

서울市內와 近郊에 위치한 當日餘暇用 Recreation施設의 選擇行動 推定에 關한 研究 : Generalized Logit Model의 適用

洪 性 權

建國大學校 農科大學 園藝科學科

Destination Choice Behavior for Recreation Areas : Application of Generalized Logit Models

Hong, Sung-Kwon

Dept. of Horticultural Science, Kon-kuk University

ABSTRACT

This study was carried out to identify destination choice behavior for one-day use recreation areas. Previous positioning study was utilized to select 4 study areas, and the secondary data were used for logit analyses.

The Hausman-McFadden test for IIA was conducted to examine whether conditional logit models are valid methodology for this study. The results revealed that IIA assumption among the study areas was violated; therefore, generalized binomial and generalized multinomial logit models were used in this study. In the binomial logit analysis, 2 to 5 independent variables were included in the models: their ρ^2 values were from 0.1 to 0.323, and accuracy of predictions were from 65.38 to 79.86 percent. In the multinomial logit analysis, 4 independent variables were included in the model: its ρ^2 value was 0.207, and accuracy of prediction was 45.82 percent.

The results showed that the conditional logit should be used with caution because of the IIA assumption. Several suggestions were described, mainly due to utilization of the secondary data for this study.

I. 序 論

특정 대상지의 選擇은 아래와 같은 개인의 심리적 의사결정과정에 의하여 이루어나, 기존의 選擇行動(choice behavior) 연구는 개인의 選好形成에 영향을 미치는 요인들을 밝히는 데 주력하

여 왔다(Fesenmaier, 1988).

$$\bullet X_{kj} = f(X_{kj}), j=1, 2, \dots, J$$

$$\bullet S_k = g(x_{kq}), q=1, 2, \dots, Q \dots \dots \dots (\text{식 1})$$

$$\bullet B = h(S_k), k=1, 2, \dots, K \dots \dots \dots (\text{식 2})$$

각각의 대상지(총 K개)는 선택시 영향을 미치는 J개의 측정가능한 요소(X_{kj})가 있다. 의사결정

자들은 이 요소들로부터 각 대상지에 대한 Q개의 주관적인 평가를(X_{kq}) 내리며, 이 평가들을 加重 종합하여 각 대상지에 대한 선호(S_k)를 결정한다. 인간의 합리성을 가정하면, 형성된 선호와 대상지의 선택(B)간에는 함수관계가 성립한다. 그러나, 선택에 고려된 대상지의 종류, 개인적 상황이나 특성, 정보의 多寡등이 각 과정에서 영향을 미친다(Etzel and Wahlers, 1985; Buchanan, 1983; Meyer and Eagle, 1982).

위 과정에서 제시되었듯이, 선호(S_k)와 선택(B)간에는 함수관계가 존재하므로 선호를 선택으로 간주할 수는 없다. 즉, 선호는 대상지 자체에 대한 態度(attitude)를 나타내는 반면, 선택은 行動傾向에 대한 상대적 強度를 나타내기 때문에 이들을 同一視하는 것은 무리이다(Ajzen and Fishbein, 1980). 또한 선택은 成功時 1로, 失敗時 0으로 간주되는 從屬變數이기 때문에 선호와의 함수관계를 규명하기 위해서는 理論的 根據와 精算法이 필요하다. 二項(binomial)형태의 경우, 만약 回歸分析으로 대표되는 線形確率모델(linear probability model)의 정산법인 普通最小自乘法(Ordinary Least Square: OLS)을 사용하면 아래와 같은 관계가 성립하기 때문에 계산된 회귀계수는 最良線形不偏推定值(Best Linear Unbiased Estimation: BLUE)가 되지 못한다.

- 실패시($Y_i=0$): $0 = \sum b_q X_{iq} + U_i$,
성공시($Y_i=1$): $1 = \sum b_q X_{iq} + U_i$,
(X_{iq} : 개인 i의 q번째 변수)
- $E(Y_i) = \sum b_q X_{iq} = 0 \cdot P(Y_i=0) + 1 \cdot P(Y_i=1) = P(Y_i=1)$
- $E(U^2) = P(Y_i=0) \cdot (-\sum b_q X_{iq})^2 + P(Y_i=1) \cdot (1 - \sum b_q X_{iq})^2$
 $= [1 - P(Y_i=1)] [P(Y_i=1)]^2 + P(Y_i=1) [(1 - P(Y_i=1))]^2$
 $= P(Y_i=1) [1 - P(Y_i=1)]$
 $= [\sum b_q X_{iq}] [1 - \sum b_q X_{iq}]$

이러한 문제로 인하여, 선택행동 연구에는 random utility theory에 근거한 logit모델과 probit모델 등이 사용되고 있다(Fesenmaier, 1988; Stynes and Peterson, 1984; Peterson, et al., 1983). Probit은 二項 형태의 경우 logit과 거의 같은 결과로 精

算되지만, 多項(multinomial) 형태는 분석이 어렵기 때문에 logit모델을 보편적으로 사용하고 있다(Aldrich and Nelson, 1984; Hartman, 1982; Flath and Leonard, 1979). 국내에서도 logit모델을 활발히 적용하고 있으나(朴, 1991; 韓, 1987), 造景에서는 매우 제한적이다. 徐(1989)는 公園에 대한 사람들의 선택행동의 추정에 二項 및 多項 logit모델 적용의 필요성 및 이론적 근거를 제시하였고, 李(1993)는 二項 logit모델을 사용하여 근린공원, 都市小公園, 공연장, 테니스장등의 선택모형을 추정하였다. 이에 본 연구는 서울市內와 近郊에 있는 4개의 當日餘暇用 레크레이션施設(이하 施設)을 대상으로 하여, (a)개개 施設의 방문與否 추정에는 一般 二項 logit모델(generalized binomial logit model)을, (b)4 施設중에서 특정 施設이 선택될 확률의 추정에는 一般 多項 logit모델(generalized multinomial logit model)을 적용함으로써 보다 일반적으로 선택행동을 연구하고자 한다.

