

地下鉄延伸に伴う通勤交通の機関分担変化の 予測に関する事後評価

Posterior Examination of Prediction of Change in
Commutation Mode Caused by Subway Extention

肴屋 篤*・角 知憲**・出口近士***・沼田 實****

By Atsushi SAKANAYA, Tomonori SUMI, Chikashi DEGUCHI and Minoru NUMATA

The extention of railway provides a good opportunity for the posterior examination of the validity of modal split models. This paper describes an attempt to examine the aggregate logit model for commuters' mode choice on the basis of the surveys in Fukuoka where the subway was extented. It is concluded that the model produces reasonable results, but some problems were found in the selection and numeration of predictor variables.

1. はじめに

交通計画において要求される予測作業のために多様な予測モデルが提案されているが、そのうちどれを使用するかは、データに実際に適用してみた上で決定されることが多い。予測モデルは、現状とは異なる将来の交通条件のもとでの諸量を推定することが目的であることを考えれば、この決定のためには単なる現況再現性を評価するだけでは不十分であり、そのモデルが、実際の交通条件の変化に対応する妥当な推定結果を与えるか否かを事後的に評価し、その経験的な蓄積に立って予測作業を行うことが望ま

しい。このような観点から、予測結果の事後評価を行う試みが現れてきている¹⁾²⁾。しかし、実務的に交通計画のための調査・分析・予測が行われてから、計画が実現するまでには長時間を要することが多く、その間、予測の基礎的条件が広汎に変化するため、個々の予測モデルの性能を取り出して評価することは必ずしも容易でない。

ところで、福岡市においては、地下鉄路線が段階的に部分開業されてきている。そこで、その延伸開業前後の比較的接近した2時点をえらび、その延伸の効果が明瞭に現れ得る範囲の小規模な調査を行って、模擬的に予測作業を試みれば、この種の事後評価が比較的容易に行い得る。

本研究は、このような観点から、地下鉄延伸の効果が直接反映される特定事業所の勤務者の通勤交通を対象とし、機関分担予測モデルとして、集計ロジット・モデルの予測結果の適合性を事後評価したものである。

* 正会員 福岡県

(〒 812 福岡市博多区東公園7番7号)

** 正会員 工博 九州大学助教授 工学部土木工学科
(〒 812 福岡市東区箱崎 6-10-1)

*** 正会員 工修 九州大学助手 工学部土木工学科
(同上)

**** 正会員 工博 九州大学教授 工学部土木工学科
(同上)

2. 福岡市の地下鉄延伸と分析対象

昭和59年4月27日、福岡市営地下鉄呉服町・馬出九大病院前間が延伸開業した。図-1は、福岡市と地下鉄および国鉄筑肥線の概略を示す。図中、実線は路線、黒丸は駅の位置を示し、延伸区間は太線で示されている。

本研究で分析対象としたのは、馬出九大病院前に近い福岡県庁職員である。同庁職員が延伸以前に地下鉄を利用しようとするれば、一旦下車した後バスに乗り継ぐ必要があったが、延伸によって乗り継ぎが不要となった。

同庁職員は、片道15km以上なければ自動車通勤を認められないので、ほとんどが公共交通機関を利用している。また、バスの均一区間内（福岡市中心部）では、バスと地下鉄の間を2度以上乗り継ぐことを認められていないものの、それ以外は所要の通勤費が支給されている。

