

## 조건부 로짓함수를 이용한 경관선호 모델: 지리산 국립공원 방문자를 대상으로

이 덕 재\*

동국대학교 생태환경연구센터

### Formulating the Landscape Preference Model Using a Mixed Conditional Logit

Dukjae Lee\*

Ecology Research Centre, Dongguk University, Seoul 100-715, Korea

**요 약:** 이 연구는 지리산 국립공원 방문자를 대상으로 경관선호 모델을 형성하기 위하여, 지리산 경관과 영국의 케 이른고르프스 경관의 선택적 상황에서 경관선호를 결정하게 하는 요소로서 시각적 경관 요소와 더불어 경관자체의 효 과를 검증하는 조건부 로짓모델을 제시하는데 그 목적이 있다. 선택적 상황에 따른 경관선호를 측정하기 위하여 지 리산 국립공원을 방문한 탐방객에 대하여 영국의 케 이른고르프스 국립공원의 경관사진과 지리산 경관사진을 쌍체로 배 열한 사진설문조사를 실시하였다. 시각적 경관의 구성요소는 디지털사진측정의 과정을 거쳐 상호 수직적인 주요인들 로 축약되어, 모델의 설명변수로 사용되었다. 연구의 결과, 시각적 경관의 구성요소만으로 형성되는 일반조건부로짓 모델은 비유관대안독립성(IIA)의 가정을 충족하지 못하고, 모델의 설명력이 낮게 나타났다( $\rho^2 = 0.06$ ). 반면, 대안특성 상수(ASC)로서 표현되는 경관자체의 효과를 포함하는 혼합조건부로짓모델은 비유관대안독립성(IIA)의 가정을 충족하 였고, 모델의 적합성 또한 양호하게 나타났다( $\rho^2 = 0.25$ ). 이는 경관선호모델에 있어서 선호의 요인으로써 시각적 경 관의 구성요소 뿐만 아니라, 경관자체의 효과를 포함하는 혼합조건부로짓모델이 적합한 것으로 해석된다.

**Abstract:** The purpose of this study lies in formulating the landscape preference model using a conditional logit that involves the effect of visual elements as well as landscape itself on landscape preferences. To measure landscape preferences, a photo-questionnaire composed of paired photographs of the Cairngorms National Park of Scotland and the Jirisan National Park of Korea was distributed to visitors to the Jirisan National Park of Korea. Visual elements of landscape quantitatively measured by photogrammetry were reduced to orthogonal principal components that were subsequently used as explanatory variables in a conditional logit. As a result, the mixed conditional logit including the effect of landscape itself satisfied the Independence of Irrelevant Alternatives (IIA) property and showed reliable goodness of fit ( $\rho^2 = 0.25$ ). It was concluded that the mixed conditional logit including the effect of landscape itself was appropriate for landscape preference model rather than usual conditional logit excluding the effect.

**Key words :** principal component analysis, landscape choice, psychophysical approach, mixed conditional logit, landscape preference

### 서 론

경관이 지닌 시각적 요인은 경관선호에 있어서 중요한 역할을 한다(Appleton, 1975). 여기에서 경관이 지니고 있는 시각적 요소들은 각기 개별적으로 경관선호를 결정할 수도 있으며, 동시에 시각적 총합으로 그 경관이 지니고 있는 경관자체의 효과로서 경관선호에 영향을 미칠 수 있

다. 한편, 선호의 판단은 여러 정보의 조합을 포함하는, 많은 심적인 노력의 과정을 거친다. 이러한 선호 판단은 비 교라는 사고의 과정을 거쳐 선택이라는 행위를 유발하게 되므로, 결국 선호는 선택으로서 외부적으로 표출된다. 그러므로, 선택적 상황을 모델화하는 것은 선호판단과 관련된 이슈를 개념화하고 정량화하는 데 유리한 접근법이다. 여기에서 선택적 상황을 모델화하는 것에 관련된 기본적인 가정을 살펴 볼 필요가 있다(Hogarth, 1980; Einhorn and Hogarth, 1988). 첫째, 사람은 미적인 충족 등의 욕구

\*Corresponding author  
E-mail: foeco@naver.com

(Needs)를 만족시키기 위하여 선택을 하고, 둘째, 선택에 있어서 하나의 대안을 포기해야 하는 경합과정이 고유하게 포함되어 있으며, 셋째, 대안들 사이의 비용과 편익의 균형을 통하여 선택적 상황에서의 갈등이 해결된다는 것이다. 이러한 가정에 기초하여, 선택에 관련된 선형보상모델(Linear Compensatory Model)은 비교대상을 결정하고, 각 대상의 상대적 중요도를 평가하며, 그 대상을 가치화하는 과정을 거치게 된다(Hogarth, 1980; Einhorn and Hogarth, 1988). 선택은 결국 가장 높은 가치를 가진 대안에 근거하여 결정되게 된다.

경관인식 연구에 있어서 경관평가의 방법에 따라 전문가적 접근(Expert paradigm), 정신물리학적 접근(Psychophysical paradigm), 인지적 접근(Cognitive paradigm), 경험적 접근(Experiential paradigm) 등 4가지의 접근법이 제시, 분류, 요약되었다(Zube *et al.*, 1982). 이 중 정신물리학적 접근은 경관의 미적 가치를 평가하는 데 있어서 주변 환경의 물리적 기질(Feature)에 대한 관측자의 심리적 반응에 기초를 둔 자극-반응(Stimulus-Response) 접근법이다. 정신물리학(Psychophysics)은 원래 심리학의 분야에서 주변 환경의 물리적 자극과 이에 대한 심리적 반응 사이에 정량적 관계를 표현하는 학문이다(Fechner, 1966). 이러한 정신물리학을 경관평가에 적용하여, 경관의 물리적 기질과 이에 대한 인간의 인식적 판단 사이에 수학적 관계를 결정하는 것이 정신물리학적 접근인 것이다. 정신물리학적 접근의 목적은 경관의 요소들로부터 객관적으로 측정 가능한 경관의 질에 대해 공공(Public)의 인식을 파악하는 계량적 모델을 개발하는데 있다. 주로 경관에 대한 반응(Response)으로써의 심리적 반응은 경관선호(Landscape preference)로 나타나며, 경관을 구성하는 자극체(Stimulus)와 관련된 경관변수는 경관을 표현하는 사진의 구성요소(e.g. Shafer *et al.*, 1969)나 경관관리의 단위(e.g. Daniel and Schroeder, 1979)으로써 정의된다.

