

□ 論 文 □

選好意識데이터에 의한 交通手段選擇모델의 特性

(The Characteristics of Mode Choice Model by Stated Preference Data)

李 鎮 友

(東新大學校 都市地域計劃學科 專任講師)

목 차

I. 序論

II. Logit 모델

- 1. Logit 모델의 推定
- 2. Logit 모델의 檢定

III. 實驗計劃

- 1. 交通서비스要因의 選擇
- 2. SP 調査表
- 3. 設問調査의 結果

IV. 結果分析

- 1. 分散分析에 의한 交通手段의 選擇特性
- 2. TP데이터에 의한 選好意識데이터의 信賴性
- 3. 反復質問에 의한 選好意識데이터의 特性
 - 1) 交通서비스 屬性에 대한 選好의 安定性
 - 2) 選好意識回答의 不規則性에 대한 安定性
- 4. 順位메김데이터를 利用한 交通手段選擇모델의 特徵

V. 結論

ABSTRACT

In recent year, especially in the mode choice analysis, it has been perceived that the importance of individual performance data using stated preference(SP) experiments as well as revealed preference data.

Since SP experiments present respondent with various hypothetical alternatives, which are produced by a combination of a number of different attribute levels, and ask them to indicate a preference, it is possible to analyze travel behavior under a situation of potential environment change such as proposed alternative mode of transportation.

The basic problems, however, remains that SP are not consistent with the actual travel behaviors and the research reports for stability of mode choice model using SP data has not been sufficient. Under this background, this study is to examine the characteristics of mode choice model using the SP data by the following items.

- ① Analysis of factors affecting the mode choice behavior by the variance analysis of orthogonal-arrays-table
- ② The reliability of SP data by transfer intention data
- ③ The stability of SP responses obtained from repetitive question by the comparison of model coefficient specified by each repetitive data.
- ④ The stability of ranking data in mode choice model.

For this analysis, we assumed subway operations in the Gwang-Ju, and set up a choice-set of hypothetical options based on Experimental Design Method.

I. 序 論

集計데이터가 아닌 개인데이터로 개인의 交通行動理論을 明示的으로 나타내는 交通行動分析을 非集計行動分析(Disaggregate Behavioral Analysis)이라 하며, 지금까지의 非集計行動分析에 관한 연구는 주로 실제 행하여진 行動結果(RP: Revealed Preference)를 중심으로 이루어져 왔다. 실제로 행하여진 行動結果(RP: Revealed Preference)로 부터 얻어진 데이터에 근거한 非集計選擇모델은 현재의 交通環境이 크게 變化하지 않는다는 假定을 前提로 성립된다. 이러한 非集計選擇모델에서 장래 交通環境의 급격한 變化가 예견되는 경우는 타지역의 RP데이터에 의해 설정된 모델의 地域間 移轉可能性과 같은 또다른 假定을 필요로 한다. 이에 따라 최근에 RP데이터를 이용한 非集計分析에 외에 意識調查데이터와 같은 새로운 형태의 데이터를 활용한 분석과 더욱 일반적인 行動理論의 모델화를 목표로한 연구가 이루어 지고 있다.

意識調查데이터는 意識을 客觀的 獨立變數의 代理變數로서 利用하는 態度接近(Attitudinal Approach)과 被說明變數로 이용하는 選好意識(SP: Stated Preference)接近 2가지로 대별할 수 있다(Reid, 1978, Manski and Lerman, 1977). 本研究는 후자의 選好意識接近法에 의해 가상의 交通대체안에 대한 응답자의 選好意向 정보인 SP데이터를 활용한 연구이다. 이러한 SP데이터는 潛在的인 交通環境 變化에 대한 通行者의 交通行動分析이 가능하므로, 통행료 징수나 통근시간 조절에 대한 임팩트 평가뿐만 아니라, 經路選擇에 있어서 情報 제공전후의 행동변화라던가, 정보를 어떠한 형태로 제공하여야 하는가 등 운전자 정보시스템 도입에 관한 사전연구 등에서 다양하게 활용될 수 있다. 그러나 지금까지의 非集計分析에 관한 연구가 RP중심이였

던 것은 SP데이터의 選好意識과 실제 行動結果와의 일치성에 관한 문제와 選好意識의 安定性에 관한 문제에 대한 충분한 결론이 미비하였기 때문이라 할 수 있다.

本研究는 이러한 인식하에 實驗計劃된 選好意識데이터에 의한 交通手段選擇모델의 特性을 아래와 같이 分析하여 選好意識데이터의 妥當性과 有用性을 검토한 것이다.

첫째, 實驗計劃에 의해 얻어진 SP데이터에 의한 交通手段選擇의 影響要因分析.

둘째, 轉換價格調查(TP: Transfer Price)에 의해, 제공되는 交通서비스 屬性의 差異에 대한 選好表現의 分散 發生과 現 利用交通手段의 差異에 따른 選好表現의 分散 發生 與否 檢定.

셋째, SP의 反復質問에 대한 응답자의 選好表現 安定性和 交通서비스속성에 대한 選好表現安定性的의 검토.

넷째, 順位메김데이터를 이용한 選擇모델의 特徵 分析.

이러한 연구목적 달성을 위한 調査表는 현재의 出勤通行狀況에 대한 RP데이터 정보를 얻기위한 RP調査와 가상의 交通條件에 대한 응답자의 選好意識 정보를 얻기위한 SP調査, 現 利用交通手段인 乘用車로부터 대체 交通手段으로의 轉換에 따른 대체교통수단의 서비스조건의 境界치를 묻는 TP調査 3부분으로 구성 하였다. SP데이터 情報를 얻기위한 調査表는 實驗計劃한 直交配列表의 組合設定에 의해 현재 이용가능한 자동차와 노선버스 및 계획중인 都市鐵道에 대해 都市鐵道の 開通으로 인한 서비스 수준의 變化值를 고려하여 27개 交通條件을 설정하였으며, 설정된 27개의 交通條件 中 랜덤(random)으로 6개가 제시되어 각 대안에 대해 응답자가 選好順位를 표현할 수 있도록 구성 하였다.

조사는 94년 6월 사전 교육을 받은 면접원이

通行目的中 가장 중요한 位置를 차지하고 있으며 反復的인 通行形態를 보이고 있고, 行動性에 있어서도 비교적 安定性을 기대할 수 있는 通勤通行者를 Random으로 방문하여 조사표를 제시하고 응답자가 조사표에 기입하는 留置法으로 실시하였다.

