

バスのサービス水準向上が必要に及ぼす効果の分析*

Effects of Level of Service on Bus Passenger Demand

木 下 瑞 夫**

山 田 晴 利***

田 島 透****

By Mizuo Kishita

Harutoshi Yamada

Tohru Tajima

The effects of the bus service level on the bus passenger demand were analyzed using the data collected in the Toko line in Nagoya, in which the Key Route Bus system was introduced in March 1982. After the introduction, passengers of the Key Route Bus and the sampled residents in the vicinity of the Toko line were asked to fill up the questionnaire concerning the trips they made, transportation modes they had used before the introduction, and so forth. Using these data, disaggregate models describing the mode choice were constructed and time elasticity was calculated. It was found that the service level in the line-haul (in-vehicle time, line-haul cost) has a greater effect than the access time or cost has.

1. はじめに

都市交通圏域の拡大にともなって生じた交通需要量の増大と交通混雑とによるバス交通のサービス低下とバス交通の経営悪化が大きな交通問題としてとりあげられるようになって久しい。この問題の解決のために、バス優先/専用車線の設置、バス系統の再編成、バスアンドライド等の施策が実施されてきた。最近では、バスに基幹交通としての機能をもたせようとする基幹バスが導入され始めたほか、いわゆる中量軌道システムの段階的整備についても検討がなされている。中量軌道システムの建設には多額の資金を要することから¹⁾²⁾ まず混雑している道路

区間等において高架形式の走行路を建設し、これをバス専用路として供用し、需要の伸び、財政状況を見極めつつ、専用路を延伸していき、最終的には軌道系システムとして完成させようというのが段階的整備の基本的な考え方である。

このような段階的整備、基幹バス導入等の施策を計画・実施していく上で、システムの規模を決定し、経営採算性を検討することは、意思決定のための重要なステップである。そのためには、合理的で説得力のある需要予測手法が確立されている必要がある。しかし、バス優先/専用車線の設置、バスロケーションシステムの導入等は数多く実施されているにもかかわらず、利用者の主観的評価あるいは総利用量の変化がとらえられているにすぎない(例えば文献3),4))。また、基幹バス、段階的整備等の施策の実施効果を定量的に把握することは未だほとんど行われておらず、今後これらの方策の導入計画を立案する上での問題点となっている。本研究はこうした

*キーワーズ: 基幹バス, 弾力性分析, 非集計モデル

**正会員 M S E 建設省土木研究所

***正会員 工 修 建設省土木研究所

(〒305 茨城県筑波郡豊里町旭1番地)