요약하면, 경관선호 모델에 있어서 정신물리학적 접근(Psychophysical Approach)은 시각적 경관요소에 의하여 응답자의 선호가 결정된다는 것으로 경관선호 예측모델(Predictive model)을 형성하는데 주로 사용된 접근법이다(e.g. Shafer *et al.*, 1969; Daniel and Schroeder, 1979, Buhyoff and Wellman, 1980). 그러나, 지금까지의 경관선호 모델은 경관에 대한 반응으로써의 경관선호를 측정하는데 있어서, 각 경관에 대하여 순위(Ranking)를 부여하는 방법(e.g. Arriaza *et al.*, 2004; Tips and Savasdisara, 1986), 선호점수에 따라 순서(Rating)를 부여하는 방법(e.g. Sayadi *et al.*, 2005; Hammitt *et al.*, 1994; Kent, 1993) 등의 연구가 주로 진행되어 왔다. 본 연구에서는 대안(Alternative)의 선택적 상황에서 경관선호를 결정하게 하는 접근법으로 경관선호 모델을 형성하고자 하는데, 특히

자기 문화권과 다른 문화권과의 경관 사이에서 경관을 구성하는 자극체로서의 시각적 경관 요소뿐만 아니라 경관 자체의 효과를 검증하는 조건부 로짓모델을 제시하고자 한다.

## 조건부 로짓모델

경관선호 모델을 형성하는 데 있어서 대안들 사이에서 선택의 개념을 포함하는 통계적 모형은 로짓모델(Logit model)이다. 특히, 세 개의 대안 중에 하나를 선택하는 경우에는 다명목 로짓분석(MNL: Multinomial Logit)이 사용되며, 조건부 로짓모델(CLM: Conditional Logit)은 다명목 로짓모델보다 일반적인 모형이다. 다명목 로짓모델(MNL)은 다음과 같이 표현되는데, 여기서  $i$ 를 선택하는 확률은  $i$ 가 갖고 있는 속성(attributes)값과 선택의 대안인  $j$ 가 갖고 있는 속성값의 합 사이의 비율이다.

$$P_i = \frac{\exp(V_i)}{\sum_j \exp(V_j)}$$

단,  $V_i$ 는 선형조합으로서 아래와 같이 표현된다.

$$V_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_i X_i = X_i^T \beta_i$$

다명목 로짓모델(MNL)은 선택하는 개인 또는 응답자의 속성이 설명변수(Explanatory variables)로 사용되는데 반하여, 조건부 로짓모델(CLM)에서는 대안의 속성 자체가 설명변수로 사용되는 모형이다. 조건부 로짓모델(CLM)에서 주어진 대안 사이에 하나가 선택되는 예측확률은 다음과 같이 표현된다.

$$P(y_i = m | x_i) = \frac{\exp(x_{im}\beta)}{\sum_{j=1}^J \exp(x_{ij}\beta)}$$

단,  $i$ : 관측치

$m$ : 대안 중  $m$ 번째 선택( $m=1, 2, 3, \dots$ )

$J$ : 패러미터의 수

$P(y_i = m | x_i)$ : 주어진  $x_i$ 에서 산출된  $m$ 번째를 관측할 확률

본 논문에서 사용되는 세 개의 대안 중 마지막 세 번째 범주가 기준(baseline)으로 사용되면 아래와 같이 표현된다.

$$\log \left[ \frac{P(y_i = m | x_i)}{P(y_i = 3 | x_i)} \right] = \beta_{0m} + \sum_{j=1}^J \beta_j (x_{mij} - x_{3ij})$$

단,  $i$ : 관측치

$m$ : 대안 중  $m$ 번째 선택

$J$ : 패러미터의 수

$x$ : 선택 대안의 속성

조건부 로짓모델은 비유관대안독립성(IIA: Independence

from Irrelevant Alternatives)의 가정을 갖는다. 이는 어떤 두 대안의 확률의 비가 다른 대안의 침식에 의하여 영향을 받지 않는 가정을 말하는데, 이 가정이 위배되면, 모델의 설명력은 약해진다. 이러한 비유관대안독립성(IIA) 가정의 위반 여부를 측정하는 방법으로는 하나의 대안을 삭제한 제한모델(Restricted model)을 형성하고, 각 계수를 완전모델(Full model)과 비교하여 차이가 나타나는지를 확인하는 방법이 있다(Powers and Xie, 2000). 또한, 모델의 적합성 검정(Goodness of fit)을 위하여, 맥파덴(McFadden)의  $\rho^2$ 가 0.2와 0.4 사이에 포함되면, 모델은 매우 적합하게 나타난 것으로 판정한다(Louviere *et al.*, 2000). 조건부 로짓모델에 있어서, 대안특정상수(ASC: Alternative Specific Constants)는 무작위 효용(Random Utility Component)의 위치 패라미터로서 어느 하나의 속성과 관련되어 있지 않으므로, 제거된 변수의 효과를 잡아낸다(Louviere *et al.*, 2000). 결국, 대안특정상수(ASC)는 경관선택에 있어서 시각적 경관요소의 개별 속성과 관련되지 않고, 제거된 변수로서의 경관자체 효과를 나타내게 된다. 여기서 시각적 경관요소는 정신물리학적 접근에서 선호의 요인으로 설명이 되는 경관디자인적 요소들(e.g. 질감, 형태, 색채 등)로서 경관선택에서 있어서 대안의 속성자체를 말한다.

이에 기초하여, 본 연구는 자기 문화권과 다른 문화권의 경관 사이에서 시각적 경관 요소 뿐만 아니라, 경관자체의 효과를 검증하기 위하여 지리산 국립공원 방문객을 대상으로 조건부 로짓함수를 사용한 경관선호선택 모델을 제시, 비교하였다. 이를 위해, 다음과 같이 대안특정상수(ASC)가 포함되지 않은 경우와 포함된 경우의 두 개의 모델을 형성하고 비교하였는데, 적합한 모델의 판단의 기준으로, 조건부 로짓모델(CLM)이 갖고 있는 비유관대안독립성(IIA) 가정이 충족되는 지 판단하고, 모델의 적합성 검정을 실시하여 적합한 모델을 선택하였다.

- 모델 1(조건부 로짓 모델: Conditional Logit): 경관선택에 있어서 시각적 경관요소와 관련된 변수의 효과만이 포함된 모델로서 대안특정상수(ASC)가 제외된 모델.
- 모델 2(혼합 조건부 로짓 모델: Mixed Conditional Logit): 경관선택에 있어서 시각적 경관요소와 관련된 변수의 효과와 더불어 경관자체의 효과를 나타내는 대안특정상수(ASC)를 포함한 모델.