II . Logit Model

1. Logit모델의 推定

본연구에서 選擇모델로 사용한 Logit모형의 기본적인 確率分布形은 식(1)과 같은 Gumbel 분포 函數이며, 식(1)의 $F(\epsilon)$ 을 ϵ 으로 微分한 Gumbel分布의 確率密度函數는 식(2)와 같다.

$$F(\epsilon) = e^{-\omega(\epsilon-\eta)}, \omega > 0 \quad \dots\dots (1)$$

$$f(\epsilon) = \omega e^{-\omega(\epsilon-\eta)} \cdot e^{-\epsilon(\epsilon-\eta)} \quad \dots\dots (2)$$

파라메타 η, ω 를 지니는 Gumbel分布의 確率變數의 差가 Logistic분포로 되는 성질을 이용하고, 개인n의 選擇대안 i에 대한 效用의 確定項을 V_{in} 으로 하여 $V_{in}^* = \ln \sum_{j=2}^n e^{V_{jn}}$ 으로 하면, 개인 n이 j개의 대안중 대안 1을 選擇하는 다항로지트 모델은 식(3)으로 표현할 수 있다.

$$P_{1n} = \frac{1}{1 + e^{-\omega(V_{1n} - V_{in}^*)}} = \frac{e^{\omega \cdot V_{1n}}}{e^{\omega \cdot V_{1n}} + e^{\omega \cdot V_{in}^*}}$$

$$= \frac{e^{\omega \cdot V_{1n}}}{e^{\omega \cdot V_{1n}} + e^{\omega \sum_{j=2}^n e^{-\omega V_{jn}}}} = \frac{e^{\omega \cdot V_{1n}}}{\sum_{i=1}^n e^{\omega \cdot V_{in}}} \quad \dots\dots (3)$$

식(3)에서 ω 는 效用의 크기를 나타내는 scale 파라메타로서 效用를 구성하는 確率項의 分散項에 동일하게 포함되어 있으므로 1로 하여도

일반성을 잃지 않는다.

식(3)에서 개인 n의 選擇대안 i에 대한 效用의 確定項 V_{in} 에 대한 함수형을 미지의 파라메타 β 와 개인 n의 選擇대안 i에 대한 特性벡터 X_{in} 의 함수형으로 하여 식(4)와 같이 정의하고, 개인이 選擇한 대안에 대해서 δ 를 1, 그외의 대안에 대해서는 δ 를 0으로 하면 다항로지트모델의 尤度函數(Maximum Likelihood Estimation)는 식(5)로 표현된다.

$$V_{i,n} = \mathcal{K}(\beta, X_{i,n}) = \sum_{k=1}^K \beta_k X_{i,n,k}$$

여기서, X_{ink} = 개인 n의 選擇대안 i에 대한 k번째의 特性벡터
 β_k = k번째 변수의 추정 parameter

$$P_{1n}^{\delta_{1n}} \cdot P_{2n}^{\delta_{2n}} \cdot P_{3n}^{\delta_{3n}} \dots P_{jn}^{\delta_{jn}} \dots\dots (5)$$

$$= \prod_{i=1}^n P_{i,n}^{\delta_{in}}$$

식(5)에서 多項로지트모델의 尤度函數에 대한 對數尤度函數를 만들면 식(6)으로 정리되며, 對數尤度函數(L)를 최대로 하는 最尤推定量(β)은 식(6)을 $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ 에 관해서 1차 편미분한 식(7)의 구배벡터(Gradient Vector)를 0으로 하는 β_k 이다.

$$L = \ln L^*(\beta_1, \dots, \beta_k) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \delta_{ij} \ln(P_{ij})$$

$$= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \delta_{ij} (\beta \cdot X_{ij} - \ln \sum_{k=1}^n e^{\beta \cdot X_{ik}}) \quad \dots\dots (6)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \beta_k} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \delta_{ij} (X_{imk} - \frac{\sum_{k=1}^n X_{imk} e^{\beta \cdot X_{ik}}}{\sum_{k=1}^n e^{\beta \cdot X_{ik}}}) = 0$$

$$k=1, \dots, k \quad \dots\dots (7)$$

식(7)을 $\sum_{i=1}^n \delta_{in} = 1$ 을 이용하여 정리하면 식(8)과 같이 된다.

$$\sum_{i=1}^n \sum_{\lambda} (\delta_{i,\lambda} - P_{i,\lambda}) X_{i,\lambda} = 0.$$

$$\text{where } (k=1, \dots, k) P_{i,\lambda} = \frac{e^{\beta X_{i,\lambda}}}{\sum_{\lambda} e^{\beta X_{i,\lambda}}}, i \in A_n) \dots (8)$$

식(8)의 Logit모델의 推定係數 β 를 β^k 로 나타내면 β^k 는 $\beta^k = \beta^k - [\nabla^2 L(\beta^k)]^{-1} \nabla L(\beta^k)$ 으로 표현되는 Newton-Raphson-Method에 의해 추정하기 위한 다항로지트모델의 구배벡터 ∇L 와 Hessian 行列 $\nabla^2 L$ 은 식(8)을 β 로 편미분하여 정식화한 식(9)와 (10)으로 나타낼 수 있다.

$$\nabla L(\beta) = \begin{pmatrix} \frac{\partial L}{\partial \beta_1} \\ \frac{\partial L}{\partial \beta_2} \\ \vdots \\ \frac{\partial L}{\partial \beta_k} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^n \sum_{\lambda} (\delta_{i,\lambda} - P_{i,\lambda}) X_{i,1} \\ \sum_{i=1}^n \sum_{\lambda} (\delta_{i,\lambda} - P_{i,\lambda}) X_{i,2} \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^n \sum_{\lambda} (\delta_{i,\lambda} - P_{i,\lambda}) X_{i,k} \end{pmatrix} \dots (9)$$

$$\nabla^2 L(\beta) = \begin{pmatrix} \frac{\partial^2 L}{\partial \beta_1 \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 L}{\partial \beta_1 \partial \beta_2} & \dots & \frac{\partial^2 L}{\partial \beta_1 \partial \beta_k} \\ \frac{\partial^2 L}{\partial \beta_2 \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 L}{\partial \beta_2 \partial \beta_2} & \vdots & \frac{\partial^2 L}{\partial \beta_2 \partial \beta_k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \frac{\partial^2 L}{\partial \beta_k \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 L}{\partial \beta_k \partial \beta_2} & \dots & \frac{\partial^2 L}{\partial \beta_k \partial \beta_k} \end{pmatrix} \dots (10)$$

$$\text{where } \frac{\partial^2 L}{\partial \beta_i \partial \beta_j} = - \sum_{i=1}^n \sum_{\lambda} P_{i,\lambda} (X_{i,\lambda} - \sum_{\lambda} X_{i,\lambda} P_{i,\lambda})(X_{i,\lambda} - \sum_{\lambda} X_{i,\lambda} P_{i,\lambda})$$