II. 文獻調査

1. 條件附 logit모델 (Conditional Logit Model)

1) Random Utility Theory

Logit모델의 이론적 근거인 random utility theory는 대상지 k에 대한 개인 i의 效用(U_{ik})을, 아래와 같이 '평균적 개인'이 대상지 k에 대하여 갖는 '평균적 效用'(\bar{U}_{ik})과 任意誤差(ϵ)의 합으로 설명한다.

$$U_{ik} = \bar{U}_{ik}(X_k, a_i) + \epsilon(X_k, a_i)$$

X_k : 대상지 k의 요소, a_i : 개인 i의 특성,

$\epsilon(X_k, a_i)$: 개인에 따라 나타나는 순수한 행동오차, 측정오차, 또는 측정되지 못한 기타의 대상지 및 개인특성에 의한 오차

\bar{U}_{ik} 는 X_k 와 a_i 로 측정된 평균적 效用이므로, 실용성과 이론적 측면을 고려하여 \bar{U}_{ik} 를 X_k 와 a_i 의 평균적 영향력인 $\bar{\beta}$ 에 대한 線形組合(linear combination: $Z_k \bar{\beta}$)으로 간주하면, (식 1)의 관계는 $U_{ik}(X_k, a_i) + \epsilon(X_k, a_i) = Z_k \bar{\beta} + \epsilon_{ik}$ 이 된다. ... (식 3)

만약 개인 i는 합리적으로 效用이 최대인 대상

지(예를 들어, k=1)를 선정한다면, 그 대상지와 나머지 (K-1)개의 대상지들이 선택될 확률간에는 다음의 관계가 성립하며,

$$P_{i1} = P(U_{i1} > U_{i2}, \dots, U_{i1} > U_{ik}) = P(\epsilon_{i2} - \epsilon_{i1} < \bar{U}_{i1} - \bar{U}_{i2}, \dots, \epsilon_{ik} - \epsilon_{i1} < \bar{U}_{i1} - \bar{U}_{ik})$$

추가로 ϵ_{ik} 는 서로 독립적이며 Weibull분포한다고 가정하면, (식 2)의 함수관계를 아래와 같은 條件附 二項 logit모델과 條件附 多項 logit모델의 형태로 나타낼 수 있다(Sellar et al., 1986; Aldrich and Nelson, 1984; Malhotra, 1984; Stynes and Peterson, 1984; Peterson, et al., 1983; Hartman, 1982; McFadden, 1974). 多項 logit모델은 개인 i가 K개의 대상지중 대상지 k를 선택할 확률(P_k)을 계산한다. 그러나 二項 logit모델은 비교의 대상지 없이(K=1), 특정 대상지가 선택될 경우(成功)와 선택되지 않을(失敗) 2 경우중에서 成功확률(P)을 계산하므로 多項 logit모델의特殊型이다.

·條件附 二項 logit모델:

$$P_i = \frac{\exp(Z_i\beta)}{1 + \exp(Z_i\beta)}$$

P_i : 개인 i가 특정 대상지를 선택(成功)할 확률

·條件附 多項 logit모델:

$$P_{ik} = \frac{\exp(Z_{ik}\beta)}{\sum_{k=1}^K \exp(Z_{ik}\beta)}$$

P_{ik} : 개인 i가 대상지 k를 선택할 확률

2. 一般 logit모델 (Generalized Logit Model)

1) IIA 假定(Independence of Irrelevant

Alternatives, 부적정 代案으로 부터의 獨立性)

두 대상지(k, k')간의 방문확률 比率를 條件附 多項 logit모델로 계산하면 (식 4)의 관계가 성립하며, 이러한 관계를 IIA 假定이라 한다.

$$\frac{P_{ik}}{P_{ik'}} = \frac{\exp(Z_{ik}\beta)}{\exp(Z_{ik'}\beta)} = \exp[(Z_{ik} - Z_{ik'})\beta] \dots\dots\dots (식 4)$$

(식 4)를 해석하면 '2 대상지가 선택될 확률의

比率는, 개인특성(a_i)에 의해서 또한 2 대상지 以外 다른 대상지들의 특성(X_k)에 의해서 전혀 영향을 받지 않는다'이다. 예를 들어, (a)2 대상지 以外 (K-2)개의 다른 대상지들의 X_k (eg. 매력도)가 변하거나, 또는 (b)2 대상지와 경쟁이 예상되는 새로운 대상지가 모델에 추가되더라도, 條件附 logit모델에서는 대상지 k와 k'의 방문확률이 동일한 비율로 영향을 받는다고 가정한다. 그러나, 논리적으로나 연구의 결과, 이 假定은 현실에서 만족되기 매우 어렵다(McFadden, 1980; Green and Srinivasan, 1978; Luce, 1977).

IIA 假定이 條件附 logit모델에서 성립되는 이유는 (식 3)의 관계를 이용하였기 때문이다. 즉, 條件附 logit모델에서는 X_k 와 a_i 가 미치는 영향력이 어느 대상지에서나 동일하다고 간주하기 때문에, (a)다를 수도 있는 대상지별 X_k 의 영향력은 무시되며, (b) a_i 값은 어느 대상지에서나 동일하므로 항상 0이다. 이 가정이 옳은 경우, 새로운 대상지가 추가되더라도 모델을 再精算할 필요 없이 대상지들의 선택확률을 추정할 수 있는 장점이 있다(Malhotra, 1984; Stynes and Peterson, 1984; McFadden, 1974). 그러나, 이 가정이 옳은 경우라도 條件附 logit모델은 개인특성에 의한 효과를 정산하지 못하며, 모델에 포함된 대상지들 사이에 경쟁이 있으면 IIA 假定은 성립하지 않기 때문에 條件附 logit모델을 현실에 적용하기에는 한계가 있다.

2) 條件附 logit모델과 一般 logit모델의 비교

條件附 logit모델이 갖는 문제점들을 제거할 수 있는 것이 一般 logit모델이며, 그 효용성은 검증되었다(Malhotra, 1984; Hartman, 1982). 一般 logit모델은 (식 3) 대신 (식 5)의 관계를 사용함으로써 一般 二項 logit모델인 (식 6)과 一般 多項 logit모델인 (식 7)을 각각 유도한다. 즉, X_k 와 a_i 의 평균적 영향력을 고려하는 條件附 logit모델과는 달리, 一般 logit모델은 대상지 선택시 영향을 미치는 대상지별 X_k 와 a_i 들을 모델에 포함시키기 때문에 random utility theory가 변형 적용된다는 약점이 있지만 선택행동의 연구에 사용할 수 있는 일반적 모델이다.

