

非集計多項ロジットモデルによる交通機関の選択要因分析

広島大学 正会員 杉 恵 頼 寧
広島市役所 正会員 ○山田 勝 考

1. はじめに

近年の自家用車の急激な増加は、都市交通混雑の激化、各種の公害現象、バス等公共交通機関の効率的運行及び経営の悪化等を引き起こしている。この交通問題の一解決策として、自家用車利用者を、大量輸送機関へ転換させることが考えられる。本研究では、尾道・三原都市圏の通勤者を対象として、交通機関（鉄道・バス・車）を選択する要因について、最近短期の交通需要モデルとして注目されている非集計多項ロジットモデルにより、分析を行なうことを目的とする。その上で、要因が変化すれば、どの程度車から大量輸送機関へ転換するかを、評価分析する。

2. 分析方法

今回使用したデータは、昭和54年9月に行なわれた調査のうち、「尾道・三原都市圏 通勤交通のアンケート調査」より作成した。その配布数は2,026、回収数は1,826、回収率90%であった。この調査票により、尾道市の就業者を対象とする「尾道データ」、三原市の就業者を対象とする「三原データ」、両市を合わせた「総合データ」の3種類のデータを作成し、モデルもそれぞれのデータについて作成する。今回使用したモデルは非集計多項ロジットモデルであり、下記のように表わされる。

表1. データ別モデル式とその検定結果

$$P(i:A_i) = e^{Z_{it}} / \sum_{j=1}^K e^{Z_{itj}} \quad Z_{it} = \sum_{k=1}^K X_{itk} \beta_k$$

A_i : i の人が利用可能な交通手段の集合
 $P(i:A_i)$: A_i から i の交通手段を選択する確率
 Z_{it} : i の人が i の交通手段を利用する時の効用
 X_{itk} : i の人に対する交通手段 k の変数 k
 β_k : 変数 k のパラメータ
 K : 変数の総数

データ 変数	尾 道		三 原		総 合	
	1	2	1	2	1	2
性別	-1.69 *** (-4.59)	-2.15 *** (-4.80)	-1.14 ** (-3.23)	-1.31 ** (-3.28)	-1.33 *** (-5.35)	-1.65 *** (-5.69)
車保有	-4.31 *** (-6.74)	-4.03 *** (-6.34)	-6.48 *** (-4.20)	-6.26 *** (-5.10)	-4.76 *** (-8.59)	-4.71 *** (-8.83)
交通費 (100円)	-0.62 *** (-5.48)	-0.52 *** (-5.31)	-0.76 *** (-8.62)	-0.53 *** (-5.61)	-0.71 *** (-10.93)	-0.57 *** (-8.38)
総所要時間 (10分)	-0.18 * (-2.31)	-0.18 * (-2.31)	-0.04 (-0.77)	-0.04 (-0.77)	-0.11 * (-2.31)	-0.11 * (-2.31)
エグレス距離 (km)	-0.34 ** (-2.78)	-0.03 (-0.22)	-1.10 *** (-4.83)	-1.10 *** (-4.83)	-0.63 *** (-5.22)	-0.34 *** (-3.44)
エグレス時間 (10分)				-0.56 *** (-3.75)		
運行間隔 (10分)	-0.43 *** (-5.10)	-0.19 ** (-2.66)	-0.21 *** (-4.80)	-0.001 (-0.02)	-0.28 *** (-8.10)	-0.08 * (-2.19)
乗換回数		-1.72 *** (-6.90)		-1.96 *** (-9.04)		-1.81 *** (-11.39)
的中率	82.0%	83.7%	83.8%	87.4%	82.4%	86.0%
P^2 値	0.456	0.567	0.447	0.583	0.433	0.563
χ^2 値	274 ***	343 ***	417 ***	546 ***	669 ***	871 ***

備考 (1) パラメータ値 (t値)
 (2) t検定・ χ^2 検定において
 *** 0.1% 有意
 ** 1% 有意
 * 10% 有意

モデル作成過程では、独立変数と従属変数の因果関係、独立変数の符号、検定による有意性に留意する。なお、モデルの検定には、尤度比検定、カイ2乗検定、 t 検定、的中率を用いた。当初、アクセス距離・時間も説明変数として考えたが、データの不備（半数以上が空白であったので、コーディング中に加算した）により、パラメータの符号が逆となり、採用しなかった。また、総所要時間と乗換回数の相関が高いため、モデル式には、それぞれ1方だけを入れて、1つのデータに対し、2つのモデル式を作成することに決定した。最終的なデータ別のモデル式を表1に示す。今回求めたモデル式は、的中率は80%以上で、カイ2乗検定、 t 検定とも、ほとんどが0.1%有意であるので、良いモデル式と言える。

3. 交通機関の選択要因分析結果

どの変数が交通機関を選択する上で大きな要因となっているかは、表1のt値、及びモデル式に変数を1つだけ入れた場合のt値により、大きく2つのグループに分けた。各データ別の選択要因分析結果を表2に示す。

