 구하여 비교하며, 평균차이가 통계적 유의성을 가지는지 검정한다. 포도의 잔류농약검사에 대한 소비자가치를 측정하는 실증분석에서 지불의사금액의 평균과 신뢰구간이 각각 매우 다르게 나타난다. 또한, 지불의사금액의 평균 차이가 통계적 유의성을 가지는 것으로 분석된다. 이러한 결과에 의해 이선선택형 가상가치평가에서 응답자들의 선호를 진실되게 나타내게 하는 적합한 유인이 존재한다는 주장이 부정되고 있다.

핵심주제어 : 가상가치평가법, 적합한 유인, 가설적 편의  
경제학문헌목록 주제분류 : Q0

### I. 서 론

비시장재(nonmarket goods)의 가치평가를 위한 방법 중에서 가상가치평가법(contingent valuation method)은 40개 이상의 국가에서 환경, 수송, 위생, 건강 그리고 교육 등 여러 분야의 연구에 이용되고 있다(Hanemann, 1994). 이러한 가상가치평가법은 설문형태에 따라 개방형(open-ended)과 이선선택형(dichotomous choice)으로 구분된다. 개방형에서 응답자는 최대지불의사금액(maximum willingness to pay)을 대답하지만, 이선선택형에서는 대상재화에 대한 자신의 가치가 제시가격보다 클 경우 '예'라고 반응하며, 그렇지 않는 경우 '아니오'라고 반

\* 유익한 논평을 해 주신 익명의 심사위원들에게 감사드린다. 남아 있는 오류는 필자의 책임이다.

\*\* 경북대학교 농업경제학과 부교수

응한다.

이선선택형에서 응답자가 선택할 수 있는 대안이 '예'와 '아니오'뿐이기 때문에 응답자들이 자신들의 선호를 진실되게 나타내게 하는 적합한 유인이 존재한다 (incentive compatible)고 한다(Mitchell and Carson, 1989, p.151). 또한 미국의 경우 내무부(Department of Interior, 1994, p.23102)와 해양대기국(NOAA, 1993, p.4612; NOAA, 1994, p.1144)의 제안(proposed rules)을 보면, 이선선택형 가상이 치평가법에서 적합한 유인이 존재하는 것으로 주장되고 있다.

반면에 Bishop and Heberlein(1979), Kealy *et al.*(1988, 1990), Cummings *et al.*(1995, 1997), 그리고 Brown *et al.*(1996) 등의 선행연구에서는 이선선택형 가상가치평가법에서 가설적(hypothetical) 상황에서의 반응이 실제(real)상황에서의 반응과 차이가 있음을 실증분석을 통하여 설명하고 있다.<sup>1)</sup> 즉, 응답자들이 가설적 상황에서 자신들의 선호를 진실되게 나타내게 하는 적합한 유인이 존재한다는 것을 부정하고 있다. 이러한 결과는 가상가치평가법의 사용을 부정하는 하나의 원인으로 작용되기도 한다.

이선선택형 가상가치평가법에서 응답자들의 선호를 진실되게 나타내게 하는 적합한 유인이 존재하는가 또는 존재하지 않는가는 이 방법의 이용에 대한 합리성을 판단하는 기준이 된다. 그러므로 이 문제는 비시장재의 정확한 가치측정을 위해 매우 중요하며, 논란의 대상이 되고 있다. 앞에서 언급한 선행연구들에서는 가설적 상황과 실제상황에서의 '예'라고 응답하는 확률을 비교 또는 검정하거나, 지불의사금액의 평균을 계산하여 수정계수(calibration factor)를 구하여 설명하기 때문에, 가설적 상황과 실제상황의 추정된 지불의사금액의 차이가 통계적 유의성을 가지는지 분석할 수 없다.

그러므로 본 연구에서는 이선선택형 가상가치평가법이 응답자들의 선호를 진실되게 나타내게 하는 적합한 유인이 존재하는가를 더욱 체계적으로 규명하기 위하여 가설적 자료로부터의 평가치와 실제상황으로부터의 평가치를 비교·검정하고자 한다. 이를 위해 가설적 상황에서의 조사와 실제상황에서의 실험을 실시하여 지불의사금액의 평균을 각각 계산하고, bootstrapping방법을 이용하여 지불의사금액의 평균에 대한 신뢰구간을 각각 구하여 비교한다. 또한, 지불의사금액의 평균차이가 통계적 유의성을 가지는지 검정을 통하여 분석한다.

