

## 假想價値評價法에서 時間範圍에 따른 休養價値의 差異 解析<sup>1</sup>

金 俊 淳<sup>2</sup>

## The Interpretation of Different Recreation Benefits According to Time Horizon in the Contingent Valuation Method<sup>1</sup>

Joon-Soon Kim<sup>2</sup>

### 요 약

잉여가치는 일정한 시간범위에 대한 가치로 표현된다. 특히, 가상적시장에서 시간범위의 선택문제는 매우 중요하다. 본 연구에서는 상이한 기간에 따른 지불의사액의 차이원인을 할인율을 통해 살펴보고자 한다. 이를 위해 속리산 국립공원을 방문객을 대상으로 1년과 5년 두 종류의 시간범위에 대한 방문객의 휴양가치를 이용하였다. 지불의사액에 대한 질문은 양분선택형을 택하였으며 분석에서는 프로빗모형을 사용하였다. 상한치 절단에 의한 편의의 문제점을 회피하기 위하여 휴양가치에 대한 기대치는 중앙값으로 평가하였다.

분석 결과, 방문객의 1년과 5년의 휴양가치는 각각 16,569원과 27,111원으로 산출되었다. 이러한 상이한 시간범위에 따라 평가된 가치의 차이를 일치시키는 할인율은 年 153%로 산출되었다. 이러한 높은 할인율은 (1)미래방문에 대한 불확실로 인한 현재가치에 대한 높은 선호 (2)시간범위와 비례하는 대체가능성 (3)시간범위에 대한 응답자의 인지부족 (4)재화의 가격비율과 효용함수에 의한 영향 (5)지불수단에 대한 기본적인 프리미엄으로 인해 1년에 대한 휴양가치가 과대 추정 등, 복합적인 원인으로 해석 가능하다.

### ABSTRACT

Consumer surplus is to be a value concerning a time horizon. Especially it is very important how long time horizon would be chosen in contingent market. This study aimed to provide causes of difference recreation benefits through discount rate in many aspects. The data were collected by personal interviews with visitors in Songnisan National Park. The respondents answered yes or no, dichotomous choice, on recreation benefits according to a chosen time horizon, one year or five years. The probit model was used in the analysis. In order to avoid the truncation bias of upper bound, the median was chosen as the recreation benefits of visitor.

As the result, the value was evaluated to be 16,569 Won for one year and 27,111 Won for five years. The discount rate is estimated 153% annually to coincide different recreation benefits. The reasons of the high discount rate were to be interpreted as following five types : (1) uncertainty of future consumption (2) increasing of probability of the substitution owing to increasing of time horizon (3) recognition of different time horizons (4) effect by the price ratio of goods and utility function (5) overestimation of the recreation benefits owing to a basic premium of payment vehicle.

*Key words : consumer surplus, time horizon, discount rate, probit model, uncertainty*

<sup>1</sup> 接受 1999年 1月 7日 Received on January 7, 1999.

<sup>2</sup> 고려대학교 산림자원환경학과 강사, Korea University, Seoul 136-701, Korea.

서 론

실제 거래시장에서의 가치는 한계지불의사 개념인 가격 정보를 통해 얻는 반면, 가상시장에서는 평균지불의사액 또는 총지불의사액을 통해 얻을 수 있다. 개인의 총지불의사액을 알고자 할 때 중요한 요소는 시간범위이며, 이는 대상 재화의 소비빈도에 따라서 연구자에 의해 자의적으로 선택되어 사용된다. 또한 자산가치의 산출을 위해서는 일반적으로 시장이자율을 적용하여 평가한다. 그러나 재화의 할인율은 그 특성에 따라 상이할 것이다. 특히, 가상가치평가를 위한 설문에서 시간의 범위를 어떻게 정하는가에 따라 최대지불의사액에 큰 영향을 줄 수 있다.

자연환경자원과 같은 비시장재의 가치를 계량화시키려는 연구는 80년대 접어들면서 본격화되기 시작하였으며, 현재 다양한 분석 방법의 개발과 함께 이론적 검증이 활발하게 이루어지고 있다. 이러한 가치산출에 있어 할인율은 중요한 인자이다.

일반적으로 개인의 국립공원 방문 빈도는 몇 년을 주기로 간헐적이다. 따라서 방문자가 느끼는 국립공원의 가치를 일정한 시간범위에 따른 가치로 환산할 경우에는 적정할인율의不在로 인해 어려움이 따른다. 그럼에도 불구하고 가상가치평가를 위한 설문조사에 있어 적절한 시간범위 또는 할인율에 대한 연구는 아직 미미하다.