· $U_{ik} = \bar{U}_{ik}(X_k, a_i) + \epsilon(X_k, a_i) = Z_k \cdot \beta^k + \epsilon_{ik}$
 (식 5)

·一般 二項 logit모델

$P_i = \exp(Z_i\beta) / [1 + \exp(Z_i\beta)]$ (식 6)

·一般 多項 logit모델

$$P_k = \frac{[\exp(Z_{ik}\beta^k)]}{\left[\sum_{k=1}^K \exp(Z_{ik}\beta^k) \right]}$$
 (식 7)

Hartman(1982)은 2개의 X_k 와 1개의 a_i 에 의해 영향을 받는 3 대상지의 例로써 一般 logit모델의 우수성을 입증하였다.

① 條件附 logit모델

변수들의 영향력은 각 대상지별로 다를 수도 있지만 이를 무시하고, 3 대상지에 미치는 평균적 효과를 계산하므로,

· $Z_k = (X_1^k, X_2^k, a_i)$ ($k = 1, 2, 3$)이며, 변수의 해당 계수는

$\bar{\beta} = (\beta_1, \beta_2, 0)$ 이다. 條件附 logit모델을 정산하면,

- $k=1$ 일때: $Z_{i1} = (\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + 0 \cdot a_i)$
 - $k=2$ 일때: $Z_{i2} = (\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + 0 \cdot a_i)$
 - $k=3$ 일때: $Z_{i3} = (\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + 0 \cdot a_i)$ 이다.
- 대상지에 상관없이 계수가 동일하므로,
 $Z_k = \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + 0 \cdot a_i$ ($k = 1, 2, 3$), 또는
 $Z_k = \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2$ 으로 표현할 수 있다.

② 一般 logit모델

변수들의 영향력은 각 대상지별로 다를 수 있다는 가능성과 대상지간의 경쟁을 고려하므로, 각 대상지별 X_k 와 a_i 는 개개의 독립변수로 취급되어,

· $Z = (X_1^1, X_1^2, X_2^1, X_2^2, X_3^1, X_3^2, a_i)$ 이며, 변수의 해당 계수는

$\beta = (\beta_1^k, \beta_2^k, \beta_3^k, \beta_4^k, \beta_5^k, \beta_6^k, \beta_7^k)$ ($k = 1, 2, 3$)이다. 一般 logit모델을 정산하면,

- $k=1$ 일때: $Z_{i1} = (\beta_1^1 X_1 + \beta_2^1 X_2 + \beta_3^1 X_3 + \beta_4^1 X_2 + \beta_5^1 X_3 + \beta_6^1 X_2 + \beta_7^1 \cdot a_i)$
- $k=2$ 일때: $Z_{i2} = (\beta_1^2 X_1 + \beta_2^2 X_2 + \beta_3^2 X_3 + \beta_4^2 X_2 + \beta_5^2 X_3 + \beta_6^2 X_2 + \beta_7^2 \cdot a_i)$
- $k=3$ 일때: $Z_{i3} = (\beta_1^3 X_1 + \beta_2^3 X_2 + \beta_3^3 X_3 + \beta_4^3 X_2 + \beta_5^3 X_3 + \beta_6^3 X_2 + \beta_7^3 \cdot a_i)$ 이다.

③ 만약 條件附 logit모델이 一般 logit모델의 결과와 동일하려면,

$$\beta_3^1 = \beta_4^1 = \beta_5^1 = \beta_6^1 = \beta_7^1 = \beta_2^2 = \beta_3^2 = \beta_4^2 = \beta_5^2 = \beta_6^2 = \beta_7^2 = \beta_3^3 = \beta_4^3 = \beta_5^3 = \beta_6^3 = \beta_7^3 = 0,$$

$$\beta_1^1 = \beta_3^2 = \beta_5^3, \beta_2^1 = \beta_4^2 = \beta_6^3 \text{의 관계들이 동시에 만족되어야 한다.}$$

3) IIA 假定の 검증

IIA 假定을 만족시키기 위하여 연구자는 독립적이라고 판단되는 곳만을 연구의 대상지로 삼을 수도 있지만(Stynes and Peterson, 1984), 아래와 같은 Hausman—McFadden test for IIA(Hausman and McFadden, 1981)로써 대상지들의 독립성을 확인한 후 條件附 logit모델을 사용할 수 있다.

· $H_0: \theta_r - \theta_k = 0$ (IIA assumption is true.)

· $H_1: \text{not } H_0$

·t.s.: $S = (\theta_r - \theta_k)' \cdot [\text{cov}(\theta_r) - \text{cov}(\theta_k)]^{-1} \cdot (\theta_r - \theta_k)$

·R.R.: S is asymptotically distributed χ^2 with d.f.: $\text{tr}[\text{cov}(\theta_r) - \text{cov}(\theta_k)] \cdot [\text{cov}(\theta_r) - \text{cov}(\theta_k)]^{-1}$

θ : 전 대상지가 포함된 모델과 일부 대상지만이 포함된 모델에서, 공통적으로 나타나는 변수들의 母數

θ_k : 전 대상지가 포함된 모델에서 θ 값의 精算值

θ_r : 일부 대상지만이 포함된 모델에서 θ 값의 精算值 ($r \in K$)

t: generalized inverse matrix, tr: trace of matrix

3. 모델의 精算과 계수의 해석

Logit모델은 보통 最尤推定法(maximum likelihood estimation)으로 정산한다. 이 방법은 자료의 集團化가 필요 없고, 자료가 많은 경우($n \geq 50$)에는 거의 모든 상황에서 OLS의 代用으로 사용된다(Aldrich and Nelson, 1984; Malhotra, 1984). 그러나, 정산결과는 대상지 선택확률과 指數函數(exponential)인 '변수들의 線形組合(Z_k)'이기 때문에, 회귀분석에서와 같이 계수의 직접적 해석으

로 독립변수의 영향력을 파악할 수는 없다. 二項 logit모델의 경우, 모델에 포함된 q번째 독립변수로 (식 6)을 微分하면 $d(P_i)/dX_q = p_i(1-p_i) \cdot b_q$ 이 된다. 이때 p_i 는 특정 대상지가 선택될 확률이므로 $p_i(1-p_i)$ 의 값은 항상 ‘+’이기 때문에 q번째 독립변수의 계수(b_q) 부호는 그 변수의 영향력 방향을, $p_i(1-p_i) \cdot b_q$ 의 값은 영향력의 크기를 나타낸다.

