

## 特集論文(交通需要の動的分析)

通勤・通学交通手段選択行動における  
動的特性の分析

河上省吾\*・三島康生\*\*

本研究は交通手段選択行動の時間依存性・状態依存性などを中心とする動的特性の分析を行ったものである。まず、交通行動の動的特性に関する従来の研究を調査し、それらの取り扱う行動メカニズムを比較する。そして、名古屋市と豊田市を結ぶ地下鉄と郊外鉄道沿線での10年間隔での交通実態調査に基づいて、交通手段選択行動が、鉄道開通という交通サービス変化時からの時間の経過に伴い、どのような行動決定プロセスをたどるかということを明らかにし、これを明示的に表現する非集計モデルの構築を試み、その適合性の検討により、モデルの有用性を明らかにしている。

**Key Words** : modal choice, disaggregate model, dynamic model, time dependence

## 1. 序 論

大都市における通勤・通学輸送における都市高速鉄道の役割はきわめて大きい、その整備には膨大な資金を要するため、その計画段階においては、鉄道建設によって見込まれる交通需要・都市交通体系全体におけるメリットを正確に算定することが重要である。すなわち、鉄道整備による交通需要の時間経過に伴う変化を、できるだけ精度良く予測できるモデルが必要とされているのである<sup>1),2)</sup>。

本研究は、今後の都市交通体系の通勤・通学輸送需要の実態把握と予測のための方法論を提示するものであり、鉄道開通から約10年経過した沿線地域での交通機関利用実態に関するアンケート調査の結果を用いて、開通直後のそれとの比較並びに時間の経過による利用者の交通手段選好特性の変化について分析を行うことをまず第一の目的とする。

そして、第二の目的として、非集計交通手段選択モデルの精緻化の一つの方向として、交通手段選択行動における動的プロセスを考慮し、それを明示的に表現するモデルの構築を試みる。

今日、交通行動を行動論的に説明しようとする、いわゆる非集計行動モデルは、多くの利点を有し、前述のような交通需要の分析・予測において数多く適用がなされている<sup>3)</sup>。しかしながら、こうした研究が進むにつれ、種々の課題が指摘されてきている。その一つに statics (静学的) と dynamics (動学的) の問題が挙げられている。これは、「statics は、モデル化の対象となっている行動が常に均衡状態にあり、しかもある時点における事象の状態がその時点の要因のみによって一意に決められ

るとする考え方である。それに対し、dynamics では実際の行動は上記のように同じ時点の要因のみによって決められるのではなく、それより以前の時点の影響をなんらかの形で受けていると考える。従って、通常の非集計行動モデルでは、交通行動に対する個人の意志決定プロセスを十分に表現していないのではないか。」という議論である<sup>3)</sup>。

本研究においては、まず、交通行動の動的特性に関する従来の研究を調査し、それらの行動メカニズムによる比較を行う。次に交通手段選択行動が、鉄道開通という交通サービス変化時からの時間の経過に伴い、どのような行動決定プロセスをたどり、またどのような要因の影響を受けるかということを実態調査データに基づいて明らかにし、これを明示的に表現するモデルの構築を試みる。すなわち、時間経過に伴う交通サービスの評価構造の変化を分析する。また、本研究の成果は鉄道利用実態調査を開通何年後に行えば鉄道建設の効果を把握できるかを定めるための参考資料を与えることができる。

## 2. Dynamics

前章で示した通り、通常の非集計モデルで取り扱っている現象を statics と呼ぶのに対し、ある時点の行動結果をそれより以前の時点の影響をふまえて捉えようとする考え方を dynamics と呼ぶ。本節では、この dynamics を、取り扱う現象の time-span により3つのレベルに分類し、かつ、各レベルにおいて重要であると考えられる行動メカニズムについて説明する。その概要を表2.1に示す。

a) Microdynamics<sup>4)</sup>

time-span が24時間と短く、日々の個人の活動・交通パターンを考えるレベルを micro-dynamics として定義する。このレベルを考える際、「ある活動は特定の場所や時刻にのみ行われる」という制約や、「ある一つ

\* 正会員 工博 名古屋大学教授 工学部土木工学科  
(〒464-01 名古屋市千種区不老町)

