

名古屋大学 正員 河上省吾

名古屋大学 正員 ○ 広島康裕

1. はじめに

交通計画を利用者の側面から評価するため、および利用者の交通手段選択行動をモデル化するためには、利用者が日常利用している交通手段経路の交通サービスをどのように評価しているのかを調査、分析しておく必要があると言えよう。ここでは、利用者のうち、通勤通学者をとりあげ、交通サービスに対する意識調査を含む通勤通学実態調査結果のデータを用いて分析した結果について報告する。分析は非集計データを用いる場合とゾーンペアによる集計データを用いる場合の2通りについて行った。前者の分析では交通サービスに対する利用者の総合評価値および所要時間、定時性などの個々のサービス特性別評価値がどのように形成されているのか、特に、個人属性がどの程度影響するのかを明らかにすることに重点を置いている。後者の分析では交通計画への分析結果の適用性ということに重点を置いており、また、計量心理学の手法を応用することによって評価値の尺度構成上の問題にも考慮をはらっている。

2. 調査の概要

調査は昭和52年11月に名古屋市東南部の住宅地域において実施した。ここでの分析に用いる意識調査項目は、調査対象者が日常通勤通学において利用している交通手段経路の交通サービスを総合的に評価した場合および所要時間、所要費用などの各サービス特性別に評価した場合について「非常に不満」から「非常に満足」までの7段階で回答してもらうものと、サービス特性別の改善要求順位を上位5番目まで回答してもらうものである。

3. 非集計データを用いた分析

まず、交通サービスに対する総合評価値がどのように形成されているのかを大まかに見るために、評価値を「不満」、「ふつう」、「満足」の3カテゴリーにまとめ上げ、総合評価値を外的基準とする数量化理論第Ⅱ類の計算を行った。説明要因としては各サービス特性別評価値(図3参照)、表1に示すような個人属性、客観的交通サービス指標などを用いたが、要因群間の相関を考慮した各要因群ひとまとめとしての寄与率を求めるために、計算は説明要因を各要因群単独とした場合、要因群を組み合わせた場合の計7通りについて行った。ここで、寄与率とはある要因群を用いた計算の相関比の2乗(η^2)であるとしている。計算結果から求めた各要因群の寄与率を図1,2に示す。全要因群を用いた相関比(η)はMT利用者、車利用者それぞれ0.85, 0.81とかなり良い精度である。各要因群の寄与率を見ると、サービス特性別評価値群の影響はMT利用者、車利用者ともに大きく、純粋な寄与率はそれぞれ21.2%, 29.2%であり、他の要因群との重複部分を含めると63.6%, 57.3%となっている。これに対し、個人属性群の寄与率は純粋な部分でMT利用者、2.4%, 車利用者3.9%と小さく、重複部分を含めても、18.6%, 18.8%となっており、総合評価値形成における影響は小さいと言える。客観的サービス指標群についてもMT利用者の重複部分を含めた場合には45.5%と大きいですが、純粋な

表1. 分析に用いた要因

個人属性	○性別	○年齢	客観的	○所要時間	○所要費用
	○職業	○勤務形態	観的	○所要時間の変動量	○所要時間の変動量
サービス特性	○家庭内での立場	○個人収入	指標	○ゾーン間直線距離	○ゾーン間直線距離
	○免許の有無	○車の有無	指標	○着席状況	○車内混雑状況
指標	○出発時刻	○帰宅時刻	指標	○通勤時間	○通勤時間
	○世帯収入	○世帯での車保有台数	指標	○徒歩時間	○待ち時間
指標			指標	○利用手段パターン	○利用手段パターン
			指標	○始発時刻	○終末時刻
指標			指標	○着席状況	○車内混雑状況
			指標	○通勤時間	○通勤時間

(注) *印はマストラのみ、*印は車へのみの分析に使用

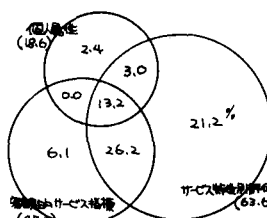
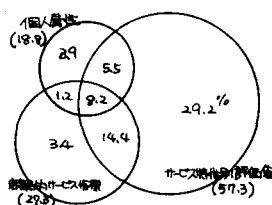
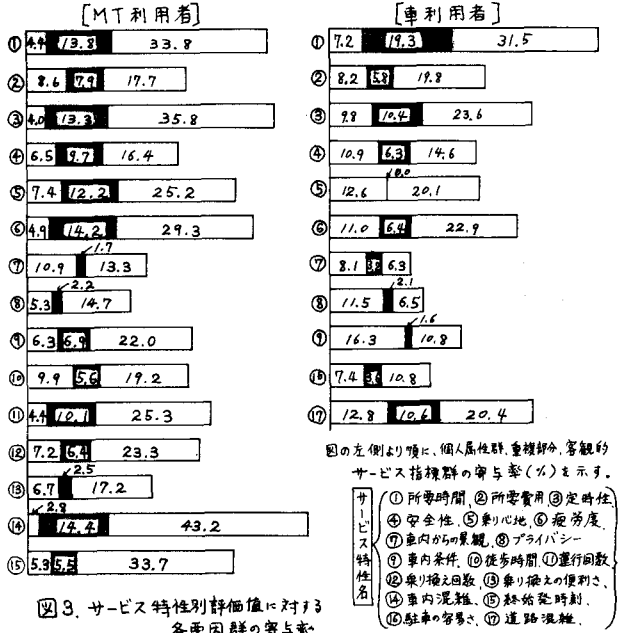
全体の相関比 0.85
サンプル数 407全体の相関比 0.81
サンプル数 254