1) Neill *et al.*(1994)과 Loomis *et al.*(1996) 등은 개방형의 경우에 가설적 상황의 반응과 실제 상황의 반응이 차이가 난다는 것을 실증적으로 보여 주고 있다.

## II. 가설적 가치평가와 실재가치평가

이선선택형 가상가치평가법에 의한 조사자료는 '예'와 '아니오'의 이산응답(discrete response)형태를 지닌다. Hanemann(1984)은 이산응답자료로부터 후생 측정의 이론적 모형을 제시하기 위하여 다음과 같은 확률효용모형(random utility model)을 도입하여 설명하였다. 먼저, 소비자의 효용은 특정 비시장재의 소비 여부, 소득 그리고 개별특성 변수들의 함수로 가정하면 식 (1)과 같이 간접효용함수(indirect utility function)로 나타낼 수 있다.

$$U(i, M, S) = V(i, M, S) + \varepsilon_i, \quad i=0 \text{ 또는 } 1. \quad (1)$$

식(1)에서  $i$ 는 비시장재의 소비 여부를 나타내는 지시변수(indicator variable)이며,  $i=1$ 은 비시장재를 소비하는 경우,  $i=0$ 은 비시장재를 소비하지 않는 경우이다.  $M$ 은 개별응답자의 소득수준이며,  $S$ 는 연령, 교육년수, 가족수 같은 개별응답자의 특성 변수들로 이루어진 벡터이다. 그리고  $\varepsilon_i$ 는 평균이 0이고, 독립적이며 동일한 분포를 가진 확률변수(random variable)이다.

만약 비시장재의 가격이  $B$ 원일 때, 개별소비자가 비시장재를 구입할 경우, 그 효용수준은  $V(1, M-B, S) + \varepsilon_1$ 이 된다. 반대로 비시장재를 구입하지 않을 경우, 그 효용수준은  $V(0, M, S) + \varepsilon_0$ 이 될 것이다. 그러므로  $B$ 원의 가격제시에 비시장재를 구입한다는 것은  $B$ 원의 가격을 지불하더라도 비시장재를 소비하는 것이 소비하지 않을 경우보다 효용수준이 같거나 더 크다는 것을 의미하며, 식 (2)와 같이 나타낼 수 있다.

$$V(1, M-B, S) + \varepsilon_1 \geq V(0, M, S) + \varepsilon_0. \quad (2)$$

그러므로 개별응답자가  $B$ 원의 가격을 지불하고 비시장재를 소비할 확률은 식 (3)과 같이 확률함수(probability function)에 의해 설명될 수 있다.

$$\pi_1 = \Pr[V(1, M-B, S) + \varepsilon_1 \geq V(0, M, S) + \varepsilon_0]. \quad (3)$$

여기에서  $\pi_1$ 은  $B$ 원의 가격을 지불하고 비시장재를 소비할 확률이며,  $\Pr[\cdot]$

은 확률함수를 나타낸다. 또한  $\eta = \varepsilon_0 - \varepsilon_1$ 으로, 그리고  $F_\eta[\cdot]$ 를  $\eta$ 의 누적분포함수(cumulative distribution function)로 정의하면,  $\pi_1$ 은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\pi_1 = F_\eta[dV]. \quad (4)$$

여기에서  $dV = V(1, M-B, S) - V(0, M, S)$ 이다.

한편, 조사과정에서 가설적 상황을 제공하는 경우와 실제상황을 제공하는 경우 응답자가 서로 다르게 반응한다면 확률함수가 서로 다르게 추정될 것이며, 누적분포함수도 역시 서로 다르게 나타날 것이다. 그러므로 식 (4)의 누적분포함수를 가설적 상황과 실제 상황을 구분하여 나타내면 각각 식 (5), 식 (6)과 같다. 상첨자  $H$ 와  $R$ 는 각각 가설적인 상황과 실제상황을 의미한다.