2. Logit모델의 檢定

최우법에 의하여 추정된 추정량 β^k 의 유의성은 CRAMER-RAO의 分散理論(Rao,1973)에 의해 Hessian行列에 통계량 β 를 대입한 식(11)의 共分散行列의 對角要素 k 번째 값 σ^2_{kk} 를 이용하여 식(2-17)과 같은 t 檢定을 수행할 수 있다 (Ben-Akiva and Lerman,1987).

$$V_{\alpha}(\beta^k) = [-\nabla^2 L(\beta^k)]^{-1} \dots (11)$$

$$t_k = \frac{\beta^k}{\sqrt{\sigma^2_{kk}}} \dots (12)$$

파라메타벡터 전체의 유의성은 식(13)이 자유도 k (파라메타의 수)인 χ^2 分布를 따른다는 성질을 이용해 檢定할 수 있다(Domencich and McFadden,1975).

$$-2 \cdot [L(0) - L(\beta)] = \chi^2 \dots (13)$$

식(13)은 모든 파라메타의 값이 0인지 아닌지를 검정하는 통계량으로, 귀무가설 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ 은 $-2 \cdot [L(0) - L(\beta)] > \chi^2_{\alpha}$ 이 성립하면 기각할 수 있다.

선택대안 고유의 더미變數 이외의 모든 변수가 0인지 아닌지를 검정하는 통계량은 식(14)가 자유도 $k-1$ 인 χ^2 分布를 따르는 성질을 이용하여 귀무가설 $H_0: \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ 를 檢定할 수 있다.

$$-2 \cdot [L(c) - L(\beta)] = \chi^2 \dots (14)$$

最尤推定法에 의한 로지트모형의 적합도 (goodness of fit) 검정은 총우도함수값에 대해 설명된 우도함수의 비율을 나타내는 식(15)의 ρ^2 검정과 各標本 n 의 실제 選擇結果와 모델에 의해 추정된 選擇結果와의 일치도를 표시하는 적중률을 사용할 수 있다.

$$\rho^2 = 1 - L(\beta) / L(0) \dots (15)$$

III. 實驗計劃

1. 交通서비스要因의 選擇

SP調査를 위한 선택대안의 집합은 個人乘用車와 路線버스, 계획중인 光州廣域市 都市鐵道 (中量電鐵) 3가지로 구성하였으며, 각각의 선택

대안에 대해 제시하는 交通서비스要因은 <표 1>과 같이 각 선택대안의 屬性 數가 3개 이상인 Full-Profile Method의 형태로 구성하였다.

<表 1> 選好意識調查를 위해 使用한 交通서비스要因

| 交通서비스要因 | 乘用車 | 路線버스 | 中量電鐵 |
|---------|-----|------|------|
| 待機時間 | | ○ | ○ |
| 徒步接近時間 | ○ | ○ | ○ |
| 車內時間 | ○ | ○ | ○ |
| 費用 | ○ | ○ | ○ |

2. SP 調査表

實驗計劃法에 의한 k^n 要因配置法은 因子의 數가 n 이고 각 因子의 水準數가 k 인 實驗計劃法으로 모든 因子間의 水準 조합에서 실험이 이루어 지는 實驗이므로 실험이 반복되지 않아도 k^n 개의 實驗回數가 실시되어야 한다(朴聖炫, 1982). 이와같은 多因子要因實驗에서는 主效果 以外에 因子間의 交互作用의 詳細한 정보를 얻을 수 있지만, 모든 因子의 水準組合에 대해 1회이상의 실험을 행하기 때문에 因子의 數에 비례해서 實驗回數가 늘어나게 된다(琴基正, 山川仁, 車連植, 1992). 實驗回數의 증가는 계산에 필요한 시간과 비용문제와 함께 實驗代案 選定時 各因子와 水準의 組合을 均일하게 하기에 곤란한 問題를 내포한다.

本 研究에서는 이러한 問題를 해결하기 위하여 3水準系 直交配列表(Tables of orthogonal arrays)를 이용하는 一部要因配置計劃에 의해 設문을 작성 하였다.

3水準系 交配列表는 식(16)으로 나타내며, 식(16)에서 3^m 은 실험의 크기, $(3^m - 1)/2$ 는 직교 배열표의 列의 수를 나타내므로 $m = 2, 3, 4$ 일때는 $L_9(3^4)$, $L_{27}(3^{13})$, $L_{81}(3^{40})$ 이 된다.

$$L_{3^m}(3^{(3^m-1)/2}) \dots (16)$$

본 연구에서는 <표 1>에서 설정된 11개 交通서비스要因의 배치가 가능하도록 $L_{27}(3^{13})$ 의 直交配列表를 사용하여 3水準 11屬性의 組合을 27개의 交通條件으로 압축 하였다.

압축된 27개의 交通條件에 대하여 回答者가 전부 回答하는것은 回答에 따른 부담이 크고, 回答의 信賴性 저하 문제를 내포하기 때문에 一人의 回答者에게는 27개의 交通조건 중 6개의 交通조건을 Random函數를 이용하여 제시하여 각 질문간 直交性이 확보되도록 하였다.

<표 2>는 各 交通手段의 서비스요인에 대한 3水準系의 水準값은 나타낸 것이며, 각 交通수단의 通行時間 資料는 93년 5월 光州廣域市 出勤通行者(남성 102명, 여성 83명)를 대상으로 직접 앙케이트조사하여 얻어진 버스이용자의 平均出勤通行 所要時間과 車外時間에 대한 RP자료(徐採演, 李鎮友, 1993)와 각 交通수단별 走行速度資料를 고려하여 설정 하였다.

車內時間에 있어서 버스는 事前 RP資料에 의한 30분을 水準 2로 정의 하였으며, 都市鐵道와 2차 循環道路 개설 및 버스 優先處理政策에 의해 버스의 旅行速度가 현재보다 상승되는 경우와 인구증가와 乘用車 保有臺數의 증가 또는 2차 循環道路의 미개통에 따른 道路混雜의 영향으로 速度가 低下되는 경우를 가정하여 5분인 25분과 35분을 水準 1과 3으로 설정 하였다. 乘用車와 계획중인 中量電鐵의 車內時間은 各 交通手段別 走行速度 차이가 반영되도록 25분과 15분을 水準 2로 정의하고 일정비율이 增減하는 형태로 水準 1과 3을 결정하였다.