図1. 各要因群の寄与率(マストラ)

図2. 各要因群の寄与率(車)

寄与率はMT利用者6.1%、車利用者3.4%となっており、影響は小さいと言える。次に、各サービス特性別評価値がどのように形成されているのかを見るために、各サービス特性別満足度レベルをそれぞれ外的基準とする数量化理論第I類の計算を行った。説明要因は表1の要因群で、各要因をひとまとめでとした寄与率を見るために、各要因群単独、要因群組み合わせの通りの場合について計算をした。計算結果から各要因群の寄与率を求めたものを図3に示す。まず、全要因群を用いた時の説明力を見ると、両手段とも所要時間、定時性の評価において良く、さらに、MT利用者では車内混雑、車利用者では道路混雑において良い。逆に、両手段ともプライバシー、車内からの景観に対する説明力は低い。各要因群の寄与率を見ると、MT利用者では、いずれの特性に対しても個人属性群の影響は相対的に小さく、純粋な寄与率が最大の車内からの景観においても10.9%である。一方、車利用者ではいくつかの特性において純粋な寄与率が客観的サービス指標群よりも大きく、最大の車内条件においては16.3%となっている。なお、両手段とも総合評価値の場合と比較して、個人属性群の影響は大きいと言える。

図3. サービス特性別評価値に対する各要因群の寄与率



4. 集計データを用いた分析

非集計データを用いた分析では評価値の尺度構成に関してやや問題があり、また、直接に総合評価値とサービス特性別評価値とを対応づける多変量解析の方法では、総合評価におけるサービス特性別の相対的なウェイトを厳密に求めることが困難であるという問題を残している。そこで、ここではサンプルをゾーンペアで集計し、サーブストンの比較判断の法則を応用して各サービス特性別評価の相対的ウェイトを求めることを試みた。この方法の概略は以下の通りである。まず、各ゾーンペアに属する人々の交通サービスに対する評価は正規分布しており、各サービス特性別評価値の分散は等しいものと仮定する。この仮定の下に、ゾーンペア別に、サービス特性に関する改善要求順位の質問を一対比較の形に展開し、改善を前提としたサービス特性 i 、 j の心理上の間隔尺度の差の平均値 μ_{ij} を求める。次に、サービス特性 i 、 j に対する不満の強さを表す心理上的間隔尺度の値の平均値を現況に対する不満率から求め、この値にそれぞれ相対的ウェイト w_i, w_j を乗じたものの差が μ_{ij} に等しいものと仮定し最終的に次式が得られる。

$$\mu_{ij} = \frac{w_i}{\sqrt{w_i^2 + w_j^2}} \cdot g_{ij} - \frac{w_j}{\sqrt{w_i^2 + w_j^2}} \cdot g_{ji} - \frac{(w_i - w_j)}{\sqrt{w_i^2 + w_j^2}} \cdot Y^* \quad (1)$$

ここに、 g_{ij}, g_{ji} はそれぞれ一対比較、不満率から得られる標準正規分布の偏差率値、 Y^* はサービス特性に対してこれを上回ると不満を訴える心理尺度上の値。ゆえに、調査結果からゾーンペア別に g_{ij}, g_{ji}, g_{ji} を求め、(1)式による重回帰分析を行い、偏回帰係数の比とすれば相対的ウェイトの比 w_i/w_j が求まる。これに $\sum w_i = 1$ という条件を加えると各特性のウェイトは、 $w_i = 1/\sum w_j$ により求まる。計算結果は表2に示す通りで、総合評価値との相関係数から見かなり良い結果が得られていると言える。

[参考文献]

- ・河上、広島、交通サービスに対する通勤通学者の評価について、第33回全国大会。
- ・河上、広島、通勤通学者の意識反応に基づく交通サービスの分析、第33年度中野会報。

表2 相対的ウェイトと適合度

	MT利用者	車利用者
所要時間	145 × 10 ⁻³	112 × 10 ⁻³
所要費用	48	121
定時性	113	104
安全性	30	69
乗り心地	40	196
疲労度	58	47
車内条件	29	102
徒歩時間	87	
運行回数	96	
乗り換え回数	128	
乗り換えの便利さ	68	
車内混雑	67	
終始発時刻	92	
駐車の手易さ		122
道路混雑		125
サンプル数	70	47
総合評価値との相関係数	0.80	0.87