### 조사 방법 및 변수 생성

서로 다른 두 문화권 사이의 경관에 있어서 존재하는 시각적 요소 이외에 경관자체의 효과를 잡아내기 위하여 각

지역을 대표하는 전형적(Typical) 경관의 선별이 필요하였다. 국립공원은 경관의 중요성에 비추어 지역의 대표성과 이상성을 포함한다는 점에서 전형적인 경관과 밀접한 관련이 있다고 할 수 있다(Lee, 2005). 이러한 전형적 경관을 담아내고 있는 국립공원은 각 문화권의 경관자체 효과가 문화집단에 미치는 영향을 판단하기에 적합한 것으로 사료되었다. 영국의 케이른고르프는 스코틀랜드 하이랜드(Highland) 지역의 전형적 경관을 보여주고 있는 지역이다. 케이른고르프는 스코틀랜드 경관의 아름다움을 대표하는 지역(NSA: National Scenic Area)으로 분류되고, 지리적으로도 하이랜드의 중심부에 위치하고 있다(Murray, 1962; Andrews, 1989). 또한, 스코틀랜드의 대표성은 하이랜드에 대한 낭만적인 사고를 중심으로 남아있으며, 케이른고르프의 경관은 이러한 낭만적 사고를 담아내어 예술작품이나 홍보책자 등에 표현되어 있다(Gold and Gold, 1995). 한편, 지리산은 한국의 산과 맥을 대표하는 백두대간에 포함되어 있다(권태호와 이준우, 2003; 오구균과 이정은, 2003). 경관을 구성하는 요소에 있어서도 한국의 대표적인 산악형 국립공원으로서 손색이 없으며(e.g. 김세천, 1988; Jang *et al.*, 2003), 예로부터 삼신산의 하나로 불리며, 민족의 영산으로 알려져 그 속에서 이상향을 찾고자 한 노력들이 묻어 있다(하혜숙, 1994).

연구의 방법으로는 사진설문조사가 사용되었다. 사진은 경관선호에 있어서, 실제 경관에 대한 직접적 경험을 대체하는 측정도구로서의 타당성을 가지며(Brown and Daniel, 1986; Latimer *et al.*, 1981; Buhyoff and Leuschner, 1978), 적은 비용으로 시각적 경관에 관한 데이터를 축적할 수 있는 장점이 있다(Shuttleworth, 1980; Law and Zube, 1983). 사진은 연구자가 직접 영국의 케이른고르프 국립공원(Cairngorms National Park)을 방문하여, 종주로(Lairig Ghru, 43 km)를 따라 2002년 6월에서 9월 사이에 촬영하였다. 경관을 표현하는 사진촬영은 그 지역을 감상하는 사람들에 의해 경험되는 대표적인 경관의 사진을 수집하기 위하여 조망점(Viewpoint) 및 탐방객이 많이 머무르는 지점에서 한 낮에 실시되었는데, 넓은 시각적 범위에서 주위 경관을 가장 잘 표현하며, 탐방객이 많이 감상하는 방향으로 촬영되었다. 먼저 케이른고르프 경관을 잘 보여주는 사진을 선별하기 위한 사진선별조사가 케이른고르프 국립공원 내 로흐나가르(Lochnagar) 방문자센터 방문객을 대상으로 시행되었다. 촬영된 105매의 사진은 스코틀랜드 경관에 친숙하다고 응답한 26명에 의하여 총 27매의 케이른고르프 경관을 잘 표현하는 사진으로 선별되었고, 각 사진은 5점 리커트 척도에 의하여 전형성 점수가 부여된 후, 전형성의 점수에 따라 순서대로 나열되었다. 가장 전형적인 경관을 보이는 사진은 점수 4.6을 획득하였고, 가장 전형적이지 않은 경관사진은 점수 2.9로 나

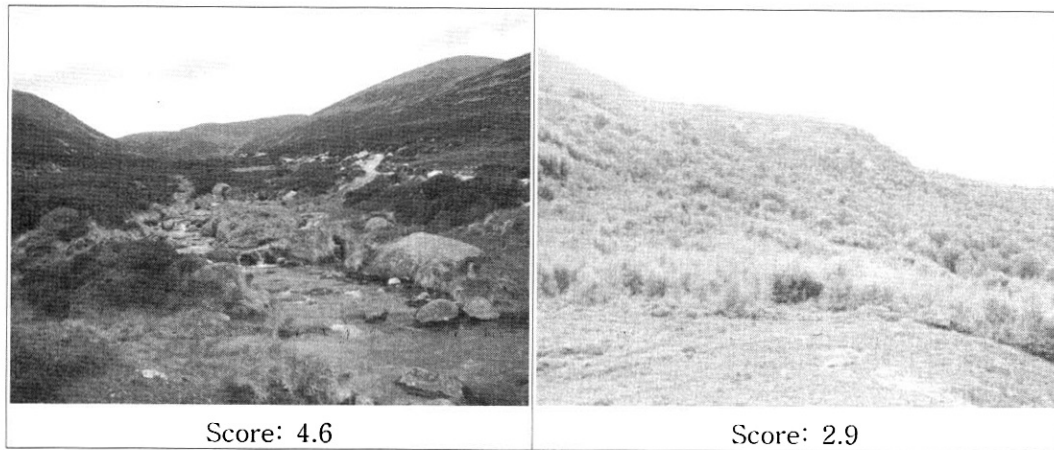


Figure 1. Typical landscapes of the Cairngorms.

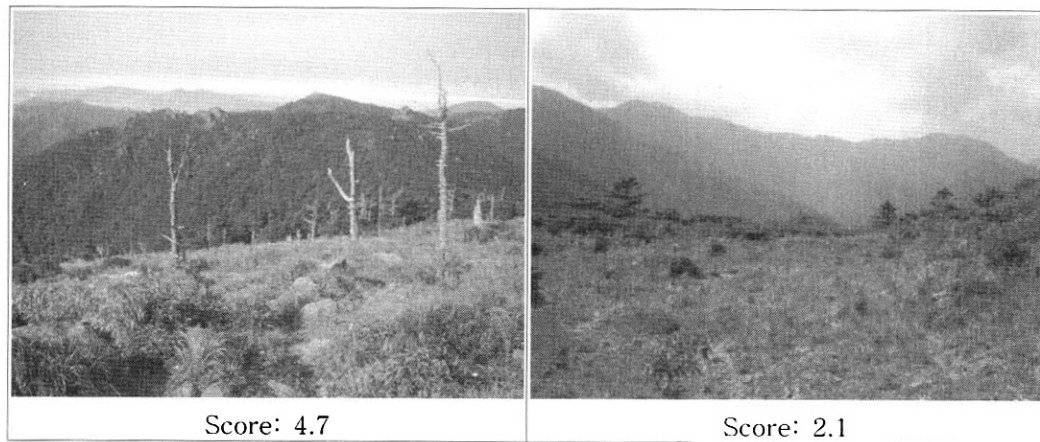


Figure 2. Typical landscapes of the Jirisan.