〈表 2〉 SP實驗을 위해 설정한 交通서비스要因과 水準

| 區 分 | 交通 서비스 要因 | 單 位 | 水 準 | | |
|---------|-----------|-----|-----|------|------|
| | | | 1 | 2 | 3 |
| 乘 用 車 | 車 內 時 間 | 分 | 20 | 25 | 30 |
| | 徒步接近時間 | 分 | 5 | 7 | 9 |
| | 費 用 | 원 | 600 | 1000 | 1500 |
| 路 線 버 스 | 徒步接近時間 | 分 | 6 | 9 | 12 |
| | 待 機 時 間 | 分 | 6 | 8 | 10 |
| | 車 內 時 間 | 分 | 25 | 30 | 35 |
| | 費 用 | 원 | 290 | 320 | 350 |
| 中 量 電 鐵 | 徒步接近時間 | 分 | 8 | 15 | 20 |
| | 待 機 時 間 | 分 | 2 | 3 | 4 |
| | 車 內 時 間 | 分 | 12 | 15 | 18 |
| | 費 用 | 원 | 350 | 385 | 420 |

버스의 待機時間은 1994년 현황치 13분의 1/2인 6분을 水準 1로 하고 運行間隔이 4 8分 增加한 경우를 水準 2와 3으로 설정 하였으며, 都市鐵道는 中量電鐵의 特征특성에 의해 平均運行間隔을 2分, 4分, 6分으로 假定하고, 그 1/2水準인 2分, 3分, 4分을 각각 水準 1, 2, 3으로 설정하였다.

徒步接近時間은 各 交通手段이 제공하는 접근 서비스에 의해 버스, 乘用車, 都市鐵道가 일률적으로 같을수 없으므로, 乘用車는 5分을 水準 1로 설정하여 일정비율이 增加하는 형태로 水準 2와 3을 설정 하였으며, 버스와 都市鐵道는 接近성을 고려하여 버스 6分, 都市鐵道 8分을 水準 1로 설정하여 各 手段間 所要時間의 差異가 반영되도록 계획 하였다.

버스와 都市鐵道の 乘車費用에 대한 水準은

버스요금 290원, 都市鐵道 1구간 350원을 水準 1로 설정하고, 10%, 20%로 증가된 값을 水準 2와 3으로 설정 하였다. 乘用車의 運行費用은 Km당 주행비 170원(1992년)과 通行距離를 고려하여 各 水準의 값을 결정 하였다.

3. 設問調査의 結果

本 研究에서는 300명을 대상으로 調査를 실시 하였으며, 수집한 데이터에 명확한 論理矛盾이 발견되는 경우와 回答者의 個人屬性資料의 누락 등이 발견되는 경우는 分析에서 제외하여 총246개를 有效標本으로 간주하여 246개의 RP와 TP자료, 6회의 반복질문에 의해 얻어진 1476개의 SP자료를 最終分析에 사용 하였다.

〈表 3〉 調査標本の 基本統計資料

| 區 分 | 性 別 | | 結 婚 有 無 | | 學 歷 | | 現 出 勤 交 通 手 段 | | 乘 用 車 保 有 有 無 | |
|-------|------|------|---------|------|------|------|---------------|---------|---------------|-------|
| | 男 性 | 女 性 | 既 婚 | 未 婚 | 大 卒 | 高 卒 | 乘 用 車 | 市 內 버 스 | 保 有 | 未 保 有 |
| 標 本 數 | 145 | 101 | 146 | 100 | 116 | 130 | 101 | 145 | 87 | 159 |
| % | 58.9 | 41.1 | 59.4 | 40.7 | 47.2 | 52.9 | 41.1 | 58.9 | 35.4 | 64.6 |

〈표 4〉는 RP調查에 의해 얻어진 각 응답자의 現 出勤通行에 대한 實際行動結果를 정리한 것으로, 全標本에 대한 RP값은 車內時間의 경우 乘用車 21.9分, 버스 23.5分, 待機時間 버스 6.4分, 徒步時間 乘用車 5.3分, 버스 11.1分으로 나타나고 있다. 이러한 응답결과를 본 연구에서 설정한 〈표 2〉의 各 交通手段別 要因의 水準값과 비교하면 車內時間의 경우 乘用車와 市內버

스 모두 水準 1에 해당하며, 시내버스의 待機時間은 光州直轄市 市內버스 平均 配車間隔 13分の 1/2인 6分으로 수준 1과 비슷하게 나타나고 있다.

徒步時間의 경우도 乘用車는 水準 1, 버스는 水準 3의 값에 해당하고 있어 전반적으로 應答者의 應答結果와 〈표 2〉에서 설정한 實驗計劃의 수준값과의 차이는 발견되지 않고 있다.

〈表 4〉 RP調查의 結果

| 區 分 | 標本數 | 月平均所得 (단위: 10,000원) | 通行所要時間 | | | | |
|---------|-----|---------------------------|---------|------|---------|---------|------|
| | | | 車內時間(分) | | 待機時間(分) | 徒步時間(分) | |
| | | | 乘用車 | 市內버스 | 市內버스 | 乘用車 | 市內버스 |
| 全 體 | 246 | 96.5 | 18.5 | 26.3 | 6.7 | 5.6 | 11.5 |
| 乘用車 利用者 | 101 | 126.0 | 21.9 | 30.2 | 7.2 | 5.3 | 12.1 |
| 路線버스利用者 | 145 | 75.9 | 16.1 | 23.5 | 6.4 | 5.9 | 11.1 |

IV. 結果分析

1. 分散分析에 의한 交通手段의 選擇特性

양케이트 조사에서 얻어진 SP데이터의 因子間 變動을 구하는 分散分析에 의해서 現 승용차 이용자의 中量電鐵과 乘用車 選擇要因, 現버

스 이용자의 中量電鐵과 노선버스의 選擇要因을 분석한 결과는 〈표 5〉와 같다.

〈표 5〉에서 現 乘用車 利用者들의 승용차 1순위 선택요인은 노선버스와 都市鐵道의 徒步接近의 不便性和 市內버스의 車內時間 이고, 都市鐵道의 2순위 선택요인은 노선버스의 車內時間과 徒步接近時間으로 나타나고 있다. 노선버스 이