본 연구에서는 국립공원 방문객을 대상으로 1년과 5년이라는 시간범위에 따른 휴양가치를 알아보고 그 차이 원인에 대하여 고찰해 보려고 한다.

분석모형과 시간범위

재화가치를 평가하기 위한 하나의 방법으로 확률적 보상수요곡선에 근거한 가상가치평가법(Contingent Valuation Method : CVM)에서 화폐액에 대한 설문 방법은 그림 1과 같이 나타낼 수 있다.<sup>1)</sup>

가상가치평가법을 사용할 때 양분선택형은 미국의 NOAA(National Oceanic and Atmospheric Administration) 위원회가 추천하는 질문 형태이

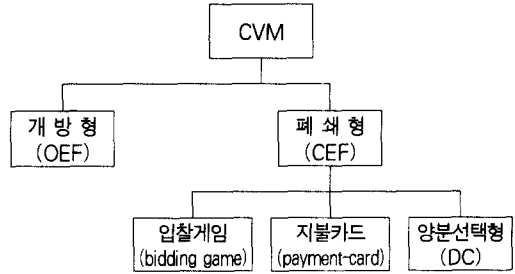


그림 1. 가상가치평가법에서 화폐액에 대한 설문 방법

다(Portney, 1994).

양분선택형 모형 역시 개인의 최대지불의사액에 대해 하나의 함수 형태를 상정해야 한다. 본 모형에서는 식 (1)과 같은 선형함수로 가정하였다.

$$(1) WTP_i = X'_i \beta + \epsilon_i$$

식 (1)의 오차항  $\epsilon_i$ 는 평균이 0이고 분산이  $\sigma^2$ 인 정규분포를 하며 독립적이고 동일한 분포를 하는 확률변수로 가정한다.

양분선택형에서 제시된 액수에 대해 지불의사를 밝힌 수요자는 자신의 최대지불의사액이 제시된 액수 A보다 크다는 것을 의미한다. 제시된 화폐액  $A_i$ 를 지불하겠다고 할 경우에는 식 (2)의  $I$ 는 0, 아닐 경우에는 1이라 한다.

$$(2) I_i = 0 \quad WTP_i \geq A_i : A_i \text{를 지불하겠다는 경우}$$

$$I_i = 1 \quad WTP_i < A_i : A_i \text{를 지불하지 않고 포기}$$

이를 확률적으로 표현하면

$$(3) P_i = \Pr(I_i = 0) = \Pr(WTP_i \geq A_i)$$

$P_i$ 는 어떤 개인  $i$ 의 경우 제시된 화폐액보다 개인의 최대지불의사액이 클 확률을 의미한다. 이를 식 (1)의 도움으로 다시 표현하면

$$(4) P_i = \Pr(WTP_i \geq A_i) = \Pr(X'_i \beta + \epsilon_i \geq A_i)$$

$$= \Pr(\epsilon_i \geq A_i - X'_i \beta) = \Pr(\epsilon_i \geq \Omega_i)$$

단,  $\Omega_i = A_i - X'_i \beta$

식 (4)는 하나의 누적확률함수로 설명이 가능하다.

1) 지불카드형에서 기재된 여러 화폐액 중에 최고 액수를 기입하지 않고 공백으로 놔두었다면 엄밀한 의미에서 폐쇄형이라고 할 수는 없다.

$$(5) P_i = \Pr(WTP_i \geq A_i) = \Pr(\varepsilon_i \geq \Omega_i) \\ = 1 - G_\varepsilon(\Omega_i)$$

$G_\varepsilon(\Omega_i)$ 는  $P_i$ 과 대립되는 확률로써  $A_i$ 라는 화폐액이 제시되었을 때 포기할 확률임을 알 수 있다. 이와 같은 모형에 근거하여 식 (6)과 같이 최우법(maximum likelihood method)에 의해 계수를 추정할 수 있다. 일반적으로 계산의 단순화를 위해 로그형으로 변환하여 사용한다.

$$(6) L = \prod_{i=1}^n \{G(\Omega_i)\}^{I_i} \cdot \{1 - G(\Omega_i)\}^{1 - I_i} \\ \Rightarrow \sum_{i=1}^n [I_i \cdot \ln G(\Omega_i) + (1 - I_i) \cdot \ln(1 - G(\Omega_i))] \\ n : \text{표본수}$$