多項 logit모델은, (a)어떤 대상지라도 선택될 확률은 모두 ‘+’이며, (b)각 대상지가 선택될 확률의 합은 항상 1이라는 2가지 조건이 추가로 만족되어야 하며, (c) 二項 logit모델과 같은 微分法은 계산상 어려움이 있기 때문에, 2 대상지(k, k')간의 선택확률 比率로써 독립변수의 상대적 영향력을 판단한다(식 8).

$$\frac{P_{ik}}{P_{ik'}} = [\exp(Z_{1k}\beta^k - Z_{1k'}\beta^{k'})]$$

$$= \exp[\{Z_{11}(\beta_1^k - \beta_1^{k'})\} + \{Z_{12}(\beta_2^k - \beta_2^{k'})\} + \dots]$$

..... (식 8)

즉, 하나의 독립변수만 변화시키고 나머지 변수들은 고정시켰을 때 계수값의 차이가 ‘+’라면, (a)대상지 k의 선택확률 증가속도가 대상지 k'보다 빠르거나, 또는 (b)대상지 k의 선택확률 감소속도가 k'보다 느리다는 것을 동시에 나타내어 특정 독립변수가 미치는 두 대상지간의 상대적 영향력 정도를 나타낸다. 따라서 多項 logit모델의 경우는 계수가 ‘+’ 일지라도 해당 독립변수의 증가가 선택확률을 항상 증가시키는 것만은 아니다 (Aldrich and Nelson, 1984).

III. 研究方法

1. 자료수집과 연구대상지 선정

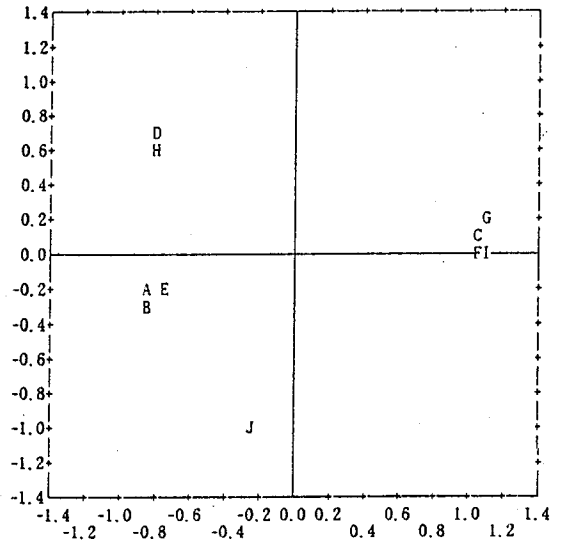
서울市內와 近郊의 대표적 當日餘暇用 레크레이션施設들을 대상으로 실시한 포지셔닝(positioning)연구의 결과(洪, 1994^b), 10개의 施設들은 4 집단으로 뚜렷히 분류되었다. 이 중 利用率이 가장 높은 과천 ‘서울대공원’, 롯데월드, 한강시민공원, 용인 ‘민속촌’을 (이하 과천, 롯데, 한강, 민속

촌) 연구대상지로 선정하였으며(표 1, 그림 1), 洪(1994^b)의 자료를 再분석하였다.

〈표 1〉 施設別 利用率

(단위: %)

집단	施設 名	利用率
1	A: 과천 ‘서울대공원’	55.8
	E: 서울 ‘어린이대공원’	43.4
	B: 용인 ‘자연농원’	40.5
2	D: 롯데월드	63.4
	H: 드림랜드	23.9
3	I: 한강시민공원	76.5
	F: 올림픽공원	47.7
	C: 남산공원	42.4
4	G: 보라매공원	24.1
	J: 용인 ‘민속촌’	21.2



(그림 1) 知覺圖

2. 자료의 변형

자료수집시 洪(1994^b)은 제시된 10개의 施設중 1992년에 방문한 적이 있는 모든 곳을 응답케 하였기 때문에, 대부분의 응답자들은 본 연구의 대상지인 4 施設중 1곳 이상을 이 기간중에 방문한 것으로 응답하였다. 이로 인하여 多項 logit모델

분석시, X_k 는 施設별로 값이 변하므로 문제가 되지 않지만 응답자의 사회인구학적(socio-demographic) 변수들(a)은 방문한 施設의 多過에 의해 다른 가중치를 받게 되므로 이런 문제점을 最小化시키기 위하여 자료를 변형하였다.

① 缺測值(missing data)를 포함하고 있거나, 洪(1994)의 연구에서 outlier로 판명된 자료는 제거하였다.

② 한 施設도 방문하지 않은 응답자의 자료는 종속변수의 변화가 없기 때문에 제거하였다.

③ 4 施設중 3곳 이상을 방문한 응답자인 경우는 a가 과도히 가중되기 때문에 제거하였다.

④ 한곳의 施設을 방문한 응답자들은 2배의 가중치를 주었으며, 2 施設을 방문한 응답자의 자료는 그대로 사용하였다.

3. 독립변수의 선정

모델에 포함될 가능성이 있는 독립변수는 目的地 특성 변수, 出發地 특성 변수, 接近性으로 大別하여 선정하였고, 아래의 기준을 추가로 적용하였다. 이 변수들은 重力모델(gravity model)에서 뿐만 아니라 (Haynes and Fotheringham, 1984), 선택행위에 대한 기존의 연구에서도 효용성이 입증되었다(李, 1993; 洪, 1991; Fesenmaier, 1988; Stynes and Peterson, 1984; Peterson, et al., 1983).

① 사회인구학적 변수들 간의 높은 相關性(correlation)은 잘 알려진 사실이며, 변수들간의 높은 상관성은 logit모델의 가정에 위배되므로(Aldrich and Nelson, 1984), 이와 같은 변수들은 상관성 검증으로 제외하였다.

② 개인의 주관적 측정에 의한 변수가 객관적 측정에 의한 변수보다 선택행위의 추정시 우수하므로(Peterson, et al., 1983; Cadwallader, 1975), 前者를 선택하였다.