\*\* 正会員 工修 日本放送協会

表一2.1 Dynamics のレベルと行動メカニズム<sup>4)</sup>

時間的レベル	有効な期間	考慮すべき行動メカニズム
Microdynamics	24時間	・活動スケジュール決定構造 ・他の行動や世帯による制約条件
Macrodynamics Modifiers	約数年	・時間依存性 (time-lag) ・真の状態依存性 ・疑似状態依存性 ・非正常性
Macrodynamics Processes	ライフ ースパン	・加齢プロセスに帰す変化 ・時代の動き (trend) に関係ある変化

の行動についてなされる決定は同一人による他の活動に関する選択を制限する」等の行動メカニズムが働くと考えられる。

b) Macrodynamic Modifiers<sup>4)-6)</sup>

1年もしくは数年という中期の行動変化における「習慣効果」(あるいは「ルーチン化」,「経験効果」と呼ばれる行動メカニズムを取り扱うレベルとして, macrodynamic modifiers を定義する。すなわち, このレベルにおいては, 通常即時的であると考えられてきた行動の変化を, 個人の習慣等の影響を考慮することによって, 段階的であると考ええる。本研究ではこのレベルの現象を取り扱う。

以下, このレベルで扱うべき行動メカニズムを4つに分類し, それぞれを概観する。

① 時間依存性

あるサービス水準の変化からそれに応じて行動の変化が生じるまでには, time-lag があるという考えを表す。しかし, サービス水準変化後十分時間が経過した場合には, この影響は消滅すると考えられる。

② 真の状態依存性

過去においてある事象を経験もしくは評価した結果が, 個人の未来の行動の決定に影響を与えるという考えを表す。

③ 疑似状態依存性

集団における個人間の観測不能な不均質性による見かけの状態依存性をとらえるものである。つまり, 真の状態依存性とは異なり, 個人間での事象の経験を評価する強さの差などが行動の決定に影響を与えるという考えを表す。すなわち, 真の状態依存性の場合には調査する時点が変われば同一の個人であっても行動は変化するが, それに対し疑似状態依存性は, 調査時点が変化しても同一の個人であれば行動は変化しにくい特性を表す。ゆえに純粋な意味での動的メカニズムとは考えにくい, 他の動的メカニズムとは区別して考える必要がある。

④ 非正常性

個人の選択確率における時系列的な変化, すなわち, サービス水準が一定であっても日によって個人の選択行動に変動がある, という考えを示している。

c) Macrodynamic Processes

このレベルでは, 人の一生(出生, 加齢, 主体の属性変化, 死)といった長期のプロセスを取り扱う。すなわち, 世帯構造の変化が世帯の行動の変化に影響するという考えのもと, コーホート分析(一般的には年齢によるが, なんらかの基準によってグループとして結び付けられる諸集団の集合(コーホート)の行動様式や態度の変化を検討する)などを用い, 世帯の行動などを予測する。具体的には, コーホートの行動や態度における実際の変化, コーホートの加齢過程に帰すことのできる変化, 特定の時代の出来事に関係のある変化などを分析する。

3. 動的な非集計行動モデルの研究例

ここでは, 動的プロセスを明示的に考慮している過去の代表的な研究例を示し, 前述した動的行動メカニズムに基づいて比較する。

(1) Heckman の研究<sup>5)</sup>

Heckman は, 従来の動学的なモデルの諸概念をほぼ完全な形で取り込むことによって, 従来の静学的な非集計行動モデルを動学的なそれに置き換えるという試みを最初に行った。そして, ある時点でのある事象の生起(離散的選択)と, 以前の時点でのその生起との間の条件付き確率関係を調べるために, 多項プロビット式に基づくアプローチに従い離散的な確率選択過程に対して, 前述の非観測要因の時間的な相関パターン, すなわち, 不均質効果を真の状態依存性から区別できる一般モデルを提案した。

(2) Tardiff の研究<sup>6)</sup>

Tardiff は, クロスセクションサンプルの時系列からのデータの使用を可能とするように非集計行動モデルの標準的な効用関数を修正した。時間を考慮した一般的効用関数を次に示す。

$$U_s(i, t) = X_s(i, t)\beta + \sum \gamma_{sj} d_j(i, t-1) + \mu_s(i) + \nu_s(i, t) \dots \dots \dots (2.1)$$