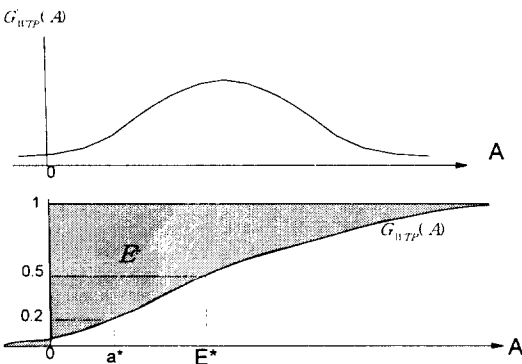
WTP는 누적확률분포도를 이용하여 설명 가능하며 일례로, 그림 2에서는 WTP를 대칭분포 가정 하에 나타내었다.

만약 그림 2와 같은 WTP에 대한 분포형을 갖는 개인에게 화폐액  $a^*$ 를 제시할 경우 지불하겠다고 말할 확률은 80%이다.

최대지불의사액의 기대치는 식 (7)과 같다(Cooper, 1993, p.26 ; Greene, 1993, p.64).

$$(7) E^+ = \int_{-\infty}^{\infty} A \cdot G_{WTP}'(A) dA \\ = \int_0^{\infty} \{1 - G_{WTP}(A)\} dA - \int_{-\infty}^0 G_{WTP}(A) dA$$

일반적으로 양분선택형에 의한 가치평가를 할 때 WTP의 기대치 산출에 있어 식 (7)의 두번째 항인 음의 영역은 계산에서 제외한다. 그러나 최



A : 제시된 화폐액, E\* : 중앙값

그림 2. 프로비트모형에 의한 WTP의 분포형태

우법에 의한 추정치 계산에서는 음의 영역도 포함하여 분석하고 있다. 음의 영역을 고려하지 않은 WTP는 항상 음의 영역을 고려한 WTP보다 크게 나타난다.2) 이러한 문제를 회피하기 위하여 임의로 WTP에 대한 상한치를 정하고 WTP의 기대치 산출에 있어 적분영역을 0에서 상한치까지로 범위를 한정한다. 이와 같이 상한치를 임의로 정함으로 인해 절단편의(truncation bias)가 발생한다.

지금까지 실증분석에 있어 WTP 계산을 위해 사용된 상한치의 사례들을 다음 네 가지로 분류할 수 있다.

- 설문자에 의해 제시되었던 최고 액수(Seller 등, 1986 ; León, 1996)
- 제시되었던 최고액수와 추정결과와의 포기 가능성 90%에 상응하는 액수 중 더 큰 액수(Boyle와 Bishop, 1988 ; 한상열과 최관, 1996)
- 포기 가능성 95% 내지 99%에 상응하는 액수(Bowker와 Stoll, 1988 ; Cooper, 1993)
- $\int_0^{A_{max}} [1 - \frac{G_{WTP}(A)}{G_{WTP}(A_{max})}] dA$  (Boyle 등, 1988 ; Park 등, 1991)

한편, Boyle 등(1988)은 처음으로 음의 WTP의 배제에 대해 비판을 하였다. 이어 Johansson 등(1989) 역시 하나의 확률변수로서 음의 영역도 고려해야 한다고 주장하였다. 이에 대하여 Hanemann(1989)은 확률변수로서 음의 값을 가정할 수 있거나 음의 가치를 해석할 수 있다면 음의 영역을 고려하여도 무방하다고 응답하였다. 만약 음의 영역을 고려할 경우에는 임의로 상한치를 정함으로 인해 발생하는 절단편의를 동시에 피할 수 있는 장점이 있는 반면, 중앙값이 음으로 나올 수 있는 단점이 있다. 지금까지의 사례연구를 보면, 프로비트와 로짓모형뿐 아니라 Log-Probit, Log-Logit, Weibull 또는 Gamma 등 비대칭확률분포모형을 이용한 분석도 행하여졌다. 이들 비대칭모형의 특징은 음의 지불의사를 모형 자체에서 배제시킨다는 것이다.

본 연구에서는 오차항  $\varepsilon$ 가 정규분포를 하는 단순선형모형을 가정하였으므로 식 (4)에서 WTP의 확률분포 역시 정규분포를 한다는 가정 하에 프로비트모형을 이용하였다.