そこで、片道15km以下で2度乗り継ぎが必要な区間を除けば、実質的に通勤費が支給されるという条

件のもとで、地下鉄もしくは地下鉄とバスを組み合わせた交通機関の選択肢と、バスのみで通勤するという選択肢とを与えられていると考えることができる。

図-2は主要なバス路線網を示す。同図の丸で囲んで示された数字は、運転系統番号である。

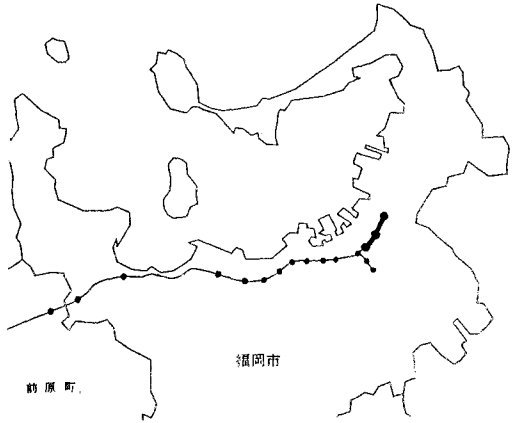


図-1 国鉄筑肥線および地下鉄

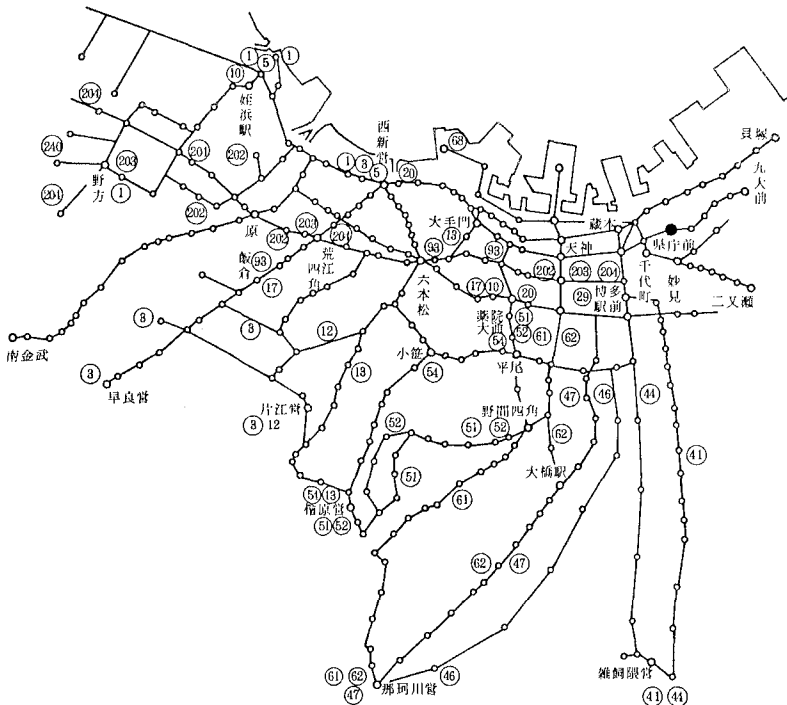


図-2 主要バス路線網

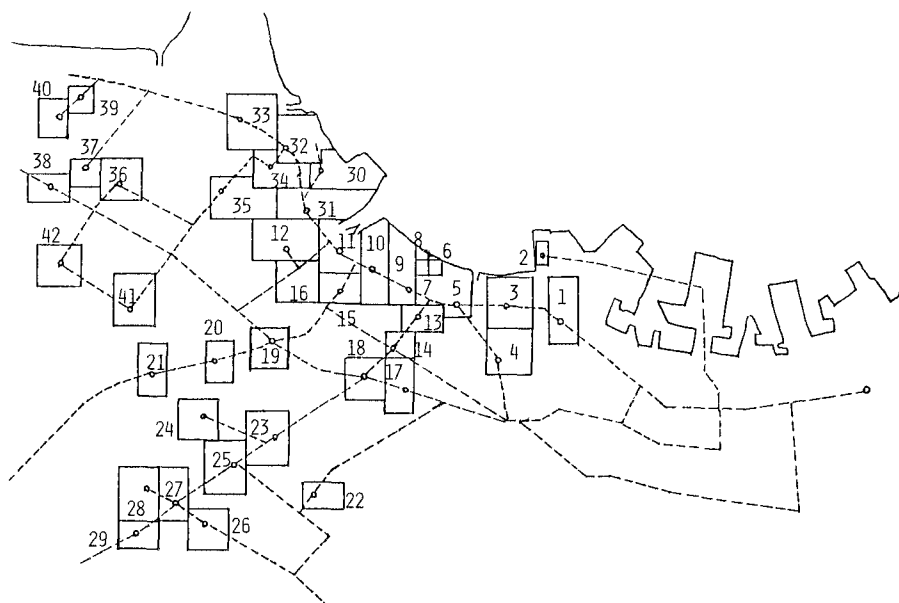


図-3 解析対象地域の分割ゾーン

各運転系統を利用して県庁へ通勤する場合の、通勤時間帯内の平均運行間隔、およびその経路の概略を表-1に示す。

図-3は、200m×200mにメッシュ分割したゾーンを適宜再編成して作成した、分析のためのゾーンを示す。図中の数字はゾーン番号である。このゾーンは、ゾーン内に出発地を有する人が、同一の乗車バス停、および地下鉄駅を選択肢とするように与えてある。

図-4は、福岡市外の一部を同様に表したもので、この図では鉄道（筑肥線）駅ごとに1つのゾーンを設定している。各ゾーンには数個のバス停が含まれるが、ゾーンから目的地までの乗車距離に比べれば、ゾーン内のバス停の異同はほとんど影響がないと考えられる。

表-2は、福岡県庁および福岡市交通局の調査協力を得て作成した、上記ゾーン内の居住職員数、および通勤定期券購入者数（昭和58年8月および59年7月）である。本表を用いて、通勤の地下鉄利用率を代表する定期券購入者率を作成することができる。

3. 集計ロジット・モデルの作成

(1) 予測変数

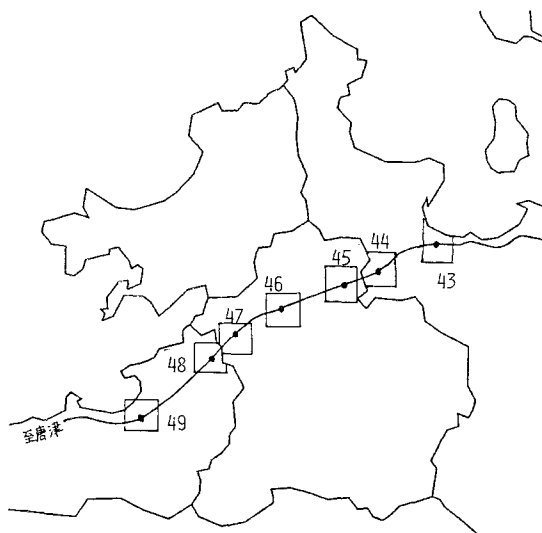


図-4 筑肥線沿線の分割ゾーン