ここに,  $U_s(i, t)$  は個人  $i$  が  $t$  時点で  $s$  を選択した場合の効用,  $X_s(i, t)$  は個人  $i$  の  $t$  時点での選択肢  $s$  に対する外生変数,  $d_j(i, t-1)$  は前の時点で選択肢  $s$  を選択するなら 1, そうでなければ 0 とするダミー変数,  $\mu_s(i)$  は個人間で変化し時点間では変化しない確率的変動項,  $\nu_s(i, t)$  は個人間でも時点間でも変化する純粋にランダムな確率変動項を表す。

式(2.1)の右辺第1項は, 現在の選択における外生変数の効果を表す。第2項は, 1時点前だけに係わる真の状態依存性をとらえようとしている。第3項は Tardiff のモデルの特徴ともいべき項であり, この項を純粋にランダムな確率変動項から区別することにより, これによって時点を通じて不変な観測不能要因の効果をとらえている。

(3) 河上・廣島の研究

河上・廣島は、交通及びその関連行動に対する個人の意志決定は、現在の意志決定が以前の経験、習慣、情報獲得過程、状況変化に対する調整過程などによって影響されるような動的な状況の中でなされているという考えにしたがって、以下のようなモデルを構築し、この実証的検討を行っている。本研究では、以下のモデルを後述の分析に利用する関係上少し詳しく説明する。

a) 利用者の主観的評価を考慮した非集計交通手段選択モデル<sup>6),9)</sup>

主として、日常的にその行動が繰り返され、時間的連続性が強いことから静的モデルの仮定が妥当でないと考えられる通勤・通学交通を対象とし、交通サービスの変化に伴う交通手段選択の変化の予測において、従来の非集計モデルとは異なった行動仮説にもとづいたモデルを定式化している。

ここでは、利用者の交通手段選択は交通手段に対する利用者の主観的評価にもとづいてなされるが、交通サービスの变化した状況に対する主観的評価の仕方（評価構造）は、サービス変化前の利用交通手段が何であるかによって異なるという仮説にもとづき、以下のようなモデルを提案している。

このモデルでは、通常非集計行動モデルにおいて、すべての個人*i*に対し共通に表現される交通手段*s*の効用の確定的変動項 $V_{si}$ が、交通サービスに対する個人*i*の主観的評価値 $E_{si}$ と個人*i*の社会経済特性ベクトル $SE_i$ の関数であるとしている。さらに、 $E_{si}$ は個人の実際の利用交通手段によって異なると考え、 $E_{si}$ が $SE_i$ と個人*i*にとっての交通手段*s*のサービス特性ベクトル $(LOS_{si})$ の関数として表現される。

$$V_{si} = g(SE_i, E_{si}) \dots\dots\dots (2.2)$$

$$E_{si} = h_i(SE_i, LOS_{si}) \dots\dots\dots (2.3)$$

ここに、添え字*I*は個人*i*が利用している交通手段の種類をさす。したがって、まず最初に $E_{si}$ を推定し、次にこの $E_{si}$ と $SE_i$ を用いることによって、個人の現在の利用交通手段の違いによる交通サービスに対する評価構造の相違を考慮した非集計交通手段選択モデルを作成している。この時、 $E_{si}$ の推定には行動結果のデータが用いられる。このモデルは本研究においても分析の対象としている鉄道開通地域で得られた、事前事後の交通実態データに適用され、その有効性が確認されている。

b) 行動意識データを用いた非集計交通手段転換モデル<sup>6),10)</sup>

ここでは、「交通サービスに対する個人の評価構造はその利用交通手段によって異なる」という行動仮説に加えて、「交通サービス変化時の交通手段の転換には抵抗が存在する」という行動仮説を設定している。そして、第1の仮説を考慮するために、交通手段選択型のモデル