타났다(Figure 1).

지리산의 경우에도 연구자가 직접 종주로(노고단-천왕봉, 25.5 km)를 따라 2003년 7월에서 8월 사이에 같은 방식으로 사진을 촬영하였다. 마찬가지로, 촬영된 70매의 사진은 노고단 방문자센터 방문객을 대상으로 사진선별을 위한 설문조사에 사용되었다. 지리산 경관에 친숙하다고 응답한 30명에 의하여 지리산 경관을 잘 보여주는 27매의 사진이 선별되었고, 경관사진의 전형성 점수에 따라 순서대로 나열되었다. 가장 전형적인 경관을 보이는 사진은 5점 만점에 4.7을 획득하였고, 가장 전형적이지 않은 경관 사진은 점수 2.1을 차지하였다(Figure 2).

지리산 경관과 케이른고르프스 경관 사이에서 경관 선호 선별을 측정하기 위한 최종 설문은 위의 선별된 각 27매의 경관사진 중 전형성이 높은 상위 9매씩을 로스(Ross, 1974)의 배열방식에 따라 쌍체(Pair)로 배열하여, 응답자로 하여금 선호하는 자연경관을 선택하거나 또는 없음에 표시하도록 하였다(Figure 3). 제작된 사진설문 책자를 이용하여, 최종 사진설문 조사는 비확률표본추출(Non-probability sampling)로 이루어져 지리산 국립공원 내 노

고단 방문자센터를 찾은 방문객의 입장 순서에 따라 2003년 8월 17일, 23일, 24일 오후 12:00시부터 17:00시까지 무작위(Random)하게 방문자를 선택하여 설문대상자로 하였다.

경관선호를 결정하는 시각적 경관요소의 변수를 생성하기 위하여 두 국립공원의 경관사진에 대하여 디지털사진측정(Digital Photogrammetry) 기술이 활용되었다. 사진측정기술(Photogrammetry)은 사진으로부터 면적, 둘레, 높이와 같은 정량화된 측정치를 얻어내는 기술이다(Lillesand and Kiefer, 1994). 디지털 사진에 있어서 면적, 둘레, 색채 등을 측정하는 기술은 일반 사진이나 지도에서 측정하는 방법과는 사뭇 다른데, 디지털 이미지 분석 소프트웨어의 발전에 의하여, 경관사진의 기술적인 해석과 계량화가 보다 용이하게 실현가능하게 되었다고 볼 수 있다. 이러한 디지털 이미지 분석은 예전의 수동적 방식에 비하여 보다 포괄적이고 통합된 데이터 조작을 제공하며, 사물을 시각적으로 계량화하는데 있어서 유용하다(Jensen, 2005). 본 연구에서는 경관 사진을 경관 요소별로 분해하기 위하여, 우선 디지털 사진의 구획화(Segmentation) 작업이 이루어

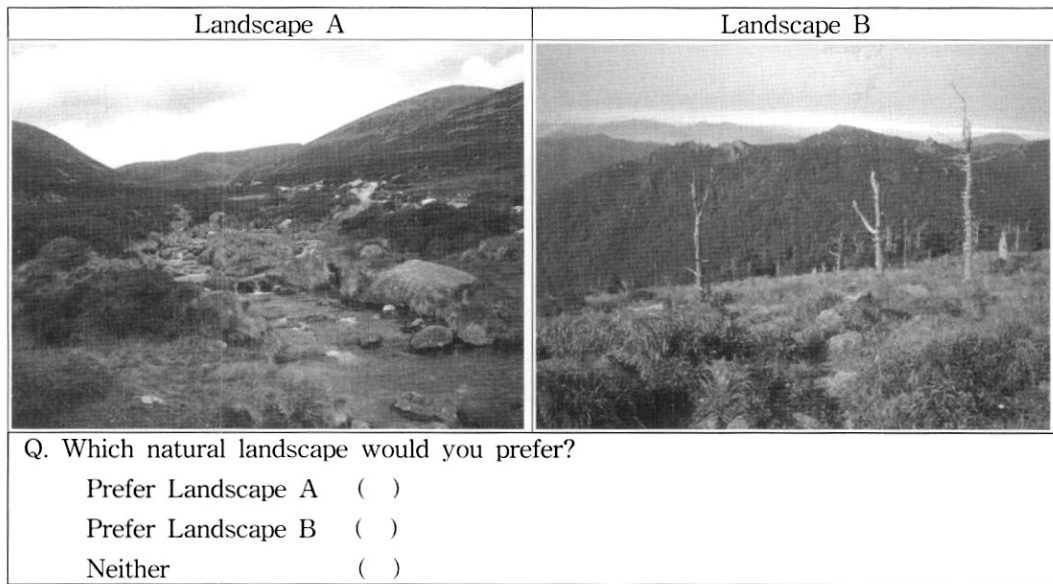
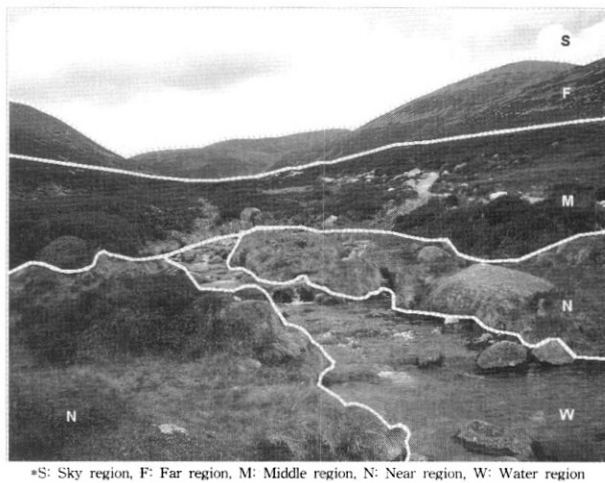


Figure 3. Illustration of Photo-questionnaire.



\*S: Sky region, F: Far region, M: Middle region, N: Near region, W: Water region

Figure 4. Landscape photograph segmentation.

졌다(Figure 4). 경관 요소의 구획화는 Shafer 등(1969)의 제안을 본 연구에 맞도록 수정하여 적용하였으며, 각 구역을 면적, 둘레, 색깔(RGB: Red-Green-Blue)의 정량화된 시각적 특질들로 측정하였다(Table 1). 측정에는 위성영상 처리 및 GIS용 소프트웨어인 ERDAS IMAGINE 8.3이 사용되었다.