****正会員 工 修 八千代エンジニアリング㈱

問題意識を背景として、基幹バス導入による需要量の変化をバスのサービス水準と関連させて分析することを目的としている。

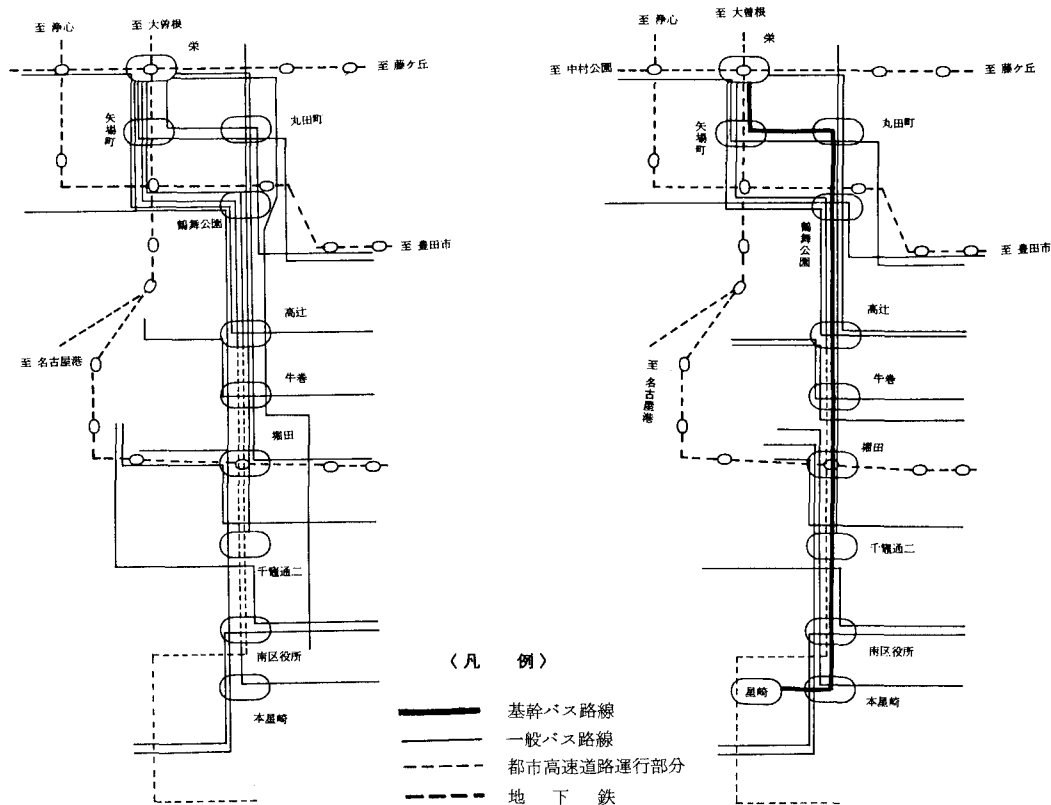
本研究では、名古屋市に導入された基幹バス東郊線の利用者を対象にして実施された意識調査をもとにして、バスサービスの改善が必要に及ぼす効果を分析した。分析にあたっては、非集計型モデルによって各要因の影響の程度を把握し、重要な要因を抽出するとともに、これらの要因の影響の程度を弾性値として定量化した。また、非集計型モデルによって得られる弾性値を集計し、基幹バス導入前後のバス停留間交通量から計算される弾性値と比較することによってモデルの信頼性を検証した。

2. 基幹バス東郊線の概要

基幹バス東郊線は、名古屋都心部の栄と南部の住宅地星崎とを結ぶ10.46 kmの路線であり、昭和57年3月28日から路側走行方式によって運行を開始した。

円上～星崎の間6.75 kmには、平日の午前7時から9時の間バスレーンが設けられている（一部カラー舗装されている）。また、表定速度を高めるため、25停留所のうち15停留所に停車する急行運転方式が採用されており、平均バス停間隔は750 mとなっている。さらに、通過バス停のうち停車帯のない6停留所12か所にはバスベイが設けられたほか、新しい大型車両の導入、バス停の整備、基幹バス・バス乗継割引制度の導入などが行われた。ただし、基幹バスの導入にともなって、従来のバス路線の再編成が行われ、都心の栄と直結していた一般バス路線の一部は栄以南で基幹バスに接続するようになった（図-1）。

導入前の昭和56年6月には1日16.8千人であった沿線バス停の関連系統の乗車人員が、基幹バス導入の結果、同年7月には21.9千人へと増加している。この乗車人員の増加は、主に乗りかえ利用の増加と従来東郊線以外のバス系統を利用して利用者の転換によるものであると推測されている。⁵⁾



(a) 基幹バス導入前

(b) 基幹バス導入後

図-1 基幹バス東郊線関連のバス系統と停留所

3. 分析対象データ

名古屋市では、基幹バス東郊線の運行開始前後に各種の調査を実施し、運行状況、利用状況を把握している。本研究では、これらの調査のうち「基幹バス・一般バス運行実態調査」、「基幹バス利用者意識調査」、及び「基幹バス沿道住民意識調査」の3つの調査によって得られた結果をもとに分析を進めた。各調査の調査時期、調査内容等は表-1に示した通りである。