$$\pi_1^H = F_\eta^H[dV], \quad (5)$$

$$\pi_1^R = F_\eta^R[dV]. \quad (6)$$

이와 같이 가설적 상황과 실제상황에 따라 확률함수와 누적분포함수가 서로 다르게 추정되면, 비시장재의 후생추정치인 지불의사금액의 크기도 달라질 것이다. 가설적 상황에서는 제시한 가격을 실제로 지불하지 않는 반면에, 실제상황에서는 그 가격을 실제로 지불한다. 그러므로 식 (7)과 같이 가설적 상황의 지불의사금액이 실제상황의 지불의사금액보다 더 크게 나타날 것이다. 즉, 응답자들이 가설적 상황에서 자신들의 선호를 진실되게 나타내게 하는 적합한 유인이 존재한다는 것이 부정될 것이며, 이로 인해 가설적 편의(hypothetical bias)가 발생할 것이다.

$$WTP^H > WTP^R. \quad (7)$$

여기에서  $WTP^H$ 와  $WTP^R$ 는 각각 가설적 상황과 실제상황에서의 지불의사금액을 나타낸다.

식 (5)와 식 (6)의 확률모형추정은 선형확률모형(linear probability model), 프로빗모형(probit model), 또는 로짓모형(logit model)을 이용할 수 있다. 이 중 로짓모형과 프로빗모형은 오차분포의 꼬리(tails)부분 두께가 서로 차이가 없다

면,<sup>2)</sup> 그 추정결과는 비슷하게 나타난다(Maddala, 1983, p. 23). 그러므로 상대적으로 추정이 용이한 로짓모형이 많이 이용된다. 로짓모형은 누적분포함수의 함수형태를 식 (8)과 같이 로지스틱함수(logistic function)를 가정한다.

$$F[dV] = \frac{1}{1 + e^{-dV}}. \quad (8)$$

그리고 로짓모형은  $dV$ 의 함수형태를 선형함수로 가정하면 선형로짓모형(linear-logit model), 로그함수로 가정하면 로그로짓모형(log-logit model)이라고 한다(Bishop and Heberlein, 1979). 본 연구에서의 확률모형추정은 선형로짓모형과 로그로짓모형을 이용한다.

확률모형의 추정된 결과로부터 후생을 측정하기 위한 기준으로는 지불의사금액의 전체평균(overall mean), 중앙값(median), 또는 절단된 평균(truncated mean)을 이용할 수 있다(Hanemann, 1984). 이 기준 중에서 이론적 제약과의 일치성(consistency with theoretical constraints), 통계적 효율성(statistical efficiency), 그리고 총계가능성(ability to be aggregated)을 만족하는 것은 절단된 평균이다(Duffield and Patterson, 1991). 그러므로 본 연구에서도 후생측정을 위한 기준으로 절단된 평균을 계산하여 설명한다. 절단된 평균의 계산과정은 응답자들에게 제시한 최대가격까지 정적분한 것이며, 다음 식과 같이 나타낼 수 있다.

$$WTP_{tm} = \int_0^{B_{\max}} \frac{1}{1 + e^{-dV}} dB.$$

여기에서  $WTP_{tm}$ 은 지불의사금액의 절단된 평균을 의미한다. 그리고  $B_{\max}$ 는 응답자들에게 제시한 최대가격이다.

가설적 상황과 실제상황의 지불의사금액의 차이를 설명하기 위해 점추정치(point estimator)인 절단된 평균만 이용할 수도 있지만, 신뢰구간을 추정하여 비교하면 더욱 효과적인 분석이 가능해진다. 그러므로 지불의사금액의 절단된 평균

2) 선형로짓모형과 선형의 프로빗모형 오차에 대한 첨도(kurtosis)가 가설적 상황자료를 이용한 경우 1.77과 1.76으로, 실제상황자료를 이용한 경우 1.84와 1.80으로 나타났다. 또한 로그로짓모형과 로그형태의 프로빗모형 오차에 대한 첨도는 가설적 상황의 자료의 경우 1.69와 1.67로, 실제상황자료의 경우 1.86과 1.82로 나타났다. 이러한 결과는 로짓모형과 프로빗모형의 추정결과가 비슷할 것임을 설명한다.

에 대한 신뢰구간을 구하기 위하여 bootstrapping 방법을 이용한다. bootstrapping에 의한 신뢰구간의 설정과정은 다음의 네 단계로 구분된다(Duffield and Patterson, 1991; Kling and Sexton, 1990). 첫째 단계에서는 표본자료를 이용하여 모형을 추정하고 지불의사금액의 절단된 평균( $w$ )을 구한다. 둘째 단계에서는 회귀잔차로부터 반복적 재표본추출(resampling)을 하여 bootstrap pseudo-data를 만든다. 셋째 단계에서는 bootstrap pseudo-data를 이용하여 모형을 추정하고 지불의사금액의 절단된 평균의 새로운 측정치( $w^*$ )를 구한다. 그리고 넷째 단계에서는  $w^*$ 에 대한 경험적 분포를 생성하기 위하여 둘째 단계와 셋째 단계를 반복한다. 재표본추출은 1,000회를 반복한다.