그 결과, 출발지특성 변수로는 性, 나이, 심리적 교육수준, 자가용의 소유有無, 家族 準據集團(reference group)영향력의 존재有無 및 施設의 방문목적이 선정되었다. 接近性은 실제거리가 아닌 심리적 거리를 사용하였으며, 목적지특성 변수는 魅力度로 측정하였다. 그러나, 2次資料(secondary

data)를 再分析한 본 연구의 限界로 인하여 매력도는 단일항목(single-item)으로 측정되었다.

4. 자료분석

SAS와 LIMDEP을 混用하여 二項 및 多項 logit 모델을 분석하였다. 多項 logit모델은 한개의 施設을 基準(base)으로 설정하여야 분석이 가능하기 때문에(Aldrich and Nelson, 1984), 이용율이 중간인 롯데를 base로 삼았다(표 1).

계수는 最尤推定法으로 정산하였다. 정산된 모델의 適合度를 추정할 수 있는 최선의 방법은 아직 알려져 있지 않기 때문에 보통 1개 이상의 방법을 동시에 사용한다(Malhorta, 1984). 본 연구는 흔히 사용되고 있는 방법들인 likelihood ratio statistic(LRS), ρ^2 와 豫測力(accuracy of prediction)을 동시에 사용하였다. LRS는 회귀분석의 F-test (H_0 : 모든 계수의 값은 0)에 해당되는 검증법이며, ρ^2 는 R^2 와 비슷한 개념을 가진 尺度이다. ρ^2 는 적합도가 향상될 수록 0에서 1로 접근하나, 계산에 사용되는 값이 對數(logarithm)이어서 적합도가 증가하더라도 R^2 값의 증가속도 보다는 매우 늦다. 0.2와 0.4 사이의 ρ^2 값은 매우 높은 적합도를 나타낸다(Hensher and Johnson, 1981).

IV. 結果

1. IA 假定の 검증

연구대상지인 과천, 롯데, 한강, 민속촌이 IIA 假定을 만족시키는지 확인하기 위하여, X_k 에 해당되는 각 施設과의 거리 및 施設의 매력도, a인 사회인구학적 변수들을 개개의 변수 취급한 후 Hausman-McFadden Test하였다. 이 검증을 위해서는 (a) 4 施設들을 모두 포함시킨 一般 多項 logit모델과 (b)과천, 한강, 민속촌이 한번씩 제외되어 3 施設만이 포함된 3 경우의 一般 多項 logit모델에서, 공통적으로 유의성이 있는 독립변수들을 우선 확인해야 한다. 多項 logit모델에서는 χ^2 를 사용한 同時檢證(simultaneous test)으로 독립변수의 유의성 여부를 판단하므로(Aldrich

〈표 2〉 分散分析表

변 수	4 施設 포함			과 천 제 외		한 강 제 외		민 속 촌 제 외	
	DF	χ^2	Prob	DF	Prob	DF	Prob	DF	Prob
INCPT	3	20.17	0.0002	2	0.0000	2	0.0000	2	0.3956
AGE	3	30.38	0.0000	2	0.0000	2	0.0000		
DISD	3	6.98	0.0726	2	0.0584	2	0.9671	2	0.0418
AA	3	12.33	0.0063			2	0.0024	2	0.0016
AI	3	7.68	0.0532	2	0.0463			2	0.0286
DISI								2	0.0384

AGE: 나이, DISD: 롯데와의 거리, AA: 과천의 매력도,
AI: 한강의 매력도, DISI: 한강과의 거리,

and Nelson, 1984), 유의성이 낮은 변수($p > 0.1$)들을 하나씩 제거하였다(표 2). 예를 들어, 한강과 민속촌이 IIA 假定을 만족시키는지 검증하기 위하여 (a) '4 施設 포함' 모델(과천, 롯데, 한강, 민속촌 포함)과 (b)'과천제외' 모델(롯데, 한강, 민속촌 포함)에서 공통적으로 유의성이 있는 독립변수들을 조사하였다. 나머지 χ^2 경우도 같은 요령으로 검증하였으며, 롯데는 base이기 때문에 '롯데제외'는 제외되었다.

'4 施設 포함' 모델과 1 施設이 제외된 모델에서 공통적으로 유의성이 있는 독립변수의 계수값 및 共分散(covariance)값으로 IIA 假定을 검증한 결과, '민속촌제외'인 경우에는 귀무가설이 기각되었고($p < 0.05$), '과천제외'와 '한강제외'인 경우에는 귀무가설이 기각되지 못하였다. 이 결과는 과천과 한강이 다른 施設의 방문에 영향을 미치는 것을 의미하기 때문에, 본 연구에는 條件附 logit모델을 사용할 수 없는 것으로 판명되었다. '4 施設 포함' 모델에서 유의성이 있는 것으로 판명된 3 변수(AGE, AA, AI)가 이 검증의 타당성을 뒷받침하고 있다.

2. 二項 logit모델의 精算 및 해석

施設별로 유의성이 없는($p > 0.1$) 독립변수들 하나씩 모델에서 제거하여 施設別 一般 二項 logit모델을 정산하였다(표 3). 정산된 계수들(식 6)에 대입하여 각 施設들이 방문될 확률(P)을 계

산하였으며, 독립변수들의 영향력을 해석하였다. 예상대로, 민속촌의 거리를 제외하면, 매력도와 거리는 施設의 방문與否를 추정할 수 있는 중요 변수로 판명되었다. 출발지특성 변수의 종류와 영향력이 施設별로 다른 것은 개인에 따라 특정 施設의 선호가 다르기 때문이다. 과천은 거리가 가까울 수록, 매력도가 클 수록 방문될 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 롯데는 거리가 가까울 수록, 매력도가 클 수록, 그리고 여자들의 방문확률이 높은 반면, '가족과의 나들이'를 원하는 사람이나 자가용의 未所有 가정은 이곳의 방문에 부정적이다. 자가용의 소유와 소득은 상관성이 높기 때문에($p < 0.0001$) 자가용의 미소유자를 저소득층으로 간주하며 롯데는 어린이들 위주의 施設이란 점을 고려하면, 롯데의 방문과 이들 변수들과의 부정적 관계는 이해된다.