「基幹バス・一般バス運行実態調査」では、基幹バスの導入前（昭和57年3月）と導入後（昭和57年6月）の2回にわたってバスの運行所要時間を実測している。この調査結果から、バス停間の所要時間を算出した。所要時間の値は表-2に示した通りである。表中の値は朝ラッシュ時（7時～9時）の上り下り各方向の所要時間の平均値である。バスレーンの設置された千竈通2丁目～星崎間では、基幹バスの所要時間が大幅に短縮されていることがわかる。所要時間に対する弾性値の計算は、表-2に示したバス停間所要時間をもとにして行った。これは、利用者意識調査の有効サンプルのうち通勤・通学目的のものがそれぞれ59%、10%を占め、両者をあわせればサンプル全体の約7割になることと、1日の時間帯を早朝（7時まで）、朝ラッシュ（7～9時）、午前（9～12時）、午後（12～17時）、夕方ラッシュ（17～19時）、および夜間（19時すぎ）の6つに

区切って所要時間を見た場合に、朝ラッシュ時、午前、および午後の3つの時間帯の所要時間に大差がないことによる。

「基幹バス利用者意識調査」は、昭和57年6月25日に基幹バスを利用したすべての人（ただし10歳未満の子供を除く）を対象にして実施された。バスの車内または停留所で調査票を配付し、郵送で回収している。当日の基幹バス利用者5,533人のうち2,170人から有効回答が寄せられている。この調査から、基幹バスに乗降したバス停、居住地、基幹バス利用トリップの発着地、アクセス・イグレス手段のほかに基幹バス導入前に利用していた交通手段がわかる。この調査結果をもとにして、基幹バスおよび基幹バス導入前の一般バス停間OD表を作成した（表-3）。ただし、表-3では、乗降客数の少ないバス停、相互の距離の短いバス停を適宜統合し、全体のバス停数を10としてある。

「基幹バス沿道住民意識調査」は、基幹バス東郊線から1km以内の地域に住む15歳以上の住民2,017人を対象に訪問留置法によって行われた。有効回答数は1,800であった。調査が実施されたのは昭和57年6月である。この調査では、基幹バス利用者だけではなく、非利用者の交通手段と属性とがわかる。そこで、この調査によって把握された基幹バス非利用者のデータを基幹バス利用率を推定する非集計型のモデル作成に用いることにした。

表-1 基幹バス関連調査の概要

調査名	サンプル数	調査方法	調査内容	調査時期
基幹バス・一般バス運行実態調査		調査員がバスに乗り込み計測（時間帯別、平日休日別）	所要時間、停車原因別停車時分、乗降人数と乗降所要時間、バス停表示ダイヤと実運行時刻との差	事前：57.3 16-3.21 事後：57.6.1 -6.25
基幹バス利用者意識調査	対象者数：5533 有効回収数：2170 有効回収率：39.2%	始発から終発までの全利用者を対象に、基幹バス車内または停留所で調査表を配付し、郵送で回収	基幹バス利用目的、利用頻度、基幹バス導入以前の利用交通機関、基幹バスに対する評価、改善の要望	配付日：57.6.25 回収期間：57.6.25 -7.23
基幹バス沿道住民意識調査	対象者数：2017 有効回収数：1800 有効回収率：89.2%	沿道の両側約1km以内の15歳以上の住民の中から2000人を抽出し、訪問留置法によって回収	基幹バス利用状況、基幹バスを利用する理由、利用しない理由、基幹バス導入前後の利用交通手段の変化、基幹バスに対する評価、改善の要望、バスレーン等による影響の有無と内容	57.6.19 -6.30