### Ⅲ. 실증분석

#### 1. 조사 및 실험

가설적 가치평가와 실제가치평가가 서로 다르게 나타나는지를 분석하기 위해 포도의 잔류농약검사에 대한 소비자가치를 측정하여 비교한다. 조사 및 실험을 위한 모집단(population)은 대구광역시 소비자이며, 그 시기는 1997년 8월 10일부터 8월 20일까지이다. 총표본수는 416개이며, 이 중 가설적 상황에서의 조사에 응한 표본의 수는 228개, 실제상황의 실험에 참가한 표본수는 188개이다.

조사 및 실험의 내용은 포도의 잔류농약검사에 대한 응답자의 가설적 선택의 향 또는 실제행위와 응답자의 일반적인 사항(소득, 연령, 학력, 가족수 등)이다. ‘포도 A’는 잔류농약검사를 하지 않은 포도이며, ‘포도 B’는 정부가 공인한 기관의 잔류농약검사를 통과한 포도이다. ‘포도 B’는 잔류농약검사를 통과하였기 때문에 거의 100% 안전한 반면에, ‘포도 A’보다 비싸다. 두 종류의 포도는 잔류농약검사의 유무와 가격을 제외한 모든 특성(크기, 모양, 맛 그리고 색깔 등)은 동일하다.

가설적 가치평가를 위한 조사에서는 조사원(2인 1조)이 두 종류의 포도 특성과 가격을 가설적으로 설명한다. 그리고 응답자에게 ‘포도 A’ 1kg(4,500원이라고 설명함)이 가상적으로 주어진다. ‘포도 A’대신 ‘포도 B’를 구입하기 위한 가격을 제시한 다음 가상적으로 선택하게 한다. 실제상황의 실험에서는 응답자에게 ‘포도 A’ 1kg을 실제로 증여한다. 또한, 응답자에게 ‘포도 A’대신 ‘포도 B’를 구입하기

위한 가격을 제시한 다음 실제로 선택하게 한다. 즉, 주어진 '포도 A'를 가지고 가거나, 아니면 제시한 가격을 지불하고 '포도 B'를 바꾸어 가는 것을 선택하게 한다. 잔류농약검사에 대한 제시가격은 포도 1kg 당 500원부터 500원의 간격을 두며, 최대가격은 7,500원이다.

한편, 가설적 상황에서의 조사표본과 실제실험에서의 조사표본의 개별특성변수가 동일한 분포를 가져야 두 표본간의 지불의사금액의 차이가 가설적 가치와 실제가치의 차이로 해석이 가능해진다. 그러므로 두 표본 간 특성 변수들의 동일성에 대한 검정이 필요하다. 이를 위해 비모수검정(nonparametric test)을 실시하였으며, 그 결과는 <표 1>과 같이 나타난다. 여기에서 비모수 검정을 적용하는 이유는 특성 변수들에 대하여 Kolmogorov-Smirnov정규성 검정(normality test)을 실시한 결과, 연령, 교육년수, 가족 수 그리고 소득에 대한 통계량이 각각 0.949, 0.852, 0.924 그리고 0.920으로 5% 유의수준에서 정규분포라는 가설이 기각되었기 때문이다.

먼저 응답자의 연령을 보면, 가설적 상황에서의 조사표본에 있는 평균연령이 36.45세이며, 실제상황에서의 실험표본에 있는 평균연령이 36.48세이다. 연령에 대한 두 표본 간의 Wilcoxon 통계량이 -0.01로 나타나 두 표본 간에 차이가 없다는 귀무가설을 수락한다. 교육년수의 평균은 각각 12.79년과 12.91년이며, 비모수 검정 결과 두 표본 간에 유의한 차이가 없다. 가족수와 소득수준에서도 연령이나 교육년수와 마찬가지로 두 표본 간에 차이가 없다는 귀무가설을 수락한다. 이러한 분석을 통해 지불의사금액에 영향을 미칠 수 있는 특성변수들이 두 표본 간에 서로 동일하다는 결과를 얻을 수 있다. 그러므로 만약 두 표본 간 지불의사금액이 차이가 있다면, 그 차이는 가설적 가치와 실제가치의 차이로 해석될 수 있다.