측정된 경관요소의 정량화된 데이터는 이후 주요인분석(PCA: Principal Component Analysis)을 통하여 상호 수직적인 주요인으로 축약되고, 요인점수(Factor Scores)를 산출하여 로짓모델의 설명변수로 사용되었다. 로짓모델의 종속변수는 선호하는 경관의 선택에 따른 이산변수(Discrete variables)로서 사용되었다. 로짓모델의 데이터 분석은 수학적 절차를 용이하게 하는 통합 통계분석 프로그램인 R version 2.01이 활용되었다(Venables and Smith, 2004; Venables and Ripley, 1999).

Table 1. Example of obtained numeric data.

Texture		Shape		Colour		
Distance	Feature	A	P	R	G	B
Far	Open	125488	2933	0.405	0.420	0.471
Middle	Open	179119	3027	0.322	0.304	0.299
Near	Open	464971	5132	0.369	0.359	0.336
	Water	183931	2527	0.418	0.443	0.491
	Sky	272587	2906	0.907	0.907	0.905

\*A: Number of pixel of area, P: Number of pixel of perimeter, R: Brightness of red, G: Brightness of green, B: Brightness of blue

## 연구 결과

### 1. 변수의 축약

디지털 사진 분석 결과, 측정된 시각적 경관 요소들은 주요인분석(PCA: Principal Component Analysis)을 통하여 요소 사이의 내부적 관계의 패턴을 찾아내어, 중요한 요인으로 축약하였다. 분석 결과, 다섯 개의 주요인으로 함축되어, 이들이 전체 분산에 대한 88.75%의 설명력을 갖고 있었다. 다음으로 요인의 의미에 대한 해석력을 증진시키기 위하여 요인을 회전(Rotation)하였다. 회전방법은 직교회전(Orthogonal rotation)과 사각회전(Oblique rotation)을 함께 실시해 보았는데, 두 회전방법의 사용결과 모두 동일한 변수군을 형성하고 있는 것으로 나타났다. 즉 사각회전 방법에 의해 회전된 요인행렬이 직교회전의 경우보다 변수군의 형성정도 및 공통성을 개선하지 못하고 있는 것으로 나타났다. 특히 직교회전의 방법(Varimax)은 요인 행렬내의 계수들의 분산(요인의 분산)을 최대화함으로써 자료 내에 여러 개의 요인 구조(Multiple factors)가 있다고 생각될 때 적당한 방법으로, 분석의 목적이 변

Table 2. Rotated factor loading matrix.

Photo-characteristic Variables	Factor (loadings)				
	F1	F2	F3	F4	F5
FOA	.107	-.007	.100	.828	.064
FOP	.269	.104	.091	.912	.068
FOR	.373	.317	.040	.818	.116
FOG	.382	.334	.044	.800	.114
FOB	.396	.339	.053	.792	.106
FCA	-.145	-.196	.520	-.529	.023
FCP	-.150	-.293	.592	-.644	.051
FCR	-.239	-.318	.586	-.635	.113
FCG	-.216	-.320	.584	-.644	.105
FCB	-.208	-.322	.581	-.647	.101
MOA	.285	.847	-.018	.082	.214
MOP	.308	.871	-.020	.169	.194
MOR	.313	.882	-.016	.167	.195
MOG	.312	.883	-.011	.171	.196
MOB	.310	.882	-.002	.171	.191
MCA	.009	-.718	.221	-.251	.318
MCP	-.013	-.836	.335	-.122	.263
MCR	-.082	-.787	.366	-.212	.311
MCG	-.078	-.793	.360	-.194	.312
MCB	-.064	-.775	.380	-.202	.292
NOA	.882	.214	.086	.142	.014
NOP	.911	.214	-.002	.193	.085
NOR	.922	.214	.073	.162	.053
NOG	.928	.227	.060	.159	.066
NOB	.933	.220	.064	.168	.062
NCA	-.873	-.052	-.125	-.214	-.243
NCP	-.908	-.081	-.072	-.214	-.191
NCR	-.896	-.156	-.231	-.223	-.069
NCG	-.875	-.145	-.306	-.210	-.100
NCB	-.882	-.136	-.290	-.218	-.129
WA	-.360	.059	-.831	-.046	-.301
WP	-.167	.145	-.885	.011	-.009
WR	-.178	.057	-.929	.003	-.187
WG	-.150	.123	-.927	.012	-.179
WB	-.131	.176	-.921	.006	-.147
SA	.291	-.120	.683	.044	.132
SP	.359	-.057	.712	.061	.424
SR	.172	-.025	.275	.079	.909
SG	.210	.003	.288	.081	.900
SB	.227	.003	.282	.067	.898

수들의 분산구조를 이해하려는 목적보다 각 요인들의 특성을 알고자 할 경우에 적합한 방법이다. 따라서 본 연구의 경우 사각회전방식보다는 직교회전방법이 보다 타당하다고 생각되어 이를 사용하기로 하였다.

직교회전법(Varimax rotation)을 사용하여 요인의 의미에 대한 해석력을 증진시켜서, 추약된 다섯 개 요인의 특성을 찾아내었다(Table 2). 첫 번째 요인(F1)은 근거리 경관과 관련된 경관요소와 관련된 특징으로 함축되었고, 두 번째 요인(F2)은 중거리 경관, 세 번째 요인(F3)은 물 경

관, 네 번째 요인(F4)은 원거리 경관, 다섯 번째 요인(F5)은 하늘색 경관으로 추약되었다. 이들 결정된 다섯 개의 요인에 따라서 각 경관 사진의 요인 점수(Factor Scores)를 산출하여, 이후 사진관련변수(Photographic Variables)로서 경관선호 모델의 설명변수로서 사용하였다.

## 2. 경관선호 모델

지리산 국립공원 노고단 방문자센터에서 설문에 응답한 사람은 총 134명이었다. 응답자의 사회인구적 특징을 보면 아래 Table 3과 같다. 거의 70% 가량의 응답자가 20세에서 39세의 청중년층이었으며, 평균 연령은 32.5세로서 12세에서 64세의 연령분포를 보였다. 남성 응답자는 거의 60%, 여성 응답자는 40%를 차지하여 남성이 여성보다 많이 분포하였다. 직업 분포는 다양하게 나타났는데, 전체의 약 30% 가량이 학생이었고, 공무원교사 그룹이 약 20% 정도로 다음을 차지하였다. 적은 비율을 차지하였지만, 주부가 5% 정도 분포하였으며, 그 외에 회사원, 자영업자들이 있었다.