（注）文献5）による。

表-2 バス停間所要時間

バス停	導入前 分	導入後 分		基幹バス 事前バス
		一般	基幹	
栄	2.1	2.3	2.1	1.0
矢場	4.7	4.2	4.2	0.89
丸田	3.5	4.1	3.9	1.1
鶴舞公園	3.8	2.8	2.5	0.66
東郷三	4.9	5.7	5.6	1.20
鷹道	4.4	3.8	2.4	0.55
牛番	1.3	1.2	1.1	0.85
堀田駅前	3.7	2.9	2.2	0.60
地下鉄 堀田	4.1	4.1	3.7	0.90
チカマ通2	4.5	3.6	2.4	0.53
南区役所	3.7	3.8	2.4	0.65
本星崎町	7.6	3.6	3.6	0.47
星崎町				

表-3 基幹バス導入前後のバス停間OD表

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	合計
1			24	116	479	65	35	69	58	34	882
2	1		4	14	61	13	3	5	9	7	116
3	23	3		6	30	18	1	5	7	1	68
4	97	12	4		257	90	21	39	34	13	454
5	417	49	29	237		200	29	44	48	23	344
6	38	8	15	77	184		47	61	52	24	184
7	31	2	1	16	28	43		11	6	0	17
8	48	5	3	35	38	56	9		2	13	15
9	48	8	6	31	43	42	5	2		1	1
10	29	5	1	9	22	20	0	10	1		
合計	732	92	59	405	315	161	14	12	1		1791

(注)上三角部分は基幹バスの、下三角部分は基幹バス導入前の一般バスのバス停間トリップ数を表わす。なお、バス停の対応は以下の通り。

1. 柴・柴(南)
2. 矢場町
3. 丸田町
4. 鶴舞公園前
東郊通三
5. 高辻(北・南)
雁道、牛巻
6. 堀田駅前
地下鉄堀田
7. 千龍道二
8. 南区役所
9. 本星崎町
10. 星崎

4. 分析方法

「基幹バス利用者意識調査」から得られる基幹バス利用者のデータと「基幹バス沿道住民意識調査」から得られる非利用者のデータとをもとにして基幹バスの利用確率を推定する二項ロジットモデルを作成した。ただし、有効サンプルをすべて用いてモデル推定を行うことは計算機の容量の点で難があったので、無作為抽出によってサンプルを絞り込んだ。この結果、基幹バス利用のサンプル数は381となった。また、非利用者の場合は基幹バスが代替案となりえないサンプルを除外した上で絞り込みを行い、128サンプルを得た。したがって、ロジットモデル作成のさいに用いたサンプルの総数は509である。

選択代替案の作成方法は次の通りである；基幹バス利用者については、すべて一般バスを代替案とした；基幹バス非利用者については、基幹バスを代替案とした。なお、基幹バス非利用者が実際に選択している交通機関は、地下鉄（徒歩アクセスによるもの2、一般バスアクセスによるもの56）、自動車（38）、一般バス（28）、および自転車（4）である。

また、交通サービス指標の設定方法は次の通りである；基幹バス、一般バスのバス停間の所要時間は表-2をもとにして算定した。自転車、自動車については、走行速度をそれぞれ10km/h、20km/hとして、地図上で計測した距離から所要時間を計算した。基幹バス、一般バスの場合、バス停での待ち時間と停車時間は考慮に入っていない。基幹バスのバス停までの距離が500m以下の場合には徒歩で、距離が500mを超える場合には一般バスでアクセス、イグレスすることとした。徒歩速度は6km/h、一般バス

の走行速度は13km/hとした。基幹バス、一般バスについては、バス運賃から所要コストを算定した。自転車、徒歩の所要コストは零とした。自動車については、燃費効率を10km/ℓ、ガソリン代を150円/ℓとして走行コストを算定した。