表-2のように地下鉄選択率が集計的に与えられているので、2者選択型の集計ロジット・モデルを考えることにする。

集計ロジット・モデルは、選択肢のペアごとに、地下鉄利用を含む選択肢の選択率 P_1 を、

$$P_1 = \frac{1}{1 + \exp(V_2 - V_1)} \quad (1)$$

表-1 バス路線と運行時隔

系統番号	運行時隔(分)	出 発 地	経 由 地
1	15	野 方	西新・赤坂門・天神・呉服町
3	30	早良(営)	〃
3	12	星の原団地	〃
3	7	片江(営)	千原・荒江四角・西新(乗り継ぎ)
5	17	姪浜(営)	西新・赤坂門・天神・呉服町
10	15	〃	西新・六本松・渡辺通り1丁目・博多駅
12	6	片江(営)	福大前・六本松・賽岡町・赤坂門・天神・呉服町
13	7	松原(営)	堤・六本松・大手門・赤坂門・天神・呉服町
17	5	飯倉(営)	荒江四角・六本松(乗り継ぎ)
20	7	西 新	六本松・渡辺通り1丁目・天神・呉服町
29	13	博多駅前	呉服町
41	6	雑所限(営)	東光町・博多駅呉服町(乗り継ぎ)
44	6	〃	東光寺本町・駅東3丁目・博多駅(乗り継ぎ)
46	12	那珂川(営)	井尻・駅前4丁目・博多駅(乗り継ぎ)
47	6	〃	人橋・住吉・博多駅(乗り継ぎ)
51	12	松原(営)	野間四角・平尾・赤坂門・天神(乗り継ぎ)
52	8	〃	長住6丁目・野間四角・平尾・天神(乗り継ぎ)
54	5	〃	小笹・平尾・法務局・天神(乗り継ぎ)
61	11	那珂川(営)	屋形原・野間四角・渡辺通り1丁目・天神・呉服町
62	6	〃	老司・大橋・渡辺通り1丁目・天神・呉服町
68	5	福浜団地	那の津・天神(乗り継ぎ)
93	5	飯倉(営)	荒江四角・六本松・賽岡町・天神(乗り継ぎ)
202	10	室見団地	原・六本松・賽岡町・渡辺通り1丁目・博多駅(乗り継ぎ)
203	10	室住団地	〃
204	4	宮の前団地	〃