2) Hanemann(1984)의 연구에서는 5배의 크기 차이를 보였다.

$$\begin{aligned}
 P_1 &= \Pr(I_i=1) = \Pr(WTP > A_i) \\
 (8) \quad &= \Pr(X'_i \beta + \epsilon_i > A_i) = \Pr(\epsilon_i > A_i - X'_i \beta) \\
 &= \Pr\left(\frac{\epsilon_i}{\sigma} > \frac{A_i - X'_i \beta}{\sigma}\right) \\
 &= \Pr(z) = \frac{A_i - X'_i \beta}{\sigma}
 \end{aligned}$$

$A_i$ 라는 액수를 지불하더라도 방문하려는 확률  $P_i$ 는 표준정규누적확률함수인  $G$ 와 식(9)의 관계를 갖는다.

$$\begin{aligned}
 (9) \quad P_i &= \Pr(t) = \frac{A_i - X'_i \beta}{\sigma} = 1 - G\left(\frac{A_i - X'_i \beta}{\sigma}\right) \\
 &= 1 - G(a \cdot A_i + X'_i b) = 1 - G(\Delta_i) \\
 \text{단, } \Delta_i &= \frac{A_i - X'_i \beta}{\sigma} = a \cdot A_i + X'_i b
 \end{aligned}$$

식 (9)에서 보듯이 제시된 화폐액의 추정계수는 표준오차의 역수임을 알 수 있다(Amemiya, 1981, p.1489. ; Ronning, 1991, p.10).

$G(\Delta_i)$ 는  $A_i$ 라는 화폐액을 지불하지 않고 방문을 포기하려는 확률이다. 이러한 확률은 정규분포형태인 프로빗모형으로 나타내면 식 (10)과 같다(Maddala, 1983, p.22 ; Cameron과 James, 1987, p.270)

$$(10) \quad G(\Delta_i) = \int_{-\infty}^{\Delta_i} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}t^2} dt$$

식 (10)은 대칭적 확률분포임으로  $\Delta_i$ 의 값이 0 일 때 중앙값은  $-\infty$ 에서  $+\infty$  사이에서의 지불의 사액의 기대치와 일치한다. 즉, 중앙값은  $G(\Delta_i)$ 의 값이 0.5를 만족시키는 제시액이다.

식 (9)의  $b$ 는 WTP를 종속변수로 두었을 때 계수  $\beta$ 에 표준오차를 나눈 값에 역부호로 표현됨을 알 수 있다(Ronning, 1991, p.10). 식 (1)에 근거한 평균 WTP는 각 변수의 평균치( $X_i$ )와 프로빗모형에서의 추정치로부터 얻은  $\hat{\beta}$ 에 의해 산출된다.

상이한 시간에 대한 가치를 비교하기 위해서는 할인율을 적용하여 해석할 수 있다. 만약 시간의 범위가 1년 단위인 지불의사액 WTP가 향후  $n$ 년 동안 매년 발생할 때의 가치를 환산하기 위해서는 식 (11)과 같이 표현된다. 이때  $\gamma$ 는 年 할인율을 의미한다.

$$(11) \quad K_n = \sum_{i=1}^n \frac{WTP_i}{(1+\gamma)^{n-1}}$$

WTP는  $i$ 번째 年初 지불의사액이고  $K_n$ 은  $n$ 년까지의 연지불의사액 합의 현재가치를 의미한다. 식 (11)을 통해 시간범위 차이로 인한 할인율을 산출할 수 있다.

**설문작성 및 수집자료**

속리산 국립공원에 대한 방문자의 총휴양가치를 알기 위해서는 가상적 상황에서 제안되는 재화의 소비량은 방문금지를 상정하였다.

설문은 다음과 같이 작성하였다.

만약 다음과 같은 '속리산 국립공원 입장허가증'이라는 것이 만들어져 판매한다고 가정해 보십시오. 즉, 속리산 국립공원 입장을 하기 위해서는 현재의 국립공원 입장료 외에 추가로 속리산 국립공원에만 유효한 입장허가증을 갖고 있어야만 입장이 가능하다고 하였을 경우, 귀하께서는 ( )년간 유효한 속리산 입장허가증을 구매하시기 위하여 ( )원을 지불하실 용의가 있으십니까?