基幹バス以外の交通機関はすべて一括して扱った。したがって、選択代替案は基幹バスとそれ以外の交通機関となり、交通サービス指標はすべて共通変数としてモデルに組込まれている。本来は、すべての交通機関を独立した代替案として取り扱うべきところであるが、分析に用いたサンプルでは個々の代替案を選択している人数が充分ではないため、基幹バス以外の代替案を一括したのである。しかし、交通サービス指標を共通変数としているため、この欠点はそれほど重大なものとはならないと期待できる。また、固有定数とダミー変数は基幹バス以外の交通機関の側に組込んだ。それゆえ、本研究で作成したロジットモデルは次式で表わせる；

$$P_n(1) = \frac{1}{1 + \exp(-V_D)} \quad (1)$$

ここに、

$$V_D = \theta_0 + \sum_i \theta_{di} \times X_{di}^{(n)} + \sum_j \theta_j (X_{2j}^{(n)} - X_{1j}^{(n)})$$

$$\begin{aligned} X_{di}^{(n)} &: \text{ダミー変数} \\ X_{1j}^{(n)}, X_{2j}^{(n)} &: \text{交通サービス指標} \\ \theta_0, \theta_{di}, \theta_j &: \text{パラメータ} \end{aligned}$$

$$n : \text{サンプル番号}$$

添字の1, 2 : それぞれ基幹バス、基幹バス以外の交通機関を表わす。

ロジットモデルの作成にあたっては、クロス集計の結果を参考にしながら、社会経済指標（年齢、性別、職業、居住地等）と交通サービス指標（総所要時間・コスト、ラインホールの所要時間・コスト、アクセスの所要時間・コスト等）とを選択し、これらを適宜組み合わせることで適合度のよいモデルを作成することを試みた。具体的なモデル作成の過程については、次節で述べる。

さて、基幹バスの交通サービス指標 $X_{ij}^{(n)}$ の変化に対応する選択確率 $Pn(1)$ の弾性値 $E_{X_{ij}^{(n)}}^{Pn(1)}$ は次式で与えられる。

$$E_{X_{ij}^{(n)}}^{Pn(1)} = \frac{(\tilde{Pn}(1) - Pn(1)) / Pn(1)}{(\tilde{X}_{ij}^{(n)} - X_{ij}^{(n)}) / X_{ij}^{(n)}} \quad (2)$$

ただし、 $\sim$ はサービス変化後の値を、 $\sim$ のつかない変数はサービス変化前の値をそれぞれ表す。

ここでは、式(2)で与えられる $E_{X_{ij}^{(n)}}^{Pn(1)}$ を各サンプルの代替案 1（基幹バス）の選択確率で重みづけして平均値を求め、集計レベルの弾性値 $E_{X_{ij}^{(n)}}^{P(1)}$ とした。⁶⁾ すなわち、

$$E_{X_{ij}^{(n)}}^{P(1)} = \frac{\sum_n Pn(1) \cdot E_{X_{ij}^{(n)}}^{Pn(1)}}{\sum_n Pn(1)} \quad (3)$$

である。

そして、式(3)で得られる集計レベルの弾性値を表-2、3を用いて計算した弾性値と比較して、ロジットモデルの信頼性を検証した。

表-2、3から弾性値を計算するには、各バス停のペアごとに、乗降客数の増減率を求め、その値を所要時間の短縮率で除せばよいのであるが、表-3に示したOD表は、基幹バス利用者に対して基幹バス導入前の利用交通手段を尋ねた結果をもとにして作成されたもので、少し注意が必要である。すなわち、今述べた方法で計算された弾性値を正しいものと見做すためには、基幹バス導入前に一般バスを利用していた人は、基幹バス導入後にすべて基幹バスに転換したという前提条件が満足されている必要がある。この条件がどの程度満されているかを意識調査結果から推し量ることは不可能なので、基幹バス導入にともなう路線網の再編成によってバス停間を直結する一般バス路線のなくなったペアについては、この条件が満たされると仮定した。結局、弾性値計算の対象となったのは8つのバス停ペア（4-9、6-7、6-8、6-9、6-10、7-8、7-9、および8-10）である。