<표 1> 응답자 특성변수들의 표본간 비교

변 수	가설적 상황		실제상황		Wilcoxon 통계량
	평 균	표준편차	평 균	표준편차	
연 령(세)	36.45	10.47	36.48	10.81	-0.01
교육년수(년)	12.79	2.52	12.91	2.66	0.65
가 족 수(명)	4.06	1.20	4.18	1.16	0.82
소 득(만 원)	203.51	74.20	205.05	73.04	0.48

〈표 2〉 선형로짓모형의 추정결과

구 분	가 설 적 상 황	실 제 상 황
Intercept	-1.3866 (-0.99)	-0.9465 (-0.61)
BID	$-0.3912 \times 10^{-3}$ (-4.85)**	$-0.4951 \times 10^{-3}$ (-5.17)**
INC	$0.3006 \times 10^{-2}$ (1.38)	$0.6118 \times 10^{-2}$ (2.49)**
AGE	$0.2040 \times 10^{-1}$ (1.25)	$0.1419 \times 10^{-1}$ (0.78)
EDU	$0.7898 \times 10^{-1}$ (1.12)	0.1208 (1.59)
FAM	0.2376 (1.88)*	-0.1739 (-1.14)
Model $\chi^2$	36.29	40.32
Proportion of Right Prediction	0.70	0.70
McFadden $R^2$	0.12	0.16
N <sup>a)</sup>	228	188

주: 1) ( )는 점근적인  $t$ -값을 나타냄.

2) \*\* 5% 유의수준에서 유의성 있음.

3) \* 10% 유의수준에서 유의성 있음.

4) a) N은 표본의 크기를 나타냄.

## 2. 추정결과 및 해석

식 (8)의 로짓모형은 일반적으로 최우추정법(method of maximum likelihood)에 의해 추정되며, 그 추정치는 유효추정량으로서 일치추정량이 된다(Amemiya, 1981). 그러므로 선형로짓모형과 로그로짓모형은 최우추정법에 의해 추정되었으며, 그 결과는 〈표 2〉와 〈표 3〉과 같이 요약된다.<sup>3)</sup> 표에서 BID는 잔류농약검사에 대한 제시가격, INC는 소득수준, AGE는 응답자의 연령, EDU는 교육년수,

3) 가설적 상황과 실제상황의 차이에 대한 유의성을 두 상황의 자료를 동시에 이용하고 가변수(dummy variable)를 도입하여 검정할 수도 있다. 가변수의 값을 실제상황의 경우 1, 가설적 상황의 경우 0으로 설정하여 추정한 결과 가변수에 대한 계수추정치( $t$ -값)가 선형로짓모형에서는  $-0.6872$ ( $-3.14$ ), 로그로짓모형에서는  $-0.6822$ ( $-3.12$ )로 각각 추정되어 유의성이 있는 것으로 나타났다.



〈표 3〉 로그로짓모형의 추정결과

구 분	가 설 적 상 황	실 제 상 황
Intercept	3.3853 (0.90)	5.2035 (1.35)
ln(BID)	-1.2073 (-4.53)**	-1.4194 (-5.02)**
ln(INC)	0.4226 (1.07)	0.8801 (1.95)*
ln(AGE)	0.7278 (1.25)	0.3763 (0.61)
ln(EDU)	0.4965 (1.07)	0.7276 (1.44)
ln(FAM)	0.9255 (2.11)**	-0.7718 (-1.41)
Model $x^2$	36.48	38.28
Proportion of Right Prediction	0.69	0.69
McFadden $R^2$	0.12	0.15
N <sup>a)</sup>	228	188

주: 1) ( )는 점근적인  $t$ -값을 나타냄.

2) \*\* 5% 유의수준에서 유의성 있음.

3) \* 10% 유의수준에서 유의성 있음.

4) a) N은 표본의 크기를 나타냄.

FAM은 동거가족수를 각각 나타낸다.