〈表 5〉 分散分析에 의한 出勤交通手段의 選擇要因 分析

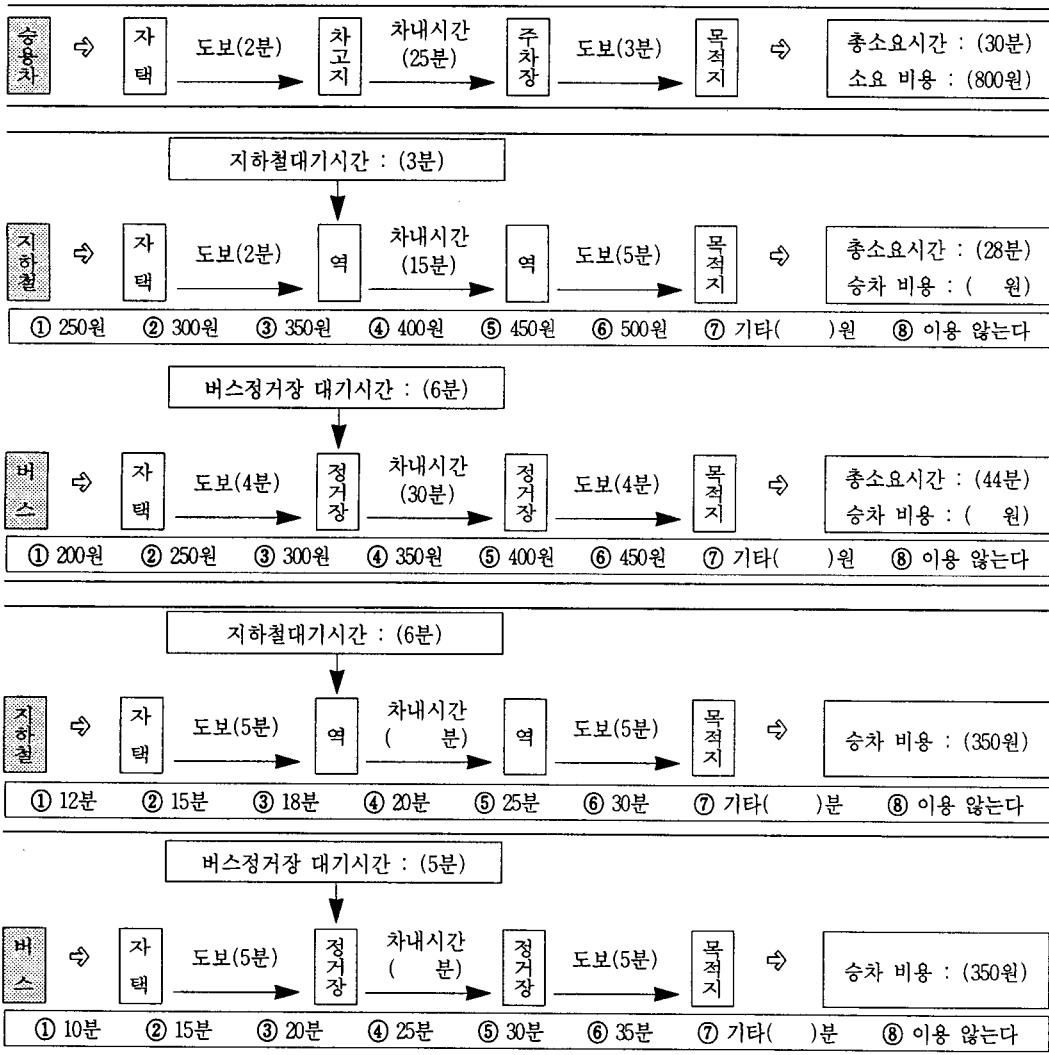
| 區 分 | 乘 用 車 | 選好順位1位로 中量電鐵을 選擇한 경우 (223표본) | 乘 用 車 | | 市 內 버 스 | | 中 量 電 鐵 | | | | |
|---------------------------------|---------|---------------------------------|-------|----|---------|----|---------|----|-----|----|-----|
| | | | 所要時間 | | 所要時間 | | 所要時間 | | 費 用 | | |
| | | | 徒步 | 車內 | 徒步 | 待機 | 車內 | 徒步 | 待機 | 車內 | 費 用 |
| 現 出 勤 交 通 手 段 | 乘 用 車 | 選好順位2位로 中量電鐵을 選擇한 경우 (328표본) | ** | ** | ** | ** | . | . | . | ** | . |
| | | 選好順位1位로 乘用車を 選擇한 경우 (361표본) | ** | * | ** | * | . | ** | | | |
| | | 選好順位1位로 中量電鐵을 選擇한 경우 (466표본) | | | | | | | | | |
| | 市 內 버 스 | 選好順位1位로 市內버스를 選擇한 경우 (111표본) | | | | | . | | | | ** |
| | | | | | | | | | | | |

••유의수준 1%에서 유의 *유의수준 5%에서 유의

용자들의 노선버스 1순위 選擇要因은 都市鐵道の 徒歩接近性과 費用條件임을 알 수 있다. 또한 選好 1順位로 地下鐵을 選擇한 경우의 要因 分析에 있어서 現 乘用車 利用者나 路線버스가 용자 모두에서 아무런 유의변수가 발견되지 않고 있으며, 地下鐵의 車內時間도 유의변수로 발견되지 않고 있다. 이는 도시권의 규모가 적어 총 소요시간에서 車內時間의 比率이 낮은 地方 都市의 特徵을 나타내고 있는 것으로 判斷된다.

2. TP데이터에 의한 選好意識데이터의 信賴性

TP(Transfer price)調査는 “交通手段 X의 所 要時間이나 費用이 어느정도 단축되면 현재의 이용 交通手段으로 부터 交通手段 X로 轉換 할 의향이 있습니까?” 와 같이 交通手段의 轉換에 따른 轉換意向의 경계치를 묻는 調査이다 (McFadden,1977, Horowitz,1982, Manski,1977).



<그림 1> 乘用車에서 地下鐵과 市內버스로의 轉換意向 調査表

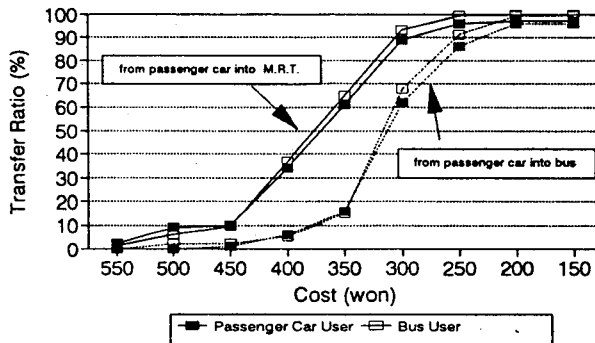
본질은 제공되는 交通서비스屬性의 차이에 대한 應答者 選好表現의 合理性과 現 利用交通手段의 차이에 따른 選好의 分散與否를 알기 위하여, 乘用車 이용에서 對替 交通手段인 中量電鐵과 路線버스로의 利用轉換에 따른 對替 交通手段의 서비스屬性에 대한 境界치를 묻는 (그림1)의 TP(Transfer Price)調查에 의해 交通手段選擇特性을 분석한 것이다.