表-4 非集計モデルの推定結果

モデル名		モデルⅠ		モデルⅡ		モデルⅢ		モデルⅣ		モデルⅤ		モデルⅥ	
要因		パラメータ	t 値	パラメータ	t 値	パラメータ	t 値	パラメータ	t 値	パラメータ	t 値	パラメータ	t 値
ラインホール時間差(分)				0.087	6.74	0.184	8.41	0.184	8.44	0.182	7.63	0.187	8.38
ラインホールコスト差(円)				0.010	5.35	0.021	6.02	0.020	5.84	0.020	5.92	0.020	5.74
アクセス時間差(分)						0.197	6.88	0.204	6.97	0.218	6.99	0.196	6.81
アクセスコスト差(円)						0.013	4.83	0.014	4.90	0.010	3.58	0.013	4.60
イグレス距離差(m)								-0.056	-1.48				
総時間差(*1)(分)		0.179	8.05										
総コスト差(円)		0.014	5.77										
乗換回数差												0.211	0.81
発地ダミー(*2)		-2.272	-3.75							-2.087	-3.41		
着地ダミー(*3)		-2.903	-5.41							-3.331	-5.91		
職業ダミー(*4)		-1.168	-1.33										
定数項		1.893	9.50	0.5050	3.97	1.021	5.61	0.987	5.42	1.585	7.19	1.016	5.57
$\bar{r}^2$		0.661		0.408		0.609		0.612		0.682		0.609	
χ^2		469.2		290.7		432.4		434.7		484.3		433.1	
的中率	代替案	%	的中数	%	的中数	%	的中数	%	的中数	%	的中数	%	的中数
	基幹バス	96.6	368	97.6	372	97.6	372	97.6	372	97.4	371	97.6	372
	基幹バス以外	70.3	90	48.4	62	74.2	95	74.2	95	72.7	93	75.8	97
	合計	90.0	458	85.3	434	91.7	467	91.7	467	91.2	464	92.1	469

*1 総時間差：ラインホール時間差+アクセス時間差、経路費差も同様。

*2 発地ダミー：中、昭和、熱田、瑞穂、南区を1、他を0

*3 着地ダミー：千種、北、西、中村、熱田、緑区を1、他を0

*4 職業ダミー：自営業のうち商業とサービス業を1、他を0

5. 分析結果と考察

非集計モデルの推定結果は、表-4に示した通りである。モデルⅠは、基幹バスとそれ以外の交通機関との間の総所要時間、コストの差のほかにトリップの発着地、職業に関するダミー変数を説明変数としている。これらのダミー変数はいずれも基幹バスの利用率の低い発着地であり、職業であるので基幹バス以外の交通機関の選択に対する的中率を高めるのに寄与している。しかし、ダミー変数を用いることはモデルの移転可能性を損う恐れがある⁶⁾。また、バスのサービス水準向上がもたらす効果を把握するためにはラインホールとアクセス・イグレスとが分離されていることが望ましい。そこで、サービス指標をラインホールとアクセス・イグレスとに分け、ダミー変数を使わないモデルを作成することを試みた。モデルⅡ、Ⅲ、およびⅣはその結果である。モデルⅡはラインホールの時間差とコスト差のみを説明変数としているが、適合度、的中率（特に基幹バス以外の交通機関の的中率）は他モデルよりも低くなっている。モデルⅢではアクセスの時間差、コスト差を説明変数に追加してあり、これによって適合度、的中率は大きく改善されている。モデルⅣではさらにイグレス距離差を説明変数に追加してあるが、この変数の係数値は有意に零と異なっているとはいえないことがも値からわかる。結局、サービス指標を共通変数としてもち、ダミー変数をもたないモデルⅡ、Ⅲ、およびⅣの中ではモデルⅢが最も良いと結論できる。モデルⅤとⅥは、モデルⅢの説明変数にダミー変数をつけ加えて的中率を向上させることをねらったものであるが、モデルⅢと比べて著しい向上は認められない。このことから、基幹バスと基幹バス以外の交通機関との間の選択は、ラインホールおよびアクセスの時間とコストとで説明できると結論できよう。なお、表-4に示したモデルの説明変数の間には0.3～0.5の相関があり、説明変数の独立性が完全に満たされているとはいえない。しかし、個々の変数を単独の説明変数として含んだロジットモデルについて推定したパラメータ値とモデルⅠ～Ⅵのパラメータ値とを比べて見るとその符号、オーダーはほぼ一致しており、説明変数間の相関関係が推定結果を偏ったものにしていないとはいえない。