우선, 모형의 적합도(goodness of fit)를 Model  $x^2$ , Proportion of Right Prediction, 그리고 McFadden  $R^2$ 의 기준으로 판단해 보면, 선형로짓모형과 로그로짓모형 간에 차이가 없는 것으로 분석된다. 추정계수의 부호는 예측한 바와 같이 제시가격은 음(negative)으로 나타나며, 5% 유의수준에서 통계적 유의성을 가진다. 소득수준의 계수는 양(positive)으로 추정되며, 실제상황의 경우 5% 또는 10% 유의수준에서 통계적 유의성이 있다. 잔류농약검사에 대한 제시가격이 높을수록 잔류농약검사를 통과한 포도를 선택할 확률이 감소하며, 반대로 소득수준이 높을수록 잔류농약 검사를 통과한 포도를 선택할 확률이 증가한다는 것을 설명하고 있다. 연령과 교육년수에 대한 추정계수의 부호는 각각 양으로 나타나나 통계적 유의성은 없다. 가족수에 대한 추정계수의 부호는 가설적 상황과 실제 상황

에서 서로 다르게 나타난다. 가설적 상황의 경우에는 양의 효과를 가지나 실제상황의 경우에는 효과를 가지지 않는 것으로 분석된다.

한편, 추정계수의 크기를 보면 가설적 상황의 경우와 실제상황의 경우가 서로 다르다는 것을 알 수 있다. 이는 가설적 상황을 제공하는 경우와 실제상황을 제공하는 경우 응답자의 반응은 물론 그 추정결과도 달라진다는 것을 나타낸다.

포도의 잔류농약검사에 대한 가설적 가치와 실제가치를 비교하기 위하여, 선형로짓모형과 로그로짓모형의 추정치를 이용하여 지불의사금액의 절단된 평균 ( $WTP_{tm}$ )을 계산한다. 또한, 지불의사금액의 절단된 평균에 대한 95% 신뢰구간을 bootstrapping방법에 의하여 추정한다. 그 결과는 <표 4>와 같이 요약된다.

지불의사금액의 절단된 평균을 비교해 보면, 선형로짓모형의 경우 가설적 상황에서는 4,500.6원/kg으로 나타나나, 실제 상황의 경우 3,458.8원/kg으로 나타나 1,041.8원/kg의 차이를 나타낸다. 로그로짓모형에서는 지불의사금액의 절단된 평균이 각각 4,579.2원/kg과 3,519.5원/kg으로 1,059.5원/kg의 차이를 보여 준다.

지불의사금액의 절단된 평균에 대한 95% 신뢰구간을 비교해 보면, 선형로짓모형의 경우 가설적 상황에서는 4,063.3~4,972.5원/kg의 신뢰구간을 나타내며, 실제상황에서는 2,984.5~3,939.5원/kg의 신뢰구간을 나타낸다. 로그로짓모형의 경우 가설적 상황과 실제상황에서 각각 4,143.6~5,036.0원/kg과 3,025.4~3,984.8원/kg의 신뢰구간을 보여 준다. 두 모형 모두에서 가설적 상황과 실제상황의 신뢰구간이 서로 겹치지 않는다. 이는 가설적 상황과 실제상황의 지불의사금액의 절단된 평균이 서로 차이가 난다는 것을 설명하고 있다. 또한, 동일한 결과를 지불의사금액의 절단된 평균의 차이에 대한  $t$ -검정을 통해서도 알 수 있다. 선형로짓모형

<표 4> 지불의사금액의 절단된 평균과 신뢰구간

(단위: 원/kg)

구 분	선형로짓모형			로그로짓모형		
	Lower Bound	$WTP_{tm}$	Upper Bound	Lower Bound	$WTP_{tm}$	Upper Bound
가설적 상황	4,063.3	4,500.6	4,972.5	4,143.6	4,579.2	5,036.0
실제상황	2,984.5	3,458.8	3,939.5	3,025.4	3,519.5	3,984.8
$WTP_{tm}$ 의 차이	1,041.8			1,059.7		

의 경우  $t$ -값은 3.10으로 나타나며, 로그로짓모형의 경우 3.17로 나타난다. 그러므로 5% 유의수준에서 절단된 평균의 차이가 없다는 귀무가설을 기각하고 차이가 있다는 대립가설을 수락한다.