- 1) 예
- 2) 아니오

위의 설문에서 시간범위를 1년과 5년으로 구분하여 질문하였으며 이용 가능한 설문매수는 1년은 441매, 5년은 318매였다. 지불수단의 선택에 있어서 세금(tax)은 거부감을 느낄 수 있고, 기금(fund) 형태는 긍정적인 기대감을 가질 수 있기 때문에 중립적인 의미를 갖는다고 사료되는 「입장허가증」을 이용하였다. 양분선택형 질문에서 제시된 화폐액은 최소 500원에서 최대 100,000원까지 총 15개의 제시액을 사용하였다. 설문에서 만약 현 소비량의 제약이 가해질 경우에는 WTP는 동등잉여를 뜻한다. 본 사례연구에서는 현 소비량에 제약이 없는 지불의사액인 동등변이를 산출하고자 한다.

동등잉여와 동등변이의 도출을 그림 3을 통해 간략하게 설명할 수 있다.

그림 3에서  $P_0$ 는 일회 방문시의 현재비용이고  $X_0$ 는 일정 기간 동안의 방문횟수이다. 이 때 동등

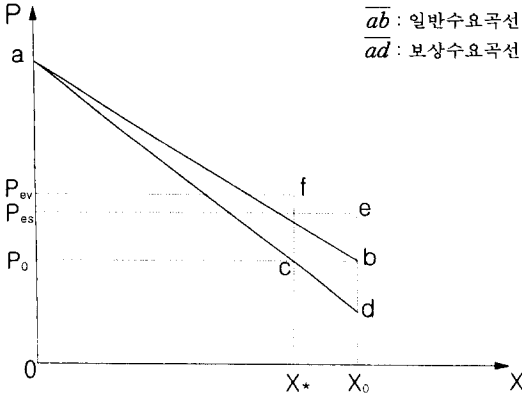


그림 3. 보상수요곡선에서 동등임여와 동등변이 도출

임여는 면적  $aP_0c$ 에서 면적  $bcd$ 를 감한 값이며 이는 방문에 따른 최대평균지불의사액  $P_{es}$ 와 현재 비용  $P_0$ 의 차액과 일정한 시간범위에서의 소비량인  $X_0$ 의 곱인 면적  $P_{es}P_0b$ 과 일치한다.

소비량의 제약조건이 없는 상태에서 최대지불의 사가격에 대한 화폐액은  $P_{ev}$ 이다. 이때 동등변이의 크기  $aP_0c$ 와 같아지는 면적은  $P_{ev}P_0cf$ 이다. 가상적 상황에서 변화된 소비량 수준인  $X^*$ 를 모름에도 불구하고 많은 경우  $P_{ev}$ 와  $P_0$ 의 차액에 현재 소비량  $X_0$ 을 곱하여 최대지불의사액으로 표현한다.<sup>3)</sup>

설명변수으로써 본 모형에서 고려될 수 있는 변수는 여행비용, 소득 또한 기타 사회경제적 변수를 들 수 있다. 여행비용 산출을 위해 필요한 자료는 대상지까지의 거리, 단위거리에 대한 비용, 시간비용이다.<sup>4)</sup> 시간은 교통소요시간만을 고려하였으며 그 비용은 시간당 임금의 30%로 가정하여 분석하였다. 그리하여 총 여행비용은 성인기준 입장료 1,700원, 왕복거리에 대한 교통비용과 시간비용의 합으로 계산된다. 소득은 가계소득을 가족 구성원으로 나눈 월소득을 이용하였다.

설문에 의해 수집된 자료들은 표 1에 정리하였다.<sup>5)</sup>

응답자들의 5년간의 방문빈도는 평균 4.2회로 산출되었으며 가구당 평균 월소득은 243만원, 한 가구의 구성원수는 평균 3.8명으로 나타났다.

3) 이는 동등변이도 동등임여도 아니다. 그러나 가상 상황에서 현 소비수준의 변화를 상정하기 힘든 경우에는 동등임여로 해석 가능하다. 또한 소득효과가 없을 경우에는 소비량의 제약이 없더라도 보상수요곡선상에서의  $P_0$ 에 상응하는 소비수준은  $X_0$ 이다.