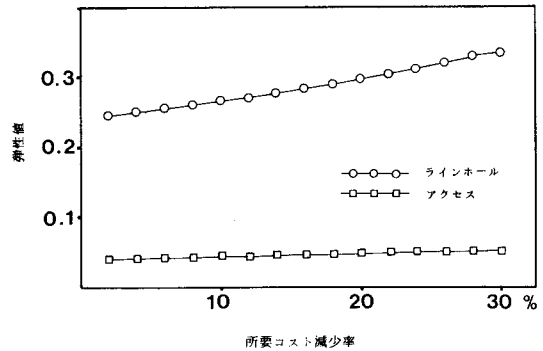


図-2 コスト弾性値

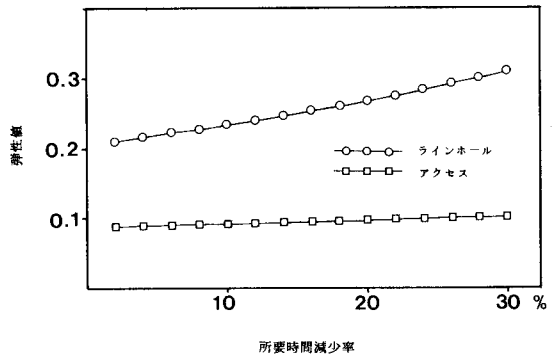


図-3 時間弾性値

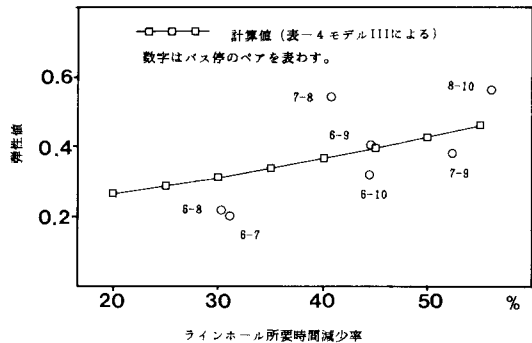


図-4 時間弾性値の比較

さて、モデルⅢの推定結果をもとにして式(2)および(3)によってサンプル全体の弾性値を計算した。とりあげた変数は、基幹バスのラインホールにおける時間とコスト、アクセス時間とコストの4つである。コスト減少に対する弾性値を図-2に、時間減少に対する弾性値を図-3に、それぞれ示してある。この2つの図を比べて見れば、ラインホールにおけるコスト、時間の変化に対する弾性値の方が、アクセスにおけるコスト、時間の変化に対する弾性値より

も大きいことは明らかである。このことはラインホールにおけるサービスの改善が必要増加を図る上で鍵となっていることを示していると解釈できる。また、ラインホールではコスト弾性値が時間弾性値を10%程度上回っているだけなのに対し、アクセスでは時間弾性値はコスト弾性値のほぼ倍の値となっている。バスに対してのアクセスではアクセスコストが全体のコストに比べればごくわずかでしかないことを考えれば、これは納得のいく結果である。