이와 같은 결과는 가설적 상황에서의 가치와 실제상황에서의 가치가 차이가 있다는 것을 설명하며, 가설적 상황을 제공하고 조사할 경우 응답자들의 선호를 진실되게 나타내게 하는 적합한 유인이 존재한다는 것을 부정하며, 가설적 편이가 존재할 수 있다는 것을 설명하고 있다. 그러면 가설적 편이가 존재할 경우 우리는 어떻게 해야 할 것인가? Cummings *et al.*(1997, p.619)은 다음의 세 가지 대안을 제시하고 있다. 첫째는 개방형과 이선선택형에서 모두 가설적 편이가 존재하기 때문에 가상가치평가법의 사용을 포기하는 것이다. 그러나 이 대안은 가상가치평가법이 다른 평가방법들(여행비용법 또는 만족가격법)에서 해결할 수 없는 여러 가지 문제들을 해결해 줄 수 있기 때문에 적절한 대안이라고 볼 수 없다. 둘째는 가설적 편이와는 다른 방향의 편이(예를 들어, 전략적 편이 또는 무임승차 편이)가 존재할 수 있기 때문에, 비록 가설적 편이가 존재하더라도 추정된 결과를 그대로 사용하는 것이다. 이 경우도 어느 쪽으로 편이가 발생할지 순수한 편이(net bias)를 알 수 없기 때문에 적절하지 않다. 마지막으로 가설적 편이를 수정(calibration)하는 것이며, 가장 적절한 것으로 인정할 수 있다.

가상가치평가법을 이용한 추정치에서 가설적 편이를 수정하기 위해서 어떻게 할 것인가? 가상적 상황을 설정하는 현지조사(field survey)에서의 반응결과를 수정하기 위해 실제상황에서의 실험결과(experimental result)를 이용하는 것이다. 즉, 가설적 편이를 감소시키기 위해 가상적 가치를 실제상황에서의 실험결과를 이용하여 수정(calibration)하는 방법<sup>4)</sup>이다. 이러한 새로운 기법개발이 필요하며, 비시장재의 정확한 가치측정을 위해 매우 중요한 분야가 될 것이다.

#### IV. 요약 및 결론

비시장재에 대한 정확한 가치측정은 비시장재에 대한 효율적인 정책이나 투자 수준 및 관리의 정도를 결정하기 위해 매우 중요하다. 본 연구에서는 비시장재의

4) Blackburn *et al.*(1994)과 Swallow(1994)는 이 기법을 실험적 가상가치평가법(laboratory and experimental contingent valuation methods; XCVM)이라고 하며, Fox *et al.*(1997)은 CVMX라고 한다.

가치추정에 가장 많이 이용되고 있는 이선선택형 가상가치평가법에서 가설적인 상황을 제공하기 때문에 추정된 가치가 실제경우와는 차이가 난다는 것을 보여 준다. 즉, 응답자들의 선호를 진실되게 나타내게 하는 적합한 유인이 존재한다는 것을 부정하며, 가설적 편이가 존재한다는 것을 주장하고 있다.

실증분석에서는 포도의 잔류농약검사에 대한 소비자 가치추정하였다. 그 결과 가설적 상황에서의 조사와 실제상황에서의 실험은 서로 다른 확률모형이 추정되었으며, 지불의사금액도 매우 다르게 나타났다. 선형로짓모형의 경우 두 표본 간의 지불의사금액의 절단된 평균차이가 1,041.8원/kg이며, 로그로짓모형에서도 1,059.7원/kg의 차이를 보여 주었다. 또한 bootstrapping방법을 이용하여 평균에 대한 신뢰구간을 구하여 비교하였다. 그 결과 신뢰구간도 매우 다르게 나타나며, 가설적 상황과 실제상황에서의 신뢰구간이 서로 겹치지 않았다. 그리고 지불의사금액의 평균의 차이가 통계적 유의성을 가지는지를 검정해 본 결과 유의성을 가지는 것으로 분석되었다. 이와 같은 결과는 가설적 상황에서의 가치와 실제상황에서의 가치가 차이가 있다는 것을 보여 주며, 가상가치평가법에서 가설적 상황을 제공하고 조사할 경우 가설적 편이가 존재한다는 것을 설명하고 있다.

이와 같이 이선선택형 가상가치평가법에서 가설적 편이가 발생한다면, 비시장재에 대한 정확한 가치평가를 위하여 이 방법의 이용은 합리성을 가지지 못한다. 그렇다면 어떻게 해야 할 것인가? 그 대안으로 가설적 편이를 수정하는 기법의 개발이 필요하다. 즉, 실제상황에서의 실험결과를 이용하여 가설적 상황에서의 반응결과를 수정하여 가치를 측정하는 실험적 가상가치평가법이 필요하게 된다. 이 경우 가상가치평가법의 장점과 실험에 의한 가치추정의 장점을 동시에 지닐 수 있다. 즉, 주어진 조사비용(survey cost)으로 최대한 표본수를 많이 유지할 수 있으며, 또한 실험에 의한 가치추정에서와 같은 타당성(validity)과 정확성(accuracy)을 얻을 수 있다는 것이다. 이러한 기법개발은 앞으로 계속될 연구과제이다.