경관 대안의 선택 상황에서 조건부 로짓모델을 이용하여 두 개의 경관선호 모델을 형성하였다. 모델 1은 경관선택에 있어서 시각적 경관요소와 관련된 변수의 효과만이 포함된 조건부 로짓모형(CLM)으로서 대안특성상수(ASC)가 제외된 사진관련변수(PV: Photographic Variables)만이 설명변수로 사용되었다(Table 4). 종속변수는 경관선호 선택으로 쌍체로 배열된 사진 중 선호하는 것을 선택하거나, 혹은 없음에 선택하는 세 가지 범주(Category)로 구성된다.

이러한 대안특성상수(ASC)가 포함되지 않은 모델 1에 대하여 적합성의 판단 기준으로서, 조건부 로짓모델(CLM)이 갖고 있는 비유관대안독립성(IIA) 가정이 충족되는지 판단하고, 모델의 적합성 검정을 실시하였다. 모델 1의 비유관대안독립성(IIA)을 측정하기 위하여 제한모델(Restricted model)을 형성한 결과는 다음과 같이 나타났다.

$$\log\left(\frac{P_{\text{CNP}}}{P_{\text{JNP}}}\right) = -0.480(F1) + 0.135(F2) + 0.368(F3) - 0.267(F4) - 0.094(F5)$$

결국, Table 4에 제시된 완전모델(Full model)과 위의 제한모델(Restricted model)의 각 계수를 비교해 보면, 변수 F3의 경우 계수의 부호가 역전되고, 이외 변수들에서도 계수의 절대값 사이에 차이가 많이 나타나는 것으로 보아, 비유관대안독립성(IIA) 가정을 위배하는 것으로 판단되었다. 또한, McFadden's  $\rho^2$  값도 0.06으로 적합성 검정(Goodness of fit)의 결과가 수용범위보다 현저히 낮기 때문에, 전체적으로 모델 1은 적합성이 낮은 것으로 판단되었다.

모델 2는 경관선택에 있어서 시각적 경관요소와 관련된

**Table 3. Socio-demographic characteristics of visitors.**

Characteristics	Category	Number of Respondents	Percentage	Missing
Age	Under 19 years	13	10.4	9
	20 - 29 years	44	35.2	
	30 - 39 years	44	35.2	
	40 - 49 years	20	16.0	
	over 50 years	4	3.2	
	Total	125	100.0	
Gender	Male	77	61.6	9
	Female	48	38.4	
	Total	125	100.0	
Occupation	Student	32	27.6	18
	Housewife	6	5.2	
	Civil servant	23	19.8	
	Others	55	47.4	
	Total	116	100.0	

**Table 4. Model 1 - Conditional logit.**

Type	Name	Coef.	Exp(Coef.)	S.E.
ASC	Cairngorms	N/A	N/A	N/A
	Jirisan	N/A	N/A	N/A
PV	F1(Near)	**-.116	0.890	0.046
	F2(Middle)	**0.132	1.141	0.054
	F3(Water)	**-.493	0.611	0.050
	F4(Far)	**-.157	0.854	0.044
	F5(Sky)	**-.125	0.882	0.034
N		3561		
DF		5		
LR		212		
Wald		206		
$\rho^2$		0.058		

\*\*Significant at 0.05

변수의 효과와 더불어 경관자체의 효과를 포함한 혼합조건부 로짓모델(Mixed conditional logit)로서, 사진관련변수(PV)와 함께 대안특성상수(ASC)가 설명변수로 사용되었다(Table 5). 마찬가지로 종속변수는 경관선호 선택으로 쌍체로 배열된 사진 중 선호하는 것을 선택하거나, 혹은 없음에 선택하는 세 가지 범주(Category)로 구성된다.

마찬가지로, 대안특성상수(ASC)가 포함된 모델 2에 대하여 적합성의 판단 기준으로서, 조건부 로짓모델(CLM)이 갖고 있는 비유관대안독립성(IIA) 가정이 충족되는 지 판단하고, 모델의 적합성 검정을 실시하였다. 모델 2의 비유관대안독립성(IIA)을 측정하기 위하여 제한모델(Restricted model)을 형성한 결과는 다음과 같이 나타났다.

$$\log\left(\frac{P_{CNP}}{P_{JNP}}\right) = -0.401 - 0.354(F1) + 0.209(F2) + 0.330(F3) - 0.096(F4) - 0.013(F5)$$

Table 5에 제시된 완전모델(Full model)과 위의 제한모델(Restricted model)의 각 계수를 비교해 보면, 계수의 부호 및 계수의 절대값 사이에서 차이가 많이 나타나지 않

**Table 5. Model 2 - Mixed conditional logit.**

Type	Name	Coef.	Exp(Coef.)	S.E.
ASC	Cairngorms	**2.898	18.131	0.193
	Jirisan	**3.369	29.061	0.181
PV	F1(Near)	**-.288	0.749	0.074
	F2(Middle)	**0.220	1.246	0.075
	F3(Water)	**0.253	1.288	0.084
	F4(Far)	-0.055	0.946	0.068
	F5(Sky)	0.001	1.001	0.047
N		3561		
DF		7		
LR		1014		
Wald		451		
$\rho^2$		0.248		

\*\*Significant at 0.05

는 것으로 보아, 비유관대안독립성(IIA) 가정을 만족하는 것으로 판단되었다. 또한, McFadden's  $\rho^2$  값도 0.25로 적합성 검정(Goodness of fit)의 결과가 수용범위 안에 포함되기 때문에, 전체적으로 모델 2는 적합성이 높은 것으로 판단되었다.

이상 모델 1과 모델 2를 비교해 보면, 비유관대안독립성(IIA) 가정을 크게 위반하지 않고, 높은 적합성 검정의 결과를 보인 모델 2가 보다 적합한 모델로서 판단된다. 언급한 바와 같이, 모델 2는 대안특성상수(ASC)가 포함되어 지리산과 케어른고르프스 각 경관 그 자체의 효과를 포함한 것으로, 경관선호 모델에 있어서 시각적 경관요인과 더불어 경관 자체의 효과가 포함되어야 모델의 적합성을 확보할 수 있음을 확인하였다. 이러한 모델 2에 의한 지리산 방문객의 시각적 경관선호 양상을 살펴보면, 중거리 요인(Factor 2)과 물 요인(Factor 3)이 경관선호에 있어 긍정적으로 유의한 관계를 보인 반면, 근거리 요인(Factor 1)은 부정적인 것으로 나타났다. 경관선택의 교차승비(Odds ratio)에 의한 요인별 중요도를 계수의 지수함수(Exponential of coefficients)를 통하여 보면, 근거리 요인의 경우 단위

변화에 따라 25% 가량 경관선택을 감소시키는 효과가 있었으며, 반면에 중거리 요인의 경우 25%, 물 요인의 경우 29% 가량 경관선택을 증가시키는 효과가 있는 것으로 나타났다. 지리산 방문객의 경우에 경관요소 중에서 물과 관련된 요인의 변화가 지리산 경관과 케이튼고롭스 경관의 선택 사이에서 경관선호의 가장 중요한 요인으로 작용하였다. 또한, 시각적 경관요소 이외에도 지리산 경관자체의 효과가 케이튼고롭스 경관의 효과보다 지리산 국립공원 방문자의 경관선택에 있어서 보다 유의하게 작용하고 있음을 나타내었다.