次に、ここで計算した弾性値を過去の調査事例と比較してみると以下ようになる。Brandら⁷⁾はピーク時の公共交通機関の料金、乗車時間、非乗車時間、および頻度に対する弾性値として-0.15, -0.37, -0.65, および0.26をあげている。また、文献8)には、運賃弾性値として-0.28〜-0.41の値が掲げられており、運賃の上昇と減少それぞれに対する弾性値の絶対値の違いは大きなものではないと注記されている。これらの値に比べると、図-2に示したラインホールコストに対する弾性値は、ほぼ同程度の値となっていることがわかる。また、図-3に示したラインホールでの所要時間に対する弾性値はやや小さめであり、アクセス時間に対する弾性値はかなり小さめ(約1/6)になっている。文献7), 8)ではラインホールとアクセスとを完全に分離して扱っていないため、図-2, 3に記した結果と直接比較することには無理があるが、本研究で作成したモデルはバス停での待ち時間を説明変数として含んでいないため、待ち時間の効果を表わすことができず、このような数値の乖離を生じたものと推測できる。この点については、さらに検討が必要である。

最後に、表-2, 3から計算したバス停間所要時間の短縮に対する乗降客数の弾性値を、表-4のモデルⅢを用いて算定した弾性値と比較した結果を図-4に示してある。若干のばらつきはあるものの、両者の数値はほぼ一致しており、本研究で作成したモデルは妥当なものであると考えてよさそうである。ただし、ここで作成したモデルはバス停での待ち時間の影響を把握できないといった短所もあるため、今後さらに改良を図る必要がある。

6. おわりに

本研究では、名古屋市に導入された基幹バス東郊

線において実施された利用実態調査、運行実態調査の結果をもとにして、バス交通のサービス改善が及ぼす効果を把握した。分析にあたっては、非集計型のモデルを作成するとともに、利用実態調査から得られた、基幹バス導入前後のバス停間乗降客数のデータによって弾性値を算定し、非集計モデルの検証に用いた。さらに、バス交通のサービス水準の変化のもたらす影響を弾性値という指標によって把握することに努めた。これは、実際に基幹バスの導入や段階的整備を計画する際には、弾性値のような簡単な指標を用いる方が便利であり、また説得力もあると考えたからである。しかし、弾性値は地域、交通目的等によって異なることが指摘されており⁹⁾、この点については、本研究の検討は充分なものではない。また、データの制約(基幹バス導入前のバス停間乗降客数が完全にはつかめていない)のため、分析にあたっていくつかの前提条件を仮定せねばならなかった点も認めなくてはならない。このため、新たに実施された調査結果をもとにしてさらに分析を進める予定にしている。

なお、調査資料を提供していただいた名古屋市の 大野正太氏をはじめ関係各位に深く感謝の意を表します。

参 考 文 献

- 1) 黒川 洸, 鈴木伸生: 経営収支から見た地方都市への新交通システム導入に関する基礎的考察, 第17回日本都市計画学会学術研究発表会論文集, pp373-378, 昭和57年
- 2) 神崎紘郎, 山田晴利: 新交通システムの適用性, 土木技術研究資料24-6, pp3-8, 1982
- 3) 清水浩志郎, 本木正直, 松本直也: 秋田市におけるバスロケーションシステムの乗客に与えた影響について, 第17回日本都市計画学会学術研究発表会論文集, pp367-372, 昭和57年
- 4) 枝村俊郎, 森津秀夫, 小坂 彰: パークアンドバスライド実態調査について, 交通工学15(4), pp29-36, 1980
- 5) 名古屋市: 基幹バス東郊線運行効果測定調査報告書, 昭和58年3月
- 6) 森地 茂: 非集計行動モデルによる予測, 非集計行動モデルの理論と実際(土木計画学講習会テキスト15), pp121-147, 昭和59年11月
- 7) Brand, D. and J. L. Benham: Elasticity-Based Method for Forecasting Travel on Current Urban Transportation Alternatives, TRR 895, Transportation Research Board, 1982.
- 8) Barton-Aschman Associates, Inc., Inc., R. H. Pratt & Co. Division: Traveler Response to Transportation System Changes (2nd. ed.), USDOT, Federal Highway Administration, July, 1981.
- 9) 森地 茂他: 機関選択モデルによる運賃弾力性分析調査報告書, (財)運輸経済研究センター, 昭和55年3月