表-2 職員数および通勤定期券購入者数

ゾ ー ン 番 号	昭 和 5 8 年 8 月		昭 和 5 9 年 7 月	
	職 員 数	定 期 券 購 入 者 数	職 員 数	定 期 券 購 入 者 数
1	2	—	5	1
2	6	—	7	1
3	4	—	4	2
4	7	—	6	1
5	3	—	5	2
6	5	3	5	2
7	2	—	2	1
8	1	—	1	5
9	7	—	7	4
10	1	—	3	4
11	5	2	6	3
12	9	3	7	9
13	5	—	5	2
14	3	—	4	2
15	5	1	7	3
16	6	2	4	2
17	7	—	7	1
18	6	—	7	1
19	5	—	4	2
20	6	—	5	2
21	4	—	3	1
22	1	—	3	—
23	9	—	9	2
24	4	1	7	1
25	3	—	4	1
26	4	—	3	1
27	4	—	3	1
28	3	—	4	1
29	4	—	5	1
30	6	2	5	3
31	6	2	3	2
32	4	1	4	1
33	5	3	6	3
34	5	3	4	2
35	7	1	7	3
36	3	—	3	1
37	5	2	5	2
38	6	—	5	2
39	6	—	3	1
40	5	—	8	1
41	5	—	5	2
42	7	—	1	6
43	1	2	1	3
44	9	4	1	6
45	9	3	8	4
46	2	1	7	1
47	4	2	4	4
48	2	1	2	2
49	3	2	3	3

と与えるものである²⁾。ここに、 V_1 、 V_2 はそれぞれ地下鉄利用を含む選択肢、および含まない選択肢の効用である。

効用 V_1 、 V_2 は選択肢の特性と、人の社会・経済的属性の関数と考えるのが普通であるが、集計ロジット・モデルでは小集団ごとに選択率を与えるため、個々人の属性を考慮することが容易でない。また本研究の場合、特定の目的地に、特定の目的をもって交通する比較的均質な集団を対象としていることもあって、効用は選択肢の特性のみを用いて、

$$V_i = \alpha_{0i} + \sum \alpha_j X_{ij} \quad (i=1,2) \quad (2)$$

と与えることにした。ここに、 α_{0i} 、 α_j ; 未定の定数および係数、 X_{ij} ; 選択肢 i の特性 j である。

X_{ij} には、福岡市の通勤者に対する調査結果に基づいて、所要時間、運賃および乗り継ぎ回数を探る

ことにした³⁾。

(2) 所要時間の算出

所要時間は、地下鉄駅、バス停までのアクセス所要時間、待ち時間、乗車時間、乗り継ぎ所要時間およびイグレス所要時間の和である。

アクセス・イグレスは、それぞれ徒歩で(アクセスの場合、時には自転車で行われる。したがって、出発地から乗車駅またはバス停までの道路距離を歩行速度または自転車の速度で割って所要時間とする。この時、道路距離 L と直線距離 Q の間には、

$$L \approx 1.3Q \quad (3)$$

の関係があることが知られており⁴⁾、福岡市についても良くあてはまることが判明したので、これを用いて直線距離から変換した。また、歩行速度、自転車の速度は、測定結果に基づき、それぞれ1.3m/s、