〈그림 2〉는 TP調查表에 의한 調查데이터를 기초로 中量電鐵과 路線버스의 費用條件을 橫軸에 표시하고 各 費用條件에서 乘用차로 이용으로 부터 中量電鐵과 路線버스로의 利用轉換의 累積率을 縱軸에 표시한 轉換曲線으로, 동일한 비용조건에서 中量電鐵로의 轉換率이 노선 버스보다 높게 나타나고 있다. 이는 〈그림 1〉에 나타난 바와같이 地下鐵과 路線버스의 所要時間差 16分을 응답자가 합리적으로 인지하고

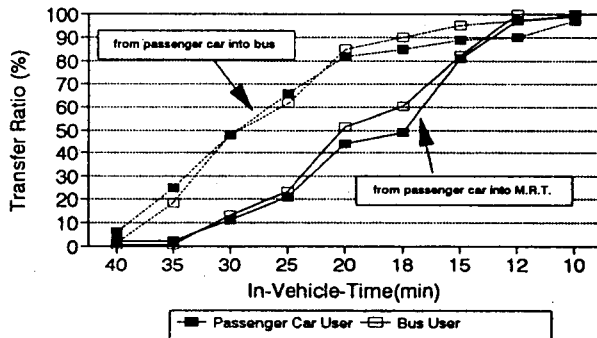
있음을 의미한다.

반면에 重量電鐵과 路線버스의 費用條件이 동일할때 乘用車로부터 重量電鐵과 路線버스로의 車內時間에 따른 轉換率을 나타는 〈그림 3〉에 있어서는 동일 車內時間에서 重量電鐵보다는 路線버스로의 轉換率이 높게 나타나고 있다. 이러한 結果는 피험자가 重量電鐵의 서비스속성에 대한 對替 정책유도목적의 Policy response bias라고 할 수도 있으나, 도시철도는 기본적으로 노선버스에 비해 차내시간이 단축됨이 당연하다는 도시철도에 대한 사전 인지의 결과로서 새롭게 도입되는 中量電鐵의 서비스屬性에 대한 나름의 기대치를 갖고 있음을 나타낸 結果라 할 수 있다.

〈그림 2〉와 〈그림 3〉에 있어서 現 利用交通手段의 差異에 따른 選好表現에 있어서 뚜렷한 差異는 發見되지 않고 있다.



〈그림 2〉 費用條件에 대한 轉換曲線



〈그림 3〉 車內時間條件에 대한 轉換曲線

3. 反復 質問에 의한 選好意識 데이터의 特性

SP調査에서는 分析者가 交通條件을 가정할 수 있기 때문에 條件이 다른 SP質問을 동일 회답자에게 되풀이하여 複數의 回答을 얻는것이 이론적으로 가능하나 複數回答間의 選好意識의 一貫性이 낮아질 危險性이 존재한다.

따라서, 本節에서는 反復質問에 따른 回答의 安定性을 1인의 回答者에게 6회 反復質問에 의해 얻어진 복수의 選好意識資料에 의한 交通手段選擇모델의 파라메타의 推定值 및 標準誤差

를 評價指標로 하여, ① 反復質問에서 回答者의 交通서비스屬性에 대한 選好의 重要度가 安定되어 있다 ② 反復回數가 늘어나더라도 回答誤差는 크게 增加하지 않는다 라고 하는 2개의 假說을 Ⅱ章에 나타낸 Logit 모델을 통해 檢定하였다.

1) 交通서비스 屬性에 대한 選好의 安定性

同一 개인에 대해 6회 反復質問으로 얻어진 質問回數별 데이터를 이용하여 選擇모델 (1)~(6)을 <表 6>과 같이 설정하였다.

<表 6> 反復된 S.P.質問別 交通手段選擇모델의 推定結果

| 說明 變數 | Model(1) (추정계수/ t-value) | Model(2) (추정계수/ t-value) | Model(3) (추정계수/ t-value) | Model(4) (추정계수/ t-value) | Model(5) (추정계수/ t-value) | Model(6) (추정계수/ t-value) |
|------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| 車內時間 | -0.0864 (-4.89) | -0.1313 (-6.70) | -0.0672 (-3.72) | -0.0841 (-4.51) | -0.0855 (-5.00) | -0.0657 (-3.62) |
| 待機時間 | -0.1074 (-2.09) | -0.0640 (-1.25) | -0.2218 (-4.11) | -0.2480 (-4.39) | -0.2174 (-4.15) | -0.1925 (-3.67) |
| 徒步所要時間 | -0.0321 (-1.24) | -0.0779 (-3.16) | -0.0667 (-2.80) | -0.1180 (-4.43) | -0.1117 (-4.51) | -0.0920 (-3.56) |
| 費用 | -0.0009 (-1.48) | -0.0010 (-1.62) | -0.0023 (-3.41) | -0.0031 (-4.34) | -0.0023 (-3.55) | -0.0017 (-2.56) |
| 現在의 利用交通手段 (乘用車:1, 그외:0) | 1.3999 (4.98) | 1.3750 (4.73) | 1.0214 (3.75) | 1.4561 (4.92) | 1.0779 (3.88) | 0.7386 (2.72) |
| $L(0)$ | -270.26 | -270.26 | -270.26 | -270.26 | -270.26 | -270.26 |
| $L(\beta)$ | -211.65 | -204.22 | -211.77 | -200.69 | -203.64 | -222.94 |
| $\rho^2 = 1 - L(\beta)/L(0)$ | 0.22 | 0.24 | 0.22 | 0.26 | 0.25 | 0.17 |
| 的中率 | 61.38 | 64.22 | 57.7 | 63.4 | 63.8 | 56.5 |
| 回答數 | 246 | 246 | 246 | 246 | 246 | 246 |
| χ^2 | 117.22 | 132.67 | 116.97 | 139.14 | 133.24 | 94.64 |

〈표 6〉에서 모든 추정파라메타의 값이 어느 정도의 설명력으로 0과 구별되는가를 檢定하는 統計量 χ^2 값은 $\alpha=0.05$ 일때 6개 모델 모두에서 통계값 11.07보다 크게 나타나고 있어 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ 이라는 기무가설은 棄却할 수 있으나 통계값의 절대치의 크기와 모델의 適合性 指標의 하나인 우도비값에 있어서 데이터(6)을 이용한 모델이 타 모델에 비해 상대적으로 낮게 나타나고 있다.

精算된 모델의 推定係數의 대한 t값은 데이터(1)을 이용한 모델의 徒步時間과 費用 및 데이터(2)를 이용한 모델의 待機時間과 費用에서 상대적으로 낮게 나타나고 있다.