표 1. 속리산 국립공원 방문객들에 대한 자료

내 용	비율(%)	
거주지와 의 거리(km)	~ 99 km	34.2
	100 ~ 199	16.1
	200 ~ 299	42.1
	300 ~ 399	6.6
교통수단	400 ~	1.0
	자동차	43.8
	버 스	55.7
체제일수	기 타	0.6
	당일	64.9
	1일	30.2
	2일	4.9
	최근 5년간의 방문빈도	처음
1회		34.2
2회		27.7
3회		14.5
4회		4.5
학 력	5회 이상	11.8
	중졸 이하	5.3
	고 졸	35.6
	대졸 이상	59.1

### 결과 및 고찰

분석모형에서 사용한 설명변수는 여행비용과 소득 외에 사회경제적 변수라 할 수 있는 성별, 나이, 학력을 고려하였다. 여행비용은 1년과 5년에 대한 프로빗모형에 근거하여 나온 결과는 표 2와 같다.

화폐제시액, 여행비용과 소득 변수에 대한 추정치의 부호는 기대부호와 일치하였으며 화폐제시액은 1% 유의수준에서도 유의하게 나타났다. 그러나 사회경제적 변수에 대한 추정치의 부호는 시간범위에 따라 다르게 나타났으며 추정계수의 신뢰도 역시 낮았다. 적합도 검정을 위해 사용된 McFadden 결정계수( $R^2$ )는 시간범위 5년에서 보다 높게 나타났다.

식 (9)를 이용하여 WTP의 계수  $\hat{\beta}$ 를 도출하면 표 3과 같다.

표 3에 따르면 시간범위가 1년에서의 가격탄력

4) 이를 위해서는 대상지까지의 거리는 최단거리, 단위거리에 대한 비용은 43.93원/km, 시간당 임금은 4747.7원으로 산정하였다.

5) 성별과 연령은 설문자에 의해 선택되어졌으므로 공원 방문객의 특징을 나타낸다고 볼 수는 없다.

표 2. 상이한 기간범위에서 프로빗모형을 이용한 추정결과

변 수	1 년	5 년
상 수	-0.9355 (-2.071)	-0.60344 (-1.099)
제시액(A)	0.3908E-04 (8,635)***	0.37298E-04 (8.422)***
여행비용(P)	0.9661E-05 (1.252)	0.80121E-05 (0.813)
소득(Y)	-0.1193E-06(-1.118)	-0.66587E-06(-2.983)**
성별(S1 : 여자=1, 남자=2)	0.0587 (0.367)	-0.1219 (-0.612)
연령(S2)	0.0048 (0.699)	-0.0013 (-0.153)
학 력(S3 : 중졸 이하=1, 고졸=2, 대졸 이상=3)	-0.02821(-0.234)	0.0644 (0.458)
표본수	434	313
Log-Likelihood (L)	-240.9423	-159.9959
Restricted L(L <sub>R</sub> )	-297.7032	-215.7891
McFadden R <sup>2</sup>	0.1904	0.2572

팔호안의 값은 점근적 t값

유의수준 : \*\*\*(1%), \*\*(5%), McFadden R<sup>2</sup> :  $1 - \frac{L}{L_R}$

표 3. 프로빗모형에서 얻은 추정치를 이용한 β<sub>i</sub> 도출

변 수	1 년	5 년
상 수	23987.2	16178.9
σ (표준오차)	25641.0	26811.1
여행비용	-0.248	-0.215
소득	0.003	0.018
성 별	-1505.9	3268.5
연 령	-123.3	34.6
학 력	723.3	-1726.6

성은 5년보다 높은 반면, 소득탄력성은 낮게 나타났다. 표 3에 각 변수의 평균치를 대입하면 지불 의사액에 대한 중앙값을 얻을 수 있으며 이 때 1년에 대한 WTP는 16,569.2원, 5년에 대한 WTP는 27,111.3원이 산출되었다. 6) 식 (11)에 근거하여 매년 WTP가 16,569.2원으로 일정하다는 가정 하에 5년간의 WTP와 일치시켜 주기 위한 할인율은 연 153%로 나타났다. 이러한 높은 할인율이 산출되는 원인은 사전적인 측면과 사후적인 측면으로 나누어 고찰 가능하다. 사전적인 측면에서는 시간범위 증가에 따른 대체 가능성의 증가와 재화의 가격비율과 효용함수에 의한 영향을 들 수 있으며, 사후적인 측면에서 보면 미래방문에 대한 불확실, 시간범위에 따른 응답자의 인지 부족으로 인한 편의 그리고 지불수단에 대한 기본적인 프리미엄으로 인해 1년에 대한 휴양가치가 과대하게 나왔다고 볼 수 있다.