한강은 거리가 가까울 수록, 매력도가 높을 수록 방문확률이 증가하는 반면, 가족 準據集團의 영향력의 존재는 부정적 영향을 미치고 있다. 민속촌은 매력도의 증가, '일상생활과 다른 곳에서의 기분전환,' 가족 準據集團의 영향력의 존재 및 나이의 증가에 의해 방문확률이 증가하고 있다. 한강이 低關與商品(low-involvement product)에 해당되는 施設인 반면, 민속촌은 전통양식이 강조된 主題公園으로 高關與商品(high-involvement product) 施設이란 점을 고려하면 이와 같은 결과는 이해될 수 있다(Assael, 1984). 특히 '거리'변수가 민속촌에만 제외된 것도 이런 맥락에서 이해될

〈표 3〉 二項 logit모델의 정산 결과

변 수	과 천		롯데		한 강		민 속 촌	
	계 수	Prob	계 수	Prob	계 수	Prob	계 수	Prob
INCPT	-2,6448	0.0000	-0.5247	0.3921	-1.7179	0.0035	-2.8505	0.0001
DIS	0.1725	0.0159	0.2288	0.0012	0.2252	0.0081		
ATT	1.0294	0.0000	0.4004	0.0023	0.5937	0.0001	0.3840	0.0332
R1			-0.3984	0.0611				
R3							0.4847	0.0876
SEX			0.5080	0.0162				
CAR			-0.6199	0.0035				
REF					0.6194	0.0090	-0.8753	0.0006
AGE							0.0437	0.0001
LRS	0.32E-13		0.43E-08		0.288E-07		0.23E-10	
ρ^2	0.1		0.136		0.2805		0.323	
豫測力	65.38%		67.87%		77.15%		79.86%	

LRS : Likelihood Ratio Statistic의 유의성

INCPT : 절편, DIS : 施設과의 거리, ATT : 施設의 매력도

R1 : 가족이나 친척과의 나들이가 방문 목적,

R3 : 일상생활과 다른 곳에서의 기분전환이 방문 목적

SEX : 性, CAR : 자가용 소유, REF : 家族準據集團의 영향, AEG : 나이

수 있다.

① 과천의 방문확률

$$P_i = \frac{\exp(-2.6448 + 0.1725 \cdot DIS + 1.0294 \cdot ATT)}{1 + \exp(-2.6448 + 0.1725 \cdot DIS + 1.0294 \cdot ATT)}$$

② 롯데의 방문확률

$$P_i = \frac{\exp(-0.5247 + 0.2288 \cdot DIS + 0.4004 \cdot ATT - 0.3984 \cdot R1 + 0.508 \cdot SEX - 0.6199 \cdot CAR)}{1 + \exp(-0.5247 + 0.2288 \cdot DIS + 0.4004 \cdot ATT - 0.3984 \cdot R1 + 0.508 \cdot SEX - 0.6199 \cdot CAR)}$$

③ 한강의 방문확률

$$P_i = \frac{\exp(-1.7179 + 0.2252 \cdot DIS + 0.5937 \cdot ATT + 0.6194 \cdot REF)}{1 + \exp(-1.7179 + 0.2252 \cdot DIS + 0.5937 \cdot ATT + 0.6194 \cdot REF)}$$

④ 민속촌의 방문확률

$$P_i = \frac{\exp(-2.8505 + 0.384 \cdot ATT + 0.4847 \cdot R3 - 0.8753 \cdot REF + 0.0437 \cdot AGE)}{1 + \exp(-2.8505 + 0.384 \cdot ATT + 0.4847 \cdot R3 - 0.8753 \cdot REF + 0.0437 \cdot AGE)}$$

3. 多項 logit모델의 精算 및 해석

1) 모델의 정산

〈표 2〉의 '4 施設 포함' 모델에서 유의성이 있

는 독립변수로 판명된 나이, 롯데와의 거리, 과천의 매력도, 한강의 매력도로써, 施設별 一般 多項 logit모델을 정산하였으며 결과를 $Z_w \beta^k$ 형태로 나타내었다(표 4). 롯데는 base이므로 정산된 모든 계수 값이 0이다.

(표 4) 多項 logit모델의 正산 結果

변 수	분 산 분 석			施 設 別 정 산 된 계 수 값					
	DF	χ^2	Prob	과 천		한 강		민 속 촌	
				계수값	Prob	계수값	Prob	계수값	Prob
INCPT	3	20.17	0.0002	-1.9363	.0268	-0.1234	0.8566	-7.6160	0.0001
AGE	3	30.38	0.0000	0.0117	0.3318	0.00593	0.5557	0.1300	0.0000
DISD	3	6.98	0.0726	0.1969	0.0318	-0.1787	0.0186	-0.0378	0.8434
AA	3	12.33	0.0063	0.7268	0.0008	0.0980	0.5379	-0.0852	0.8384
AI	3	7.68	0.0532	0.0345	0.8369	0.3446	0.0134	0.0117	0.9733
LRS : 0.28E-12,				ρ^2 : 0.207,		豫測力 : 45.82%			
과 천(k=1) : $Z_{11}\beta^1 = -1.9363 + 0.0117 \cdot AGE - 0.1969 \cdot DISD + 0.7268 \cdot AA + 0.0345 \cdot AI$									
한 강(k=2) : $Z_{12}\beta^2 = -0.1234 + 0.00593 \cdot AGE - 0.1787 \cdot DISD + 0.098 \cdot AA + 0.3446 \cdot AI$									
민 속 촌(k=3) : $Z_{13}\beta^3 = -7.6160 + 0.1300 \cdot AGE - 0.0378 \cdot DISD + 0.0852 \cdot AA + 0.0117 \cdot AI$									
롯데(k=4) : $Z_{14}\beta^4 = 0 + 0 \cdot AGE - 0 \cdot DISD + 0 \cdot AA + 0 \cdot AI$									

AGE: 나이, DISD: 롯데와의 거리, AA: 과천의 매력도, AI: 한강의 매력도

$Z_{ik}\beta^k$ 들을 一般 多項 logit모델인 (식 7)에 대입하여, 개인 i가 施設 k를 방문할 확률(P_{ik})을 추정하였다.