## 결론 및 토의

이 연구는 지리산 국립공원 방문자를 대상으로 경관선호 모델을 형성하기 위하여, 지리산 경관과 영국의 케이튼고롭스 경관의 선택적 상황에서 경관선호를 결정하게 하는 요소로서 시각적 경관 요소와 더불어 경관자체의 효과를 검증하는 조건부 로짓모델을 제시하는데 그 목적이 있었다. 본 연구에서 제시된 경관선호 모델은 시각적 요소와 같은 물리적 자극이 심리상태에 영향을 미치는 함수로 표현되는 정신물리학적 접근(Psychophysical approach)에서 이루어졌다. 또한, 경관선호에 있어서 경관에 대한 선호점수를 부여하여 회귀 함수를 추정하는 기존의 방법에서 벗어나 선호의 기본적인 접근은 선택(Choice)의 개념이 포함되어야 함을 강조하여 로짓모델의 형성을 시도하였다.

이로써 다음과 같은 연구의 결과를 얻을 수 있었다. 첫째, 정신물리학적 접근(Psychophysical approach)에 의한 경관선호 모델에 있어서 경관요소는 경관사진으로부터 측정되어, 경관의 물리적 기질(Feature)에 근거한 근거리요인, 중거리요인, 원거리요인, 물요인, 하늘요인 등의 설명변수들로 축약된다. 둘째, 지리산 방문자의 경우에, 지리산 경관과 케이튼고롭스 경관 사이에서 경관선호를 결정짓는 가장 중요한 시각적 요소로서는 물과 관련된 요인으로 나타났는데, 이는 경관선호에 있어서 물요인이 중요한 역할을 한다는 기존의 연구와 같은 맥락을 이룬다(e.g. Herzog, 1985; Yang and Brown, 1992). 셋째, 시각적 경관요소 이외에도 지리산 경관자체의 효과가 케이튼고롭스 경관의 효과보다 지리산 국립공원 방문자의 경관선택에 있어서 보다 유의하게 작용한다. 넷째, 각 경관이 지닌 경관자체의 효과가 포함된 모델이 설명력과 적합성에서 우수한 것으로 나타났다. 다시 말해, 경관자체의 효과를 포함하는 경관선호모델은 비유관대안독립성(IIA) 가정을 충족하고 데이터 설명력과 적합성이 높게 나타났다. 이는 결국 경관이 지닌 시각적 요인은 경관선호에 있어서 중요한 역할을 하는데, 동시에 시각적 총합으로 그 경관이 지니고 있는 경관자체의 효과로서 경관선호에 영향을 미치

므로, 경관선호 모델을 형성하는 데 있어서 경관자체의 효과에 대한 고려가 필요함을 말한다.

이러한 연구 결과를 토대로, 지리산 국립공원 경관의 선호성을 높이기 위한 경관관리를 크게 두 가지로 나누어 제안한다면 다음과 같다. 첫째, 지리산 경관의 시각적 구성요소적 측면이다. 지리산 방문객들은 경관선호선택에 있어서 물과 관련된 요인의 변화에 따라 경관선택 증감의 변화가 가장 크게 발생하였다. 지리산 계곡을 따라 형성된 여러 소(沼)에 있어서 조망점(Viewpoint)에 따른 경관감상의 방향을 설정하고, 계곡의 색과 질을 변화시킬 수 있는 오염요인을 없애는 등의 보다 수계경관에 대한 관리노력이 필요하다. 둘째, 지리산 경관 자체 효과의 측면이다. 지리산 방문객들이 지리산 경관을 선호선택하는데 있어서 지리산 경관 자체가 지니고 있는 전형적인 모습이 중요한 역할을 하고 있다. 경관의 전형성을 감소시키는 급격한 자연경관의 변형을 자제하고, 전형성을 유지하는데 있어서 경관자원성을 고려한 경관관리가 이루어져야 한다. 이는 경관이 보전되어야 할 자원적 가치를 갖는 것을 의미하는 것으로, 도입수종에 의한 숲의 조성을 피하고, 생태계의 균형이 유지되는 경관관리가 이루어지는 방향으로 관리, 개선되어야 한다.

정신물리학적 접근에 의한 경관선호 모델은 응답자의 사회인구적 변수와 기본적인 심리상태에 따라 선호가 달리 나타날 수 있다는 점에서 연구의 한계를 갖는다. 왜냐하면, 그 접근법의 기본적 가정이 경관선호는 경관의 외재적 구성요소에 의하여 결정된다는 가정을 지니고 있기 때문이며, 경관의 미적가치가 비례와 균형으로 이루어진 경관디자인적 요인에 의한다는 철학적 접근에서 비롯되기 때문이다(Lothian, 1999). 그러므로, 사회인구변수는 단지 조사응답집단의 특성을 표현하는데 의의를 가지며, 도출된 모델의 일반화를 위해서는 다른 집단, 다른 지역으로의 계속적인 반복, 확대 연구를 진행하여 연구결과의 보편신뢰성을 높이는 과정이 필요하다. 이러한 점은 추후 계속되는 조사와 연구를 통하여 보완되어야 할 것이다. 또한, 경관선호에 있어 사람의 심리와 관련된 요인은 변수화 자체가 어려운 경우가 많으므로, 정신물리학적 접근에 의한 경관선호 모델링에서 다루기보다는 인지적 접근(Cognitive paradigm) 내지는 경험적 접근(Experiential paradigm)에 의한 경관선호 연구에서 다루는 것인데, 앞으로는 정신물리학적 접근에 의한 경관선호 모델링에 있어서도 심리적 요인들을 계량화, 변수화하여 모델에 투입하는 연구들이 진행되어야 할 것이다.