4.2m/sと与えた^{5) 6)}。アクセス手段はLが増大するにつれ、徒歩から自転車へと漸次転換する^{6) 7)}、本研究では簡単のため、L = 1.2km以下はすべて徒歩、以上は自転車とみなすことにした。

待ち時間は、乗車駅またはバス停への到着がランダムである場合の期待値として、運行時隔の半分をとることにした。これらの数値は、地下鉄およびバスの運行時刻表によって求めた^{8) 9)}。なお、アクセスの場合、運行時隔が大きくなると、人は運行時刻に合わせて出発時刻を決定するので、待ち時間はある程度以上大きくならない。そこで、運行時隔10分までは上記のようにその半分を待ち時間とし、10分以上は一律に5分とすることにした。乗車時間、乗り継ぎ待ち時間も運行時刻表に基づいて算出した。所要時間の単位は(分)とした。

(3) 運賃および乗り継ぎ回数

地下鉄の運賃は定期旅客運賃表より、1ヶ月定期運賃を用いた¹⁰⁾。また、バス利用の場合はバス定期運賃の計算方法に則り、

$$\text{運賃} C = (\text{基準運賃}) \times 30 (\text{日}) \times 2 \times 0.75$$

とした。ここに、基準運賃は普通旅客の片道運賃である。バス路線相互の間で乗り継ぎを行う場合、乗り継ぎ地点によっては運賃が異なることがあるので、この場合には運賃が最も低くなる地点で乗り継ぎを行うものとし、その運賃を用いた。運賃の単位は(円)とした。乗り継ぎ回数は、出発地ごとに交通手段を指定すれば自動的に算出される。

(4) キャリブレーション

式(1)に式(2)を代入すると、

$$P_1 = 1 / (1 + \exp(\beta_0 + \sum \alpha_j \Delta X_j)) \quad (4)$$

となる。ここに、 $\beta_0 = \alpha_{02} - \alpha_{01}$ 、 $\Delta X_j = X_{2j} - X_{1j}$ である。

式(4)を変形して、

$$\ln((1/P_1) - 1) = \beta_0 + \sum \alpha_j \Delta X_j \quad (5)$$

とすれば、対数変換に伴って多少の歪が生じるものの、簡易な線形の回帰分析が可能であるので、以下ではその方法を採用する。P₁には、表-2より作成した定期券購入者率を用いる。

ところで、選択枝の特性の一つを乗り継ぎ回数とすると、これは離散的な数値をとるので、層別因子として取り扱うのが相当である。そこで、2つの選択枝の間の乗り継ぎ回数の差を層別因子として、層

ごとに回帰分析を行った。

乗り継ぎ回数の差には、0、1、2の3通りの水準が存在したが、2の水準はデータ数がごく少数であったので、0および1の場合のみに限った。また、式(5)の中にP₁ = 0、あるいはP₁ = 1を代入することは不相当であり、かつ、選択率自明の領域を分析対象にしない方が好ましいことから、この場合もデータから除外した。ただし、キャリブレーション結果を実績値と比較する場合には考慮に入れることにした。

表-3は、層別に回帰分析した結果を示す。同表中の相関係数は、キャリブレーションによって得られたモデル式と実績値の相関係数を意味し、この場合はP₁ = 0、および1のデータも含めている。また同表下段には、参考のため層別を行わない場合の分析結果を同様に示してある。

表-3 回帰分析の結果

乗り継ぎ 回数差	データ数	偏 回 帰 係 数			相関係数
		β_0	α_1	α_2	
0	10	1.1813	-0.0594	-0.0002	0.76
1	12	0.5470	-0.0411	-0.0004	0.68
無視	23	1.2774	-0.0632	-0.0002	0.88

図-5～7は、横軸を $\sum \alpha_j \Delta X_j$ 、縦軸をP₁としてモデル式と実績値とを比較したものである。図中プロットしたマークの面積は、ゾーン内職員数に比例している。いずれの場合も、ほぼ適合したキャリブレーション結果を与えていることがわかる。なお、キャリブレーションに際しては、ゾーン内職員数とそのデータの信頼性を支配すると考えられることから、職員数を重みとする重みつき最小二乗法を適用した。