反復質問 回數別 交通서비스屬性에 대한 選擇의 安定性 여부에 대해서는 “各 質問回數別 데이터를 이용한 모델의 파라메타間에 차이가 없다”라고 하는 식(16)의 귀무가설 檢定을 실시하였다.

$$H_0: [Data_{(s)} \beta_{(s)} = Data_{(r)} \beta_{(r)}] \dots (16)$$

식(16)의 歸無假說檢定은 〈表 6〉에서 적중률

과 우도비가 가장 큰 데이터(4)의 추정계수값을 기준으로 統計量을 나타내는 t값을 식(17)에 의해 계산하였다.

$$t = \frac{|\beta_{sk} - \beta_{rk}|}{S(1/n_s + 1/n_r)^{1/2}} \dots (16)$$

여기서

$$S^2 = \frac{(n_s - 1)n_s \sigma_{sk}^2 + (n_r - 1)n_r \sigma_{rk}^2}{n_s + n_r - 2} \dots (16)$$

β_{sk}, β_{rk} : 각 데이터별 파라메타 추정치

σ_{sk}, σ_{rk} : 미지의 파라메타 β_{sk}, β_{rk} 의 추정량의 모분산 추정값

n_s, n_r : 데이터 S와 데이터 R의 회피수

檢定은 각각의 반복질문에 의해 얻어진 데이터별로 추정된 모델의 파라메타에 의해 계산된 파라메타간 t값이 유의수준 5%의 임계값 보다 작을때는 파라메타간 統計的으로 유의한 차이가 없다는 歸無假說을 받아들였으며, 임계치 보다 클때는 各 質問回數別 모델의 파라메타間에 차이가 있다는 對立假說 $H_1: [Data_{(s)} \beta_{(s)} \neq Data_{(r)} \beta_{(r)}]$ 를 받아들였다.

〈表 7〉 반복된 質問回數別 交通手段選擇모델의 파라메타 差의 t 檢定結果

| 說明變數 | 모델4와1 | 모델4와2 | 모델4와3 | 모델4와5 | 모델4와6 |
|------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 車內時間 | * 0.089 | * 1.744 | * 0.651 | * 0.055 | * 0.707 |
| 待機時間 | * 1.841 | 2.414 | * 0.335 | * 0.398 | * 0.721 |
| 徒步時間 | 2.312 | * 1.105 | * 1.435 | * 0.173 | * 0.700 |
| 費用 | 2.345 | 2.029 | * 0.814 | * 0.829 | * 1.435 |
| 現在利用交通手段더미 | * 0.137 | * 0.195 | * 1.080 | * 0.931 | * 1.786 |

* : Significant at 5 % (1.96)

〈表 7〉의 결과를 보면 데이터(3),(5),(6)를 이용한 모델의 파라메타와 데이터(4)를 이용한 모델의 파라메타間 t값은 유의수준 5%의 統計量 보다 작아 파라메타間에 유의한 차이가 없음을

알 수 있으나 데이터(1)의 徒步時間과 費用 및 데이터(2)의 待機時間과 費用의 推定係數는 데이터(4)의 推定係數와 차이가 발견되고 있다.

2) 選好意識回答의 불규칙성에 대한 安定性

反復質問別 SP모델의 파라메타 推定量의 크기는 파라메타의 不偏性(편위)을 나타내며, 파라메타 推定量의 標準誤差의 크기는 파라메타의 有效性을 나타낸다. 이러한 SP回答의 不規則性(randomness)은 로지트모델의 誤差項의 分散이 크게되면 Scale Factor의 값은 적어지고 모든 파라메타 推定量의 標準誤差는 크게 됨을 의미하게 된다.

이러한 特性에 의해 反復質問에 의한 SP回答의 安定性 假說을 파라메타의 推定값과 t값 및

標準誤差(SE:Standard Error)와의 관계를 나타내는 식(18)을 이용하여 檢證 하였다.

$$t\text{-value} = \hat{\beta} / SE \quad \dots\dots (18)$$

〈表 8〉은 各 反復質問 데이터에 의해 精算된 〈表 6〉의 파라메타 推定量의 標準誤差를 나타낸 것으로, 〈表 8〉에서 各 反復質問別로 精算된 모델의 추정 파라메타 標準誤差가 反復質問間에 큰 차이가 없고 反復質問間의 標準誤差의 變化도 적음을 알 수 있다.

〈表 8〉 反復質問回數別 交通手段選擇모델 추정파라메타의 標準誤差

| 說明變數 | 모델(1) | 모델(2) | 모델(3) | 모델(4) | 모델(5) | 모델(6) |
|------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 車內時間 | 0.01776 | 0.01958 | 0.01806 | 0.01862 | 0.01709 | 0.01817 |
| 待機時間 | 0.05139 | 0.05989 | 0.05392 | 0.05641 | 0.05234 | 0.05248 |
| 徒步時間 | 0.02591 | 0.02464 | 0.02382 | 0.02663 | 0.02474 | 0.02581 |
| 費用 | 0.00066 | 0.00067 | 0.00066 | 0.00073 | 0.00067 | 0.00067 |
| 現在利用交通手段더미 | 0.28068 | 0.29050 | 0.27198 | 0.29641 | 0.27789 | 0.27125 |

이러한 結果는 모든 파라메타의 추정치에 대해서 공통적으로 영향을 미치며, 效用의 크기를 나타내는 Scale Factor가 式(3)에서와 같이 確率項의 分散項에 同一하게 포함되어 있어 反復質問間 回答에 있어서 不規則性이 발견되지 않음을 나타낸다. 이는 SP조사에서 1인의 回答자로부터 6회정도의 複數의 SP데이터를 취득하더라도 反復質問間에 回答의 일관성이 유지됨을 의미하며, SP接近에 의한 데이터 취득의 有用性이라 할 수 있다.

4. 順位메김 데이터를 이용한 交通手段選擇모델의 特徵

本 研究에서와 같은 SP調査에서 選擇代案에 대한 選好의 程度를 回答받는 방법으로 사용한

順位데이터는 대체안이 많을 경우 回答의 安定性이 저하될 수 있다는 可能性이 지적되고 있다. 따라서 본 절에서는 順位를 부여한 SP데이터를 이용한 모델의 特性을 選好順位 1위와 2위 데이터를 이용한 選擇모델과 選好順位 2위와 3위의 데이터를 이용한 選擇모델을 比較하여 檢討 하였다.

구체적으로 選好順位 1위와 2위 데이터를 이용한 移項選擇모델을 (A)모델이라 하고, 選好順位 2위와 3위의 데이터에 기초한 모델을 (B)모델이라 하였다. 〈表 9〉는 選擇代案이 乘用車와 中量電鐵인 경우와 中量電鐵과 市內버스인 경우로 結果를 정리한 것이다.

〈表 9〉에서 乘用車와 中量電鐵間의 (A)모델은 效用의 觀點에서 모든 符號條件을 滿足하고 있으나 (A)모델과 동일한 說明變數로 精算된

(B)모델의 中量電鐵 待機時間 變數는 부호가 (+)로 정산되고 있으며, 파라메타의 t값에 있어서도 費用 및 乘用車 利用 dummy變수가 5%의 유의수준에서 統計값을 만족하고 못하고 있다.