ではなく交通手段転換型のモデルを構築するものとし、第2の仮説を考慮するためにモデルの定式化において転換抵抗を導入している。以下に、モデルの考え方を簡単に示す。

いま、あるサービス状態*t*において、個人*i*がマストラを利用する場合の効用と車を利用する場合の効用との差を $U_i^t$ としたとき、それらが次式のように客観的要因と対応付け可能な項 $V_i^t$ と個人ごとに確率的に変動する項 $\epsilon_i^t$ との和によって表されるものとする。

$$U_i^t = V_i^t + \epsilon_i^t$$

$$V_i^t = f(SE_i, LOS_i^t) \dots\dots\dots (2.4)$$

ここに、 $SE_i$ は個人*i*の社会経済特性、 $LOS_i^t$ はマストラと車のサービス水準差としている。いま、サービス状態が*t=G*から*t=N*に変化し、効用差が $U_i^G$ から $U_i^N$ になった場合を考える。 $U_i^N > C_i^N$ となれば車からマストラに転換するものと仮定すると、そのとき個人*i*の転換確率 $P_i^N$ は次式のように表される。

$$P_i^N = \text{Prob}(U_i^N > C_i^N) \\ = \text{Prob}(V_i^N + \epsilon_i^N > C_i^N) \dots\dots\dots (2.5)$$

ここに、 $C_i^N$ は個人*i*が車からマストラへ手段転換する上での抵抗項である。なお、この抵抗項は後に述べるGoodwin<sup>13)</sup>のモデルの閾値と同じものといえるが、交通サービスの評価構造の設定が異なっている。

ここで、式(2.5)の $\epsilon_i^N$ 、 $C_i^N$ を次のようにおく。

$$\epsilon_i^N = \mu_i + \nu_i^N \dots\dots\dots (2.6)$$

$$C_i^N = C_0^N + R_i^N \dots\dots\dots (2.7)$$

ここに、 $\mu_i$ は個人間では変化するが時点間では変化しない誤差項、 $\nu_i^N$ は個人間でも時点間でも変化する、いわゆる純粋にランダムな誤差項、 $C_0^N$ は転換抵抗のうちの定数項、 $R_i^N$ は転換抵抗のうちサービス変化前のサービス水準に依存する部分を示している。これら4つの要素を組合せ、そのうちいくつかをゼロと置くことにより複数のモデルを提案している。

(4) その他の研究

以上の研究の他に、以下のような研究がなされている。Kitamura<sup>3)</sup>は、ランダムな確率変動項の時点間での相関に着目して、2時点パネル・データによる世帯の車保有とmobility(トリップ発生)の関係性を分析している。

Daganzo & Sheffi<sup>11)</sup>は、離散的な変数に対し、多項プロビットモデルを適用し、系列相関と真の状態依存性の両者が一般モデルの特殊ケースとして得られることを示した。ある個人についての各時点の選択結果の組合せを一つの選択肢とみなし、その選択確率を求めるところが特徴である。

Johnson & Hensher<sup>12)</sup>は、交通手段選択行動のモデルに一時点前の選択状況での最大効用の期待値を意味する合成変数によって表現されるものを「経験効果」と名付

表—3.1 行動メカニズムによる動的モデルの比較<sup>12)</sup>

行動メカニズム モデル	時間 依存性	真の状態依存性		疑似状態 依存性	非正常性
		直接経験	累積経験		
Heckman	○	○	○	○	X
Tardiff	X	○	X	○	○
河上・廣島(a)	X	○	X	X	X
河上・廣島(b)	X	○	X	○	X
Kitamura	X	○	X	○	X
Daganzo&Sheffi	X	○	X	○	X
Johnson&Hensher	X	X	X	○	X
Goodwin	X	○	X	X	X

け、これを選択肢固有変数として効用関数に導入するモデルを考案し、2時点パネルデータを用い、時点間の連結相関についての仮定が異なる種々の代表的な多項ビットモデルを推定した。

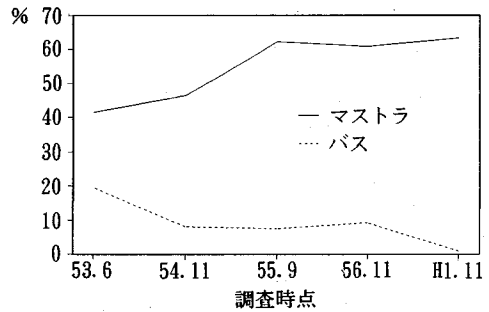
Goodwin<sup>13)</sup>は、交通手段選択行動のモデルに対し、習慣閾値の概念を導入し、現在までに個人が利用していない選択肢の特性が変化した場合でも、それによる効用の変化がこの閾値を超えない限り、その個人の行動は変化しないとするモデルを考案し、この閾値が存在する場合には、選択確率は効用の変化の方向とその大きさによって異なったものとなり、サービス特性の変化と選択行動は完全な可逆性を示さないと主張した。