$$\textcircled{1} \text{ 과 천}(k=1): P_{i1} = \frac{\exp(Z_{i1}\beta^1)}{\exp(Z_{i1}\beta^1) + \exp(Z_{i2}\beta^2) + \exp(Z_{i3}\beta^3) + \exp(Z_{i4}\beta^4)}$$

$$\textcircled{2} \text{ 한 강}(k=2): P_{i2} = \frac{\exp(Z_{i2}\beta^2)}{\exp(Z_{i1}\beta^1) + \exp(Z_{i2}\beta^2) + \exp(Z_{i3}\beta^3) + \exp(Z_{i4}\beta^4)}$$

$$\textcircled{3} \text{ 민속촌}(k=3): P_{i3} = \frac{\exp(Z_{i3}\beta^3)}{\exp(Z_{i1}\beta^1) + \exp(Z_{i2}\beta^2) + \exp(Z_{i3}\beta^3) + \exp(Z_{i4}\beta^4)}$$

$$\textcircled{4} \text{ 롯데}(k=4): P_{i4} = \frac{\exp(Z_{i4}\beta^4)}{\exp(Z_{i1}\beta^1) + \exp(Z_{i2}\beta^2) + \exp(Z_{i3}\beta^3) + \exp(Z_{i4}\beta^4)}$$

2) 독립변수의 영향력 정되므로, 2 施設간 독립변수의 계수값 차이를
 독립변수들의 영향력은 (식 8)의 관계에서 추 계산하였다(표 5).

(표 5) 두 施設간 독립변수의 계수값 차이

변 수	A vs I	A vs J	I vs J	A vs D	I vs D	J vs D
AGE	0.00577	-0.1183	-0.12407	0.0117	0.00593	0.1300
DISD	-0.0182	-0.1591	-0.1409	-0.1969	-0.1787	-0.0378
AA	0.6288	0.6416	0.0128	0.7268	0.0980	0.0852
AI	-0.3101	0.0228	0.3329	0.0345	0.3446	0.0117

A vs I: 과천과 한강, A vs J: 과천과 민속촌, I vs J: 한강과 민속촌
 A vs D: 과천과 롯데, I vs D: 한강과 롯데, J vs D: 민속촌과 롯데

① 과천과 한강의 비교

나이와 과천의 매력도가 증가할 수록 (a)과천 방문확률의 증가속도는 한강 방문확률의 증가속도 보다 빠르거나, 또는 (b)과천 방문확률의 감소속도는 한강 방문확률의 감소속도 보다 늦어 이 2 변수들은 과천의 방문에 긍정적 영향을 미치는 것으로 해석되었다. 반면, 한강의 매력도가 증가하거나 롯데와의 거리가 가까울 수록 (a)과천 방문확률의 감소속도는 한강 방문확률의 감소속도 보다 빠르거나, 또는 (b)과천 방문확률의 증가속도는 한강 방문확률의 증가속도 보다 늦어 이 2 변수들은 과천의 방문에 부정적 영향을 미치는 것으로 해석되었다. 이러한 결론은 각 施設의 매력도 증가가 그 施設의 방문확률의 증가에 긍정적 영향을 주고 있으며, 이 2 施設들과 직접적 관계가 없는 롯데와의 거리가 과천의 방문에 부정적 영향을 주고 있음을 뜻한다. 이는 예상되었던 것으로, 서울市民들은 과천과 롯데가 어린이들을 위한 다수의 서비스를 공통적으로 제공하고 있다고 認識하기 때문이다(洪, 1994a). 나이의 증가가 과천 방문확률의 증가에 긍정적 영향을 미칠 것은 예상치 못하였으나 영향력은 작았다.

② (과천과 민속촌) 및 (한강과 민속촌)의 비교

IIA 假定의 검증에서 확인되었듯이, 민속촌은 다른 施設의 선택에 영향을 미치지 않았다. 이는 민속촌이 한국적 특징을 강조한 施設인 반면, 과천, 한강과 롯데는 상반된 특징을 갖고 있어 이들 施設과의 경쟁이 약하기 때문이다. 민속촌과 비교하여 과천 및 한강의 방문확률은, 과천과 한강의 매력도 증가할 수록 긍정적 영향을 받는다. 그러나, 롯데와의 거리가 가까울 수록 또한 나이가 증가할 수록 부정적 영향을 받고 있는 것으로 나타났다.

③ (과천과 롯데), (한강과 롯데) 및 (민속촌과 롯데)의 비교

롯데와 비교하여 과천, 한강 및 민속촌의 방문확률은 나이가 증가할 수록, 과천과 한강의 매력도가 증가함에 따라 긍정적인 영향을 받는 반면, 롯데와의 거리가 가까울수록 부정적인 영향을 받고 있는 것으로 나타났다.

V. 結論 및 考察

본 연구는 서울市內와 近郊에 있는 當日餘暇用 레크레이션 施設에 대한 서울市民들의 선택행동을 一般 logit 모델로 분석하여 다음과 같은 결론을 도출하였다

1. 성격이 相異하다고 판단된 施設들을 연구대상지로 선정된 후, 條件附 logit 모델의 적용가능성 與否를 판단하기 위하여 Hausman-McFadden Test로 IIA 假定을 검증하였다. 검증결과 과천 '서울대공원'과 한강시민공원은 다른 施設들의 선택에 영향을 미치는 것으로 판명되었으므로, 만약 본 연구에 條件附 logit 모델을 사용하였다면 결과는 왜곡되었을 것이다.
2. 一般 logit 모델을 사용함으로써 條件附 logit 모델로는 확인할 수 없었던 사회인구학적 변수의 영향, 施設과의 거리, 施設의 매력도가 미치는 영향력을 확인하였다.
3. 一般 二項 logit 모델의 경우, 2-5개의 독립변수를 사용하여 개개 施設에 대한 방문 與否의 확률을 추정하였다. 精算된 모델들에 의한 豫測力의 범위는 65.38% - 79.86%로 우수하였으며, ρ^2 의 범위는 0.1 - 0.323이었다.
4. 一般 多項 logit 모델의 경우, 롯데월드를 base로 하여 과천 '서울대공원', 한강시민공원, 용인 '민속촌', 롯데월드의 방문확률을 각각 추정하였다. 나이, 롯데월드와의 거리, 과천 '서울대공원'의 매력도, 한강시민공원의 매력도가 독립변수로 확인되었으며, 모델의 豫測力은 45.82%, ρ^2 은 0.207이었다.

본 연구는 높은 豫測力과 適合度の 모델을 정산하였지만, 2次資料(洪, 1994^a 洪, 1994^b)를 사용하였기 때문에 다음과 같은 문제점이 있다.