表-3中の定数 β_0 および偏回帰係数 α_1 、 α_2 について、層間の差の有意性の検定を試みたところ、偏回帰係数 α_1 、 α_2 については有意水準5%で有意な差はないと判定され、 β_0 は有意であると判定された。

4. 事後評価と考察

表-3中の数値を用いたモデル式に、地下鉄延伸後の所要時間および運賃を代入して、延伸後の定期

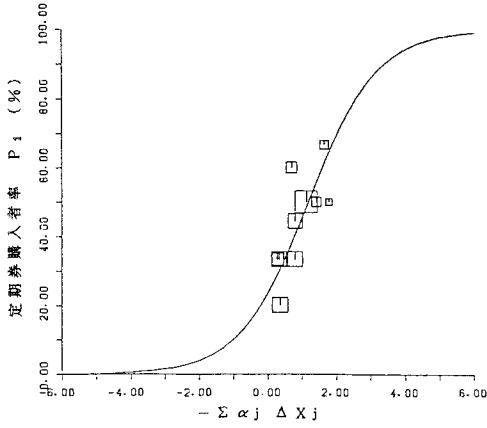


図-5 キャリブレーションの結果
(乗り継ぎ回数 0)

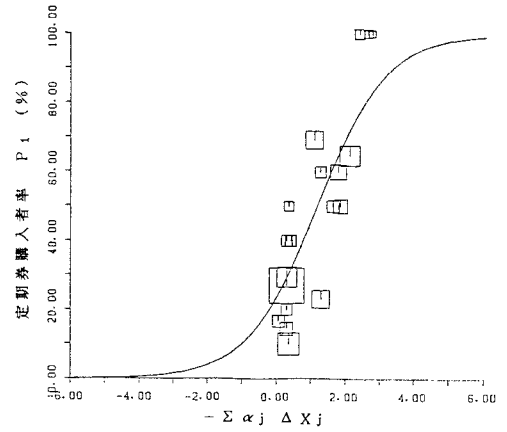


図-8 予測値と実績値の比較
(乗り継ぎ回数 0)

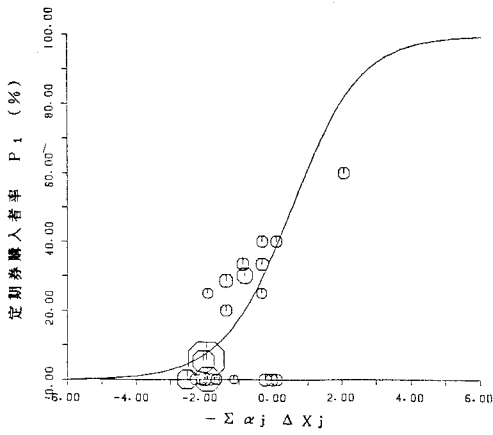


図-6 キャリブレーションの結果
(乗り継ぎ回数 1)

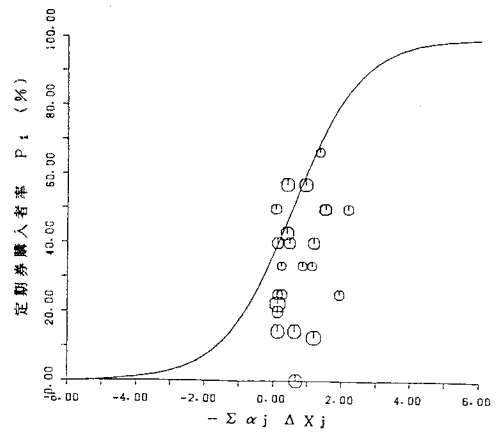


図-9 予測値と実績値の比較
(乗り継ぎ回数 1)