## 인용문헌

1. 권태호와 이준우. 2003. 백두대간 마루금 등산로 및 주



- 변 환경의 훼손실태: 만복대-복성이재 구간을 대상으로. 한국환경생태학회지 16(4): 465-474.
2. 김세진. 1988. 지리산국립공원의 경관관리에 관한 기초연구-(1) 경관자원을 중심으로. 전북대학교 농대논문집 19: 71-89.
  3. 오구균과 이정은. 2003. 백두대간의 식물상, 식생, 이용 및 환경훼손에 관한 학술자료: 지리산 천왕봉부터 덕유산 향적봉 사이를 중심으로. 한국환경생태학회지 16(4): 475-486.
  4. 하혜숙. 1994. 지리산 지역의 이상향에 대한 연구. 경성대학교 석사학위논문. pp52.
  5. Andrews, M. 1989. The Search for the Picturesque: Landscape aesthetics and Tourism in Britain 1760-1800. Aldershot: Scolar Press. pp287.
  6. Appleton, J. 1975. The Experience of Landscape. London: Wiley. pp296.
  7. Arriaza, M., Canas-Ortega, J.F., Canas-Madueno, J.A., and Ruiz-Aviles, P. 2004. Assessing the visual quality of rural landscapes. Landscape and Urban Planning 69(1): 115-125.
  8. Brown, T.C. and Daniel, T.C. 1986. Predicting scenic beauty of timber stands. Forest Science 32(2): 471-487.
  9. Buhyoff, G.J. and Leuschner, W.A. 1978. Estimating psychological disutility from damaged forest stands. Forest Science 24(3): 424-432.
  10. Buhyoff, G.J. and Wellman, J.D. 1980. The specification of a non-linear psychophysical function for visual landscape dimensions. Journal of Leisure Research 12: 257-272.
  11. Daniel, T.C. and Schroeder, H.W. 1979. Scenic beauty estimation model: predicting perceived beauty of forest landscapes. In our national landscape (USDA Forest Service Tech. Rep. PSW-35). Berkeley, Calif.: Pacific Southwest Forest and Range Experiment Station. pp.514-523.
  12. Einhorn, J.H. and Hogarth, M.R. 1988. Behavioral decision theory: Processes of judgement and choice. In: Bell, E.D., Raiffa, H., and Tversky, A. (eds.) Decision making: Descriptive, normative, and prescriptive interactions. Cambridge: Cambridge University Press. pp623.
  13. Fechner, G.T. 1966. Elements of psychophysics (vol. 1). translated by Alder, E.H., Boring, E.G. and Howes, D.(eds.) New York: Holt, Rinehart and Winston. pp286.
  14. Gold, J.R. and Gold, M.M. 1995. Imagining Scotland: tradition, representation, and promotion in Scottish tourism since 1750. Aldershot, Hants, England: Scolar Press. pp228.
  15. Hammitt, E.W., Patterson, E.M., and Noe, P.F. 1994. Identifying and predicting visual preference of southern Appalachian forest recreation vistas. Landscape and Urban Planning 29(2): 171-183.
  16. Herzog, T.R. 1985. A cognitive analysis of preference for waterscapes. Journal of Environmental Psychology 5: 225-241.
  17. Hogarth, M.R. 1980. Judgement and choice: The psychology of decision. New York: John Wiley & Sons. pp250.
  18. Jang, M., Cho, G., Song, H., Byeon, H., Kim, H., and Joo, G. 2003. Fish Distribution and Water Quality of Mountain Streams in the Jirisan National Park, Korea. Korean Journal of Ecology 26(6): 297-305.
  19. Jensen, J.R. 2005. Introductory digital image processing. 3rd ed. Upper Saddle River, NJ: Pearson/Prentice Hall. pp526.
  20. Kent, L.R. 1993. Determining scenic quality along highways: a cognitive approach. Landscape and Urban Planning 27(1): 29-45.
  21. Latimer, D.A., Hogo, H., and Daniel, T.C. 1981. The effects of atmospheric optical conditions on perceived scenic beauty. Atmospheric Environment 15: 1865-1874.
  22. Law, C.S. and Zube, E.H. 1983. Effects of photographic composition on landscape perception. Landscape Research 8 (1): 2223.
  23. Lee, D. 2005. Comparison of differences in landscape preferences. Unpublished doctoral dissertation. Aberdeen University. pp315.
  24. Lillesand, T.M. and Kiefer, R.W. 1994. Remote Sensing and Image Interpretation. 3rd ed. New York: John Wiley & Sons. pp750.
  25. Lothian, A. 1999. Landscape and the philosophy of aesthetics: is landscape quality inherent in the landscape or in the eye of the beholder? Landscape and Urban Planning 44(4): 177-198.
  26. Louviere, J.J., Hensher, A.D., and Swait, D.J. 2000. Stated Choice Methods, New York: Cambridge University Press. pp418.
  27. Murray, W.H. 1962. Highland Landscape. Aberdeen: National Trust for Scotland. pp80.
  28. Powers, D. and Xie, Y. 2000. Statistical methods for categorical data analysis. Sandiago: Academic Press. pp305.
  29. Ross R.T. 1974. Optimal orders in the method of paired comparisons. In Maranell, G.M. (ed), Scaling: A Sourcebook for Behavioral Scientists. Chicago: Aldine Publishing Company. pp106-109.
  30. Sayadi, S., Roa, M.C.G., and Requena, J.C. 2005. Ranking versus scale rating in conjoint analysis: Evaluating landscapes in mountainous regions in southeastern Spain. Ecological Economics. In press.
  31. Shafer, L.E., Hamilton, E.J., and Schmidt, A.E. 1969. Natural landscape preferences: A predictive model. Journal of Leisure Research 1(1): 1-19.
  32. Shuttleworth, S. 1980. The use of photographs as an environmental presentation medium in landscape studies. Journal of Environmental Management 11: 61-76.
  33. Tips, E.J.W. and Savasdisara, T. 1986. The influence of the socio-economic background of subjects on their landscape preference evaluation. Landscape and Urban Planning 13: 225-230.

34. Venables, W.N. and Ripley, B.D. 1999. Modern Applied Statistics with S-Plus. New York: Springer. pp501.
35. Venables, W.N. and Smith, D.M. 2004. An introduction to R. R development core team. pp90.
36. Yang, B. and Brown, T.J. 1992. A cross cultural comparison of preferences for landscape styles and landscape elements. *Environment and Behavior* 24: 471-507.
37. Zube, E.H., Sell, J.L., and Taylor, J.G. 1982. Landscape perception: research, application and theory. *Landscape planning* 9: 1-33.

---

(2006년 9월 27일 접수; 2006년 11월 4일 채택)