中量電鐵과 路線버스間 선택모델에 있어서는

(A)모델이 通行費用을 제외한 모든 변수의 파라메타 값이 統計값을 만족하고 있으나 (B)모델은 標本數가 (A)모델에 비해 상대적으로 크에도 불구하고 사회경제적 속성변수에 해당하는 파라메타값도 統計값을 만족하지 못하고 있다.

<表 9> 順位데이터에 의한 이항선택모델의 比較

(乘用車 vs. 中量電鐵)

| 說 明 變 數 | 係數推定값 (t-Statistic) | |
|------------------------------|---------------------|-------------------|
| | A 모델 | B 모델 |
| 車內時間(分) | - 0.1137 (- 7.08) | - 0.0880 (- 2.13) |
| 徒步接近時間(分) | - 0.1442 (- 9.36) | - 0.1313 (- 2.72) |
| 費用 (won) | - 0.0020 (- 4.92) | - 0.0013 (- 1.12) |
| Actual mode (1:car 0:other) | + 1.3356 (+ 8.76) | + 0.3362 (+ 0.65) |
| 待機時間(分) | - 0.1143 (- 1.64) | + 0.3462 (+ 1.78) |
| $\rho^2 = 1-L(\beta)/L(0)$ | 0.16 | 0.26 |
| $\rho^2 = 1-L(\beta)/L(c)$ | 0.16 | 0.06 |
| χ^2 | 198.75 | 9.69 |
| 適中率 % | 67.62 | 74.61 |
| 標本數 | 908 | 130 |
| 實際[Col.] VS. 豫測[Row.] Matrix | 336 137 | 2 29 |
| [乘用車: 中量電鐵] | 157 278 | 4 95 |

(中量電鐵 vs. 市內버스)

| 說 明 變 數 | 係數推定값 (t-Statistic) | |
|----------------------------|---------------------|-------------------|
| | A 모델 | B 모델 |
| 車內時間(分) | - 0.052 (- 2.02) | - 0.074 (- 2.55) |
| 待機時間(分) | - 0.164 (- 2.46) | - 0.219 (- 2.83) |
| 徒步接近時間(分) | - 0.107 (- 3.41) | - 0.108 (- 3.34) |
| 費用(won) | - 0.003 (- 0.70) | - 0.0002 (- 0.05) |
| 月平均所得(10,000 won) | + 0.013 (+ 2.95) | + 0.0003 (+ 0.12) |
| 結婚有無 더미(1:既婚) | - 1.410 (- 4.28) | + 0.269 (+ 0.70) |
| $\rho^2 = 1-L(\beta)/L(0)$ | 0.26 | 0.39 |
| $\rho^2 = 1-L(\beta)/L(c)$ | 0.11 | 0.07 |
| χ^2 | 35.4 | 21 |
| 標本數 | 268 | 344 |

또한 모델의 적합도를 평가하는 지표중의 하나인 χ^2 값과 實際와 豫測 Matrix에 있어서도

(A)모델이 (B)모델보다 우수하게 나타나고 있다.

이상의 分析結果를 종합할때 順位를 부여한 SP데이터 情報를 交通手段選擇모델에 적용함에 있어서 選好順位 2위 이하의 데이터의 信賴性은 1위의 데이터에 비해서 낮음을 알 수 있다.

V. 結 論

1. 反復質問에 따른 選好意識 回答의 安定性에 있어서, 처음 한두번의 질문에서 各 交通서비스屬性에 대한 應答者의 이해도 저하의 問題는 있으나 6회 정도의 反復質問에 따른 選好意識 回答의 不規則性은 발견되지 않는다. 이는 SP조사의 유용성의 하나인 반복질문의 가능성을 뒷받침 하는 것이다.
2. 總通行所要時間에서 車內時間의 比率이 낮은 경우에 있어서는 車內時間변수 보다도 徒步接近時間과 費用등의 變數가 地下鐵選擇에 있어서 유의변수로 작용한다.
3. 轉換意向調查 결과 現在의 利用交通手段의 차이에 의한 選好意識回答의 차이는 발견되지 않고 응답자는 제공되는 交通서비스條件 差異를 합리적으로 인지한다.
4. 順位를 부여한 SP데이터 情報의 이용에 있어서 選好 2位 이하의 데이터는 選好1位の 데이터에 비해서 信賴性이 떨어진다.
5. 地下鐵 開發 後를 전제로한 選好意識調查에서 현 승용차 이용자가 승용차와 지하철을 선호 1순위로 응답한 標本數 584에서 地下鐵의 비율은 38.18 % 이며, 현 버스 이용자가 地下鐵과 버스를 選好 1順位로 응답한 표본 수 577에서 地下鐵의 비율은 80.76 %로 나타나고 있어 地方都市에 있어서 地下鐵開發이 交通手段選擇에 미치는 影響은 크고 중요한 手段으로 判別되고 있다.

VI. 參考文獻

- 1) Reid,F.(1978), "Minimizing Error in Aggregate Predictions from Disaggregate Models", *Trnsp.Res.Rec.*673,pp.59-65.
- 2) Manski,C.and Lerman,S.(1977), "The Estimation of Choice Probabilities from Choice Based Samples", *Econometrica* 45, pp.1977-1988.
- 3) Mcfadden,D.,Tye,W.and Train,K.(1977), "An Application of Diagnostic Tests for the Irrelevant Alternatives Property of the Multinomial Logit Model", *Trnsp.Res.Rec.* 637, pp.39-46.
- 4) Horowitz,j.(1982), "Specification Tests for Probabilistic Choice Models", *Trnsp.Res.*, Vol.16A,pp.383-394.
- 5) Manski,C.(1977), "The Structure of Random Utility Models, Theory and Decision 8", pp.229- 254.
- 6) Domencich,T.A. and D.McFadden(1975), "Urban Travel Demand:A Behavioral Analysis", North-Holland,Chapter 5.
- 7) Rao,C.R.(1973), "Linear Statistical Inference and its Application,Wiley, Chapter5.
- 8) Ben-Akiva,M. and S.R.Lerman, "Travel Behavior, Theories, Models and Prediction Methods, in process for forthcoming publication", MIT press,chapter4.
- 9) 徐採演,李鎮友,金在國(1993), "交通手段選擇에 있어서 個別形態模型의 適用에 관한 研究", *大韓國土都市計劃學會誌*, 第28卷 第3號, PP.227-236
- 10) 朴聖炫(1982), "現代實驗計劃法", 民英社, pp.381
- 11) 琴基正,山川 仁,申連植(1992), "SP Data에

의한 地方都市의 交通手段選擇 要因分析에
관한 研究”, 大韓交通學會誌,第十卷,第 三號,
pp.21-41

12) 藤原章正(1993), “交通手段選擇Model構築に
おける選好意識Dataの信賴性に関する研究”.