## 參 考 文 獻

1. Amemiya, T., "Qualitative Response Models: A Survey", *Journal of Economic Literature*, Vol. 19, 1981, pp. 1483-1536.
2. Bishop, R.C. and T. A. Heberlein, "Measuring Values of Extra-Market

- Goods: Are Indirect Measures Biased?", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 61, 1979, pp. 926-930.
3. Blackburn, M., G. W. Harrison and E. E. Rutström, "Statistical Bias Functions and Informative Hypothetical Surveys", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 76, 1994, pp. 1084-1088.
4. Brown, T. C., P. A. Champ, R. C. Bishop and D. W. McCollum, "Which Response Format Reveals the Truth about Donations to a Public Good?", *Land Economics*, Vol. 72, 1996, pp. 152-166.
5. Cummings, R. G., G. W. Harrison and E. E. Rutström, "Homegrown Values and Hypothetical Surveys: Is the Dichotomous Choice Approach Incentive-Compatible?", *American Economic Review*, Vol. 85, 1995, pp. 260-266.
6. Cummings, R. G., S. Elliott, G. W. Harrison and J. Murphy, "Are Hypothetical Referenda Incentive Compatible?", *Journal of Political Economy*, Vol. 105, 1997, pp. 609-621.
7. Department of Interior, "Natural Resource Damage Assessments; Proposed Rules", *Federal Register*, Vol. 59, May 4, 1994, pp. 23097-23111.
8. Duffield, J. W. and D. A. Patterson, "Inference and Optimal Design for a Welfare Measure in Dichotomous Choice Contingent Valuation", *Land Economics*, Vol. 67, 1991, pp. 225-239.
9. Fox, J.A., J.F. Shogren, D.J. Hayes and J.B. Kliebenstein, "CVM-X: Calibrating Contingent Values with Experimental Auction Markets", unpublished manuscript, 1997.
10. Hanemann, W. M., "Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 66, 1984, pp. 332-341.
11. \_\_\_\_\_, "Valuing the Environment Through Contingent Valuation", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 8, 1994, pp. 19-43.
12. Kealy, M. J., J. F. Dovidio and M. L. Rockel, "Accuracy in Valuation is a Matter of Degree", *Land Economics*, Vol. 64, 1988, pp. 158-171.

13. Kealy, M. J., M. Montgomery and J. F. Dovidio, "Reliability and Predictive Validity of Contingent Values: Does the Nature of the Good Matter?", *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 19, 1990, pp. 244-263.
14. Kling, C. L. and R. J. Sexton, "Bootstrapping in Applied Welfare Analysis", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 72, 1990, pp. 406-418.
15. Loomis, J., T. Brown, B. Lucero and G. Peterson, "Improving Validity Experiments of Contingent Valuation Methods: Results of Efforts to Reduce the Disparity of Hypothetical and Actual Willingness to Pay", *Land Economics*, Vol. 72, 1996, pp. 450-461.
16. Maddala, G. S., *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, 1983.
17. Mitchell, R. C. and R. T. Carson, *Using Surveys to Value Public Goods: The Contingent Valuation Methods*, Resources for the Future, 1989.
18. Neill, H. R., R. G. Cummings, P. T. Ganderton, G. W. Harrison and T. McGuckin, "Hypothetical Surveys and Real Economic Commitments", *Land Economics*, Vol. 70, 1994, pp. 145-154.
19. NOAA(National Oceanic and Atmospheric Administration, US Department of Commerce), "Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation", *Federal Register*, Vol. 58, January 15, 1993, pp. 4602-4614.
20. \_\_\_\_\_, "Natural Resource Damage Assessments: Proposed Rules", *Federal Register*, Vol. 59, January 7, 1994, pp. 1061-1191.
21. Swallow, S. K., "Value Elicitation in Laboratory Markets: Discussion and Applicability to Contingent Valuation", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 76, 1994, pp. 1096-1100.