1. 一般 二項 logit 모델로 분석한 과천 '서울대공원'과 롯데월드의 경우, 적합도(ρ^2)가 각각 0.1, 0.136로써 다른 施設에 비하여 상대적으로 낮았다.
2. 개인의 情報保有 水準(Cadwallader, 1975)이 모델에서 포함되지 못하였으며, 매력도는 단일문

항으로 측정되었다. 多項目尺度(multi-item scale)에 의한 매력도의 變數化(operationa - lization)가 바람직하다.

3. 독립변수의 선정에 사용된 유의수준($p > 0.1$)은 강화되어야 한다.
4. 자료의 변형으로 인하여 표본크기(sample size)가 감소되었으며, 1 施設을 방문한 사람들의 자료는 2배로 加重되었다.
5. 多項 logit모델은 독립변수의 영향력을 파악하기 위하여 2 施設간의 방문比率를 사용하므로, 모든 施設이 고려된 상황에서의 영향력을 알 수 없는 構造的 결점이 있다.
6. 선택행동은 특정한 位階에 의해 일어날 수 있다. 즉, 행동 자체에 대한 선택을 한 후 그 행동이 수용될 수 있는 대상지를 선택한다면, 이런 과정을 포함하여 精算할 수 있는 nested logit모델의 적용이 바람직 하다(Stynes and Peterson, 1984).

引用文獻

1. 朴世宗 (1991) 「觀光地 類型別 利用集團의 需要決定 要因에 關한 研究: 로짓模型의 適用을 中心으로」, 京畿大學校 碩士學位論文.
2. 徐周煥 (1989) 「社會厚生函數를 利用한 最適 都市公園 計劃에 關한 研究」, 「韓國造景學會誌」, 16(3): 1-6.
3. 李尙雨 (1993) 「大都市 住民의 近隣 餘暇活動 選擇 模型 設定에 關한 研究: 서울을 中心으로」, 서울市立大學校 碩士學位論文.
4. 韓東根 (1987) 「家口特性에 따른 住居選擇에 關한 研究」, 서울大學校 環境大學院 碩士學位論文.
5. 洪性權 (1994a) “當日餘暇用 Recreation施設의 포지셔닝에 關한 研究: 서울市를 中心으로”, 「韓國造景學會誌」, 22(2): 13-24.
6. 洪性權 (1994b) “公園利用者 研究時, Follow-Up技法이 郵送調査法에 미치는 影響에 關한 研究”, 「韓國造景學會誌」, 21(4): 29-41.
7. 洪性權 (1991) “都市公園 利用者의 目的地 選定에 關한 研究”, 「韓國造景學會誌」, 19(3): 128-143.
8. Ajzen, I. and M. Fishbein(1980) *Understanding Attitudes and Predicting Social Behavior*, Prentice-Hall: Englewood Cliffs, NJ.
9. Aldrich, J. H. and F. D. Nelson(1984) *Linear Probability, Logit, and Probit Models*, Sage publications: Newbury Park, CA.
10. Assael, H.(1984) *Consumer Behavior and Marketing Action*, Kent Publishing Company: Boston, MA.
11. Buchanan, T.(1983) “Toward an understanding of variability in satisfactions within activities”, *Journal of Leisure Research*, 15(1): 39-51.
12. Cadwallader, M.(1975) “A behavioral model of consumer spatial decision making”, *Economic Geography*, 51(4): 339-349.
13. Etzel, J. J. and R. G. Wahlers(1985) “The use of requested promotional material by pleasure travelers”, *Journal of Travel Research*, 23(4): 2-6.
14. Fesenmaier, D. R.(1988) “Integrating activity patterns into destination choice models”, *Journal of Leisure Research*, 30(3): 175-191.
15. Flath, D. and E. W. Leonard(1979) “A comparison of two logit models in the analysis of qualitative marketing data”, *Journal of Marketing Research*, 16(nov): 533-538.
16. Green, P. E. and V. Srinivasan(1978) “Conjoint analysis in consumer research: Issues and outlook”, *Journal of Consumer Research*, 5(Sept): 103-123.
17. Haynes, K. E. and A. S. Fotheringham(1984) *Gravity and Spatial Interaction Models*, Sage publications: Beverly Hills, CA.
18. Hartman, R. S.(1982) “The appropriateness of conditional logit for the modeling of residential fuel choice”, *Land Economics*, 58(4): 478-487.
19. Hausman, J. A. and D. McFadden(1981) *Specification test for multinomial logit model*, working paper, Department of Economics, MIT.
20. Hensher, D. A. and L. W. Johnson(1981) *Applied Discrete Choice Modelling*, Halsted Press: New York, NY.
21. Luce, R. D.(1977) “The choice axiom after twenty years”, *Journal of Mathematical Psychology*, 15: 215-233.
22. Malhotra, N. K.(1984) “The use of linear logit models in marketing research”, *Journal of Marketing Research*, 21(Feb): 20-31.
23. McFadden, D.(1974) “Conditional logit analysis of qualitative choice behavior”, (Ed.) Paul Zarembka. *Frontiers in Econometrics*, Academic Press: New York, NY.
24. McFadden, D. (1980) “Econometric models for probabilistic choice among products”, *Journal of Business*, 53

- (3): 513-529.
25. Meyer, R. J. and T. C. Eagle(1982) "Context-induced parameter instability in a disaggregate-stochastic model of store choice", *Journal of Marketing Research*, 19 (Feb): 62-71.
26. Neter, J. W. W. and H. H. Kutner(1983) *Applied Linear Regression Models*, Irwin:Homewood, IL.
27. Peterson, G. L., D. H. Anderson, and D. W. Lime (1982) "Multiple-use site demand analysis: An application to the boundary waters canoe area wilderness", *Journal of Leisure Research*, 14(1): 27-36.
28. Peterson, G. L., J. F. Dwyer, and A. T. Darragh(1983) "A behavioral urban recreation site choice model", *Leisure Sciences*, 6(1): 61-81.
29. Sellar, C, C. Jean-Paul and J. R. Stoll(1986) "Specification of the logit model: The case of valuation of nonmarket goods", *Journal of Environmental Economics and Management*, 13: 382-390.
30. Stynes, D. J. and G. L. Peterson(1984) "A review of logit models with implications for modeling recreation choices", *Journal of Leisure Research*, 16(4):295-310.