「乗換回数」は、他の要因と比べ、非常に値が高く、説明力がある。交通機関を選択する上で大きな要因と考えられる「総所要時間」の順位が最下位であったのは、次のような理由に依る。第1グループの「乗換回数」「交通費」は、実績手段、利用可能手段共、実数で答える形式になっている反面、「総所要時間」は、利用可能手段についてカテゴリ毎に番号で答える形式となっている。それゆえ、10分、20分の誤差はすぐ生じてしまい、平均通勤距離が10kmの尾道・三原都市圏では、各交通手段の時間に關する効用は曖昧になってしまう。この理由により、「総所要時間」の順位が最下位になったのであると推測する。

表2. 選択要因分析

要因 順位	尾道・三原・総合
1	乗換回数 車保有の有無 交通費
2	性別 運行間隔 エグレス距離・時間 総所要時間

4. モデル式の政策評価への適用

表1のモデル式を用い、サービス水準を変化させた時、分担率がどのように変化するかを調べる。分担率の変化の求め方は、例えばガソリン代値上げにより、実績手段が車の人が、何人バス、鉄道へ転換したのかを測定して分担率の変化を表わす。なお、母数の大きさを考慮して、転換率(実績手段がこの人のうち、サービス水準変化後に他の手段へ転換した人の割合)も併用して用いる。その結果、3.の第2グループに属したサービス(運行間隔短縮、総所要時間短縮、末端距離短縮)変化時の分担率は0.2~0.3%しか変化せず、転換率も0~3%程度であった。紙面の都合上、変化の大きかった第1グループ関係の分析結果のみを図1~図5に示す。つまり、図1を見ると図際情

勢悪化によるガソリ

ン代値上げによって、

車利用者の13%がマ

ストラへ転換し、図1.2

よりバス、鉄道へ乗

換回数1回減に對す

る車からの転換率は

それぞれ10%、1%

となっている。また

図4.5 からバス、

鉄道の運賃値上げに

ついては、バスの運

賃が5割上がる

と、47%の人が、鉄道の

運賃では33%の人が

それぞれ、バス・鉄

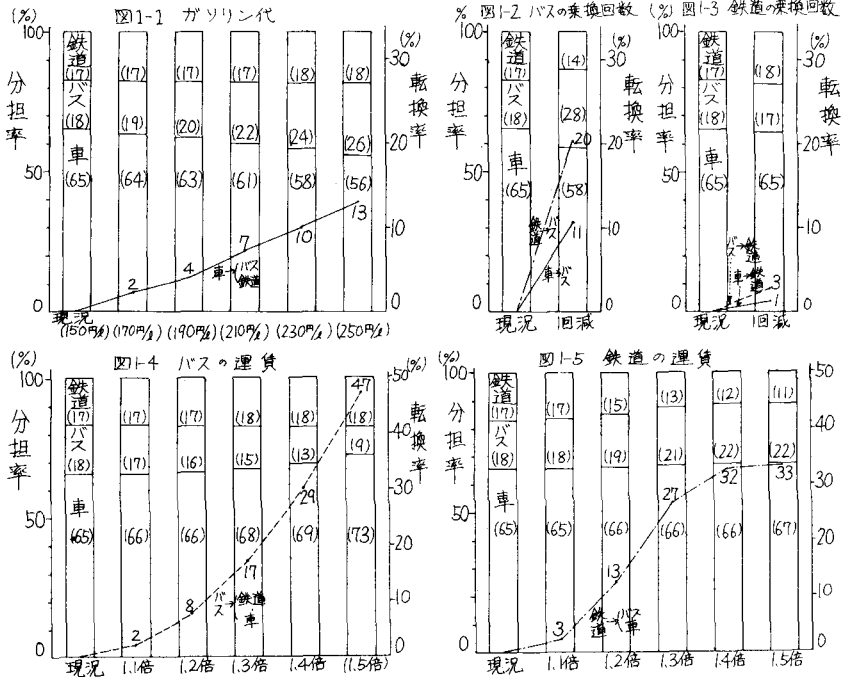
道から離れてゆくこ

とわかる。バスと

鉄道を比較すると、

バスのサービスを向上させた方が、鉄道よりも、車からの転換率が高い。

図1. サービス水準変化時の分担率・転換率の変化(総合データ)



5. むすび

本研究では、3種類のデータそれぞれにモデルを作成したが、要因分析でも政策評価でも同じ傾向が見うけられたので、尾道・三原都市圏を1つの広域交通圏と考えて交通政策を行なうことが可能であると言える。また、両都市圏の交通問題解決の抜本的対策は、国道2号バイパス(三原バイパス)の建設に尽きるが、それまでの暫定的対策としては、バスの運賃値上げ抑制、路線再編成による乗換回数減少が考えられる。