6) 각 변수들의 평균치를 나타내면 여행비용은 19,700원, 한 가구에서의 일인당 소득 705,998원, 성별은 1.7, 연령은 32.4세, 학력은 2.5로 나타났다.

### 결 론

재화의 소비빈도는 매일 몇 회 소비하는 재화로부터 몇 년에 한 번 소비하는 재화까지 그 특성에 따라 다양하다. 국립공원의 경우를 보더라도 공원마다 평균 방문빈도는 크게 차이를 보인다. 특히, 방문빈도가 간헐적인 속리산 국립공원 방문객의 휴양가치의 할인율이 높게 산출되는 이유를 복합적인 원인으로 설명하였다. 만약 시간범위가 큼으로 인해 대체가능성과 미래 방문에 대한 불확실성이 원인으로 작용한다면 할인율을 시간이 지남에 따라 증가하는 함수형태로 분석하는 것이 바람직한 방법이라 할 수 있으나 시간에 따른 할인율의 모형 결정은 사례연구 자료가 있어야만 가능하다. 이러한 과정을 통해 휴양에 대한 진정한 가치를 산출할 수 있다. 그러나 시간범위에 따른 응답자의 인지부족이 원인일 가능성 또한 배제할 수 없다. 한편, 재화의 가격비율과 효용함수에 의한 차이는 고려되는 재화의 가격과 특정한 효용함수에서만 그 차이를 알아낼 수 있다. 지불수단의 프리미엄이 원인이라면 다른 지불수단의 고려 또한 의미가 있다고 하겠다. 결론적으로 말하자면, 할인율에 대한 연구와 함께 재화의 소비빈도와 특성에 따라 적절한 시간범위를 설정하는 것이 중요하리라 사료된다.

### 인 용 문 헌

1. 한상열 · 최관. 1996. 산림휴양가치의 평가를 위한 Dichotomous Choice Contingent Valua-

- tion Method의 이용 : 팔공산도립공원의 사례. 산림경제연구 4(1) : 43-56
2. Amemiya, T. 1981. Qualitative response models : A Survey Journal of Economic Literature 19 : 1483-1536.
  3. Bowker, J.M. and J.R. Stoll. 1988. Use of dichotomous choice nonmarket methods to value the whooping crane resource. American Journal of Agricultural Economics 70 : 372-381.
  4. Boyle, K.J. and R.C. Bishop. 1988. Welfare measurement using contingent valuation : A comparison of techniques. American Journal of Agricultural Economics 70 : 20-28.
  5. Boyle, K.J., M.P. Welsh and R.C. Bishop. 1988. Validation of empirical measures of welfare change : comment. Land Economics 64(1) : 94-98.
  6. Cameron, T.A. and M.D. James. 1987. Efficient estimation methods for closed-ended contingent valuation surveys. The Review of Economics and Statistics 69 : 269-276.
  7. Copper, J.C. 1993. Optimal bid selection for dichotomous choice contingent valuation surveys. Journal of Environmental Economics and Management 24 : 25-40.
  8. Greene, W.H. 1993. Econometric analysis. Prentice-Hall International Editions. 2. Ed.
  9. Hanemann, W.M. 1984. Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete responses. American Journal of Agricultural Economics 66 : 332-341.
  10. Hanemann, W.M. 1989. Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete response data : Reply. American Journal of Agricultural Economics 71 : 1057-1061.
  11. Johannsson, P.O., B. Kriström and K.G. Mäler. 1989. Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete response data : Comment. American Journal of Agricultural Economics 71 : 1054-1056.
  12. León, C.J. 1996. Comparing dichotomous choice models using truncated welfare estimates. Journal of Forest Economics 2(1) : 31-54.
  13. Maddala, G.S. 1983. Limited-dependent and qualitative variables in econometrics, Cambridge University Press.
  14. Park, T., J.B. Loomis and M. Creel. 1991. Confidence intervals for evaluating benefits estimates from dichotomous choice contingent valuation studies. Land Economics 67(1) : 64-73.
  15. Portney, P.R. 1994. The contingent valuation debate : Why economists should care. Journal of Economic Perspectives 8(4) : 3-17
  16. Ronning, G. 1991. Mikroökonometri, Springer-Verlag.
  17. Seller, C., J.P. Chavas and J. Stoll. 1986. Specification of the Logit model : the Case valuation of nonmarket goods. Journal of Environmental Economics and Management 13 : 382-390.