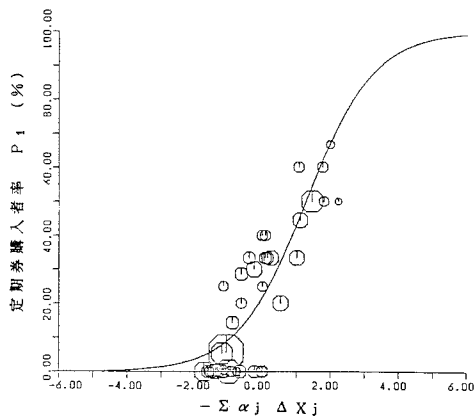


図-7 キャリブレーションの結果
(乗り継ぎ回数 無視)

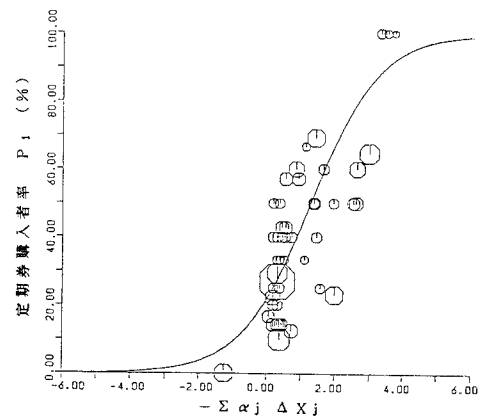


図-10 予測値と実績値の比較
(乗り継ぎ回数 無視)

券購入者率を予測した結果を図-8～10に示す。図の横軸、および縦軸は図-5～7と同様である。同図の示すモデル式と実績値の相関の程度は、表-4に示してある。

表-4 延伸後の予測値と実績値の比較

乗り継ぎ回数差	相関係数	データ数
0	0.81	19
1	0.25	24
無視	0.71	46

図-8によれば、乗り継ぎ回数差がない場合の予測結果は、延伸後の実績値と比較的良く適合しているものの、図-9が示すように、乗り継ぎ回数差1では適合度が小さいことがわかる。

一方、乗り継ぎ回数の有意な影響にもかかわらず、それを無視したモデル式を用いて延伸後を予測した図-10も、著しく不適合だとはいえない程度の予測結果を与えている。

これらの結果を考え合わせれば、今回取りあげた程度の交通条件であれば、集計ロジット・モデルを用いた予測結果が大局的には有用性を有すると判断できるとともに、選択肢間の乗り継ぎの必要性についての相違を考慮することが、予測精度の上で重要となると考えられること、およびそれは乗り継ぎ回

数の差という形で考慮するだけでは必ずしも十分でないと考えられることが指摘できよう。

なお、本研究においては同一の選択肢のペアに対応するゾーン内の通勤者数に対する定期券購入者数の比を、地下鉄利用者数を代表するものとして取り扱っている。実際には定期券を購入せず、回数券などを使用する通勤者が存在するので、その差が定数項や係数にも含まれている可能性がある。ある調査によれば、地下鉄の通勤旅客の1/3は定期券を使用していないという¹¹⁾。しかし、その理由が定期券の割引率にあり、それが地下鉄延伸後で変化しないとすれば、延伸前のデータで作成したモデルを延伸後の実績値でチェックするという試みにとって、大きな問題にはならないであろう。

ところで、交通条件が変化した後の分担率を予測することについては、別の問題が存在する。

すでに述べたように、本研究で取りあげた通勤者は、必要な通勤費を支給されているのに、予測変数に運賃差を用いなければ十分な現況再現性が認められなかった。

図-11は、上に述べたと同様の方法によって、昭和56年7月の室見-天神間の最初の部分開業の前後で、平行するバス路線の停留所間OD表と通勤定期券購入者数とから、定期券購入率を推定するモデル式を作成した結果である¹²⁾。同図の横軸は所要時間

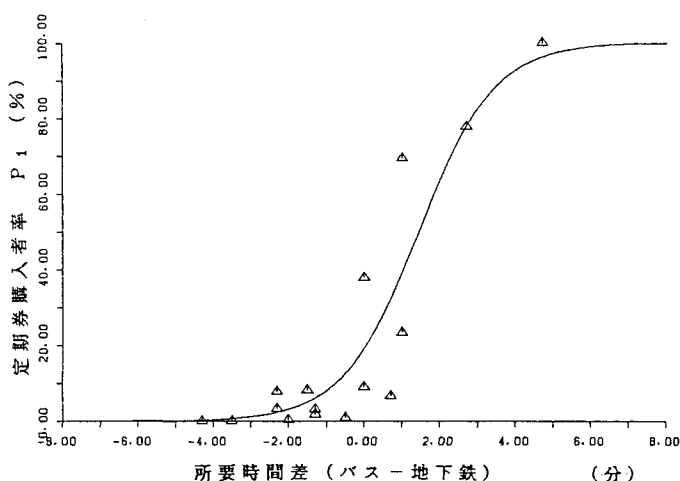


図-11 昭和56年度部分開業時の定期券購入率¹²⁾

参考文献

差のみを用いているが、この場合には、効用関数に運賃を含めても含めなくてもほとんど変化が現れず、通勤費は事業所負担であってその影響は小さいという通説を裏づけている。本研究に示した結果は、これとは相違して、運賃差を予測変数に含める必要があった。運賃を予測変数に含めるのと含めないのと、いずれのモデルが妥当であるかを単にモデルの現況再現性のみから判断することの是非は、今後検討すべき課題であるが、もし、選択率が運賃の影響ではなく運賃と関連のある他の変数の影響をうけて、将来その変数と運賃差の関係が変わり得るとしたら、予測は適中しないことになる。同様の問題は、運賃のみならず他の予測変数についても潜在的には存在しているであろう。

5. 結論

以上の結果をまとめると次のとおりである。

- ①集計ロジット・モデルを用いて、公共交通機関の交通条件が変化した後の通勤旅客の機関分担率の妥当な予測結果を得ることは、大局的には期待できる。
- ②公共交通機関を用いる交通旅客の機関分担予測には、乗り継ぎの必要性が与える影響を考慮することが必要である。また、それを乗り継ぎ回数のみで表すことは必ずしも十分でない。
- ③乗り継ぎ回数に限らず、モデルの現況再現性のみで立脚して予測変数を決定することには、検討の余地がある。

本研究に際して、福岡県、福岡市交通局および西日本鉄道株式会社の関係各位には、懇切なる御支援を得た。付記して謝意を表する。

- 1) 佐々木 宏, 河上省吾：集計型交通需要予測モデルの現況再現性と時間移転可能性に関する研究, 土木学会第40回年次学術講演会概要集Ⅳ, pp.405-406, 1985.
- 2) 太田勝敏, 原田 昇：非集計モデルとその応用 (I), 交通工学, Vol.17, No.5, pp.45-50, 1982.
- 3) 運輸省福岡陸運極ほか：福岡市地下鉄開通後の交通に関するアンケート調査報告書, 1982.
- 4) 腰塚武志, 小林純一：道路距離と直線距離, 第18回日本都市計画学会学術研究発表会論文集, pp.43-47, 1983.
- 5) 松本嘉司, 角 知憲, 田辺俊郎：一般化出発時刻に基づく交通の実質消費時間の推定, 土木学会論文報告書集, No.337, pp.177-183, 1983.
- 6) 角 知憲, 宮木康幸, 村尾光弘, 松本嘉司：任意の運行特性をもつ公共交通機関利用者の一般化出発時刻, 土木学会論文報告書集, No.347/Ⅳ-1, pp.95-104, 1984.
- 7) 岩本千樹, 太田勝敏：非集計モデルによる鉄道駅へのアクセス交通手段の分析, 土木学会第36回年次学術講演会概要集Ⅳ, pp.407-408, 1981.
- 8) 西日本鉄道株式会社：西鉄時刻表（福岡編）, 1983, 1984.
- 9) 福岡市交通事業振興会：時刻表, 58年3月22日改正, 59年4月27日改正.
- 10) 福岡市交通事業振興会：Long & Long (パンフレット), 1982 など.
- 11) 福岡市交通局ほか：福岡市地下鉄1号線（姪浜～博多間）開通後の交通に関するアンケート調査, 1984.
- 12) 小野正純：地下鉄開業に伴う分布・分担交通量の変化に関する研究, 九州大学卒業論文, 1985.