以上見てきたような様々な研究を、前章で述べた動的な過程における行動メカニズムに沿って比較する。

表—3.1は、これをまとめたものである。ここで、○はその行動メカニズムを考慮していることを示し、×は考慮していないことを示す。これを項目別にみていくと、まず“時間依存性”についてであるが、これはほとんどの研究においてまだ十分に考慮されていない。この原因としては、研究の対象となる行動が、婦人の労働力参加、交通手段選択、世帯の車保有などといった離散的な現象であるため、これを扱う時間も離散的な“時点”となり、連続的な“時間依存性”を捉えることが難しいことが考えられる。次に“真の状態依存性”についてはなんらかの形で全ての研究において考慮されている。しかし、多くの研究においては2時点のパネル・データを用いているため、一時点前の影響のみ(直接経験)を考慮しているものが多く、数時点前からの累積経験効果を扱っているものは少ない。“疑似状態依存性”はほとんどの研究において考慮されている。ただし、2時点間の系列相関が完全に存在する場合や全く存在しない場合など極端な条件を設定しているものも含んでいる。“非正常性”はTardiff以外の研究では考慮されていない。通勤・通学行動などにおいては、比較的その行動は定常的で、気分によって変化するという事は少ないと考えられるが、買物やレジャーにおける交通行動分析においてはかなり影響するものであると考えられる。モデルの用途によって考慮する要因を選択する必要があるが、原則的にはこれらすべての要因を考慮できるモデルが望まし

表—4.1 交通手段利用状況

	昭和55年度調査		昭和56年度調査		平成元年度調査	
	人	%	人	%	人	%
徒歩	1 (0.0)		5 (0.5)		1 (0.0)	
自転車	15 (1.2)		23 (2.4)		11 (1.1)	
バイク	21 (1.4)		7 (0.7)		13 (1.3)	
車(自分で運転)	590 (38.0)		403 (41.4)	(42.0)	317 (32.5)	(32.1)
車(便乗)	20 (1.3)	(19.3)	12 (1.2)		8 (0.8)	
バス	66 (4.2)		43 (4.5)		12 (1.2)	
駅まで						
徒歩	287 (21.0)		192 (15.9)		176 (18.1)	
自転車	98 (7.4)		40 (4.2)		94 (9.7)	
バイク	28 (1.8)		25 (2.0)		31 (3.2)	
車(運転)	119 (7.7)	(53.5)	66 (6.9)	(48.8)	100 (10.3)	(42.4)
車(便乗)	59 (3.4)		34 (3.5)		77 (7.9)	
バス	227 (14.4)		106 (11.0)		119 (12.2)	
その他	13 (0.8)		7 (0.7)		10 (1.0)	
不明	110		99		57	
計	1,444 (100)		1,492 (100)		1,021 (100)	



図—4.1 分担率の推移

いといえよう。

#### 4. 現象分析

##### (1) 分析対象およびデータの概要

今回分析の対象とするのは、名古屋市営地下鉄3号線および名古屋鉄道豊田線の沿線地域(名古屋市天白区、愛知郡日進町・東郷町、愛知県豊田市)の住民に対して行った。交通利用実態に関するアンケート調査の結果である<sup>14),15)</sup>。この地域では、上記2つの鉄道が完成し、相互乗入れ運転を開始した昭和54年7月からほぼ1年を経過した昭和55年9月、ほぼ2年を経過した昭和56年11月、そして開通からほぼ10年を経過した平成元年11月の3時点において、通勤・通学交通に関する交通実態調査を行っている。

##### (2) 交通実態の時点間比較

まず、本調査地域における交通手段分担状況の推移を概観する。表—4.1に各調査時点の代表・端末交通手段の分担状況を示した。そして、図—4.1に代表交通手段の分担率の推移をマストラとバスについて示した。なお、平成元年度調査では、目的地・方面を特に指定していないが、昭和55,56年度調査では、名古屋市方面と限定している。ここではサンプルの属性を揃えるために、平成元年度についても名古屋市方面を目的地とするサンプルについて集計した。

これを見ると、代表交通手段としての鉄道の利用率は、鉄道開通直後の昭和55年、56年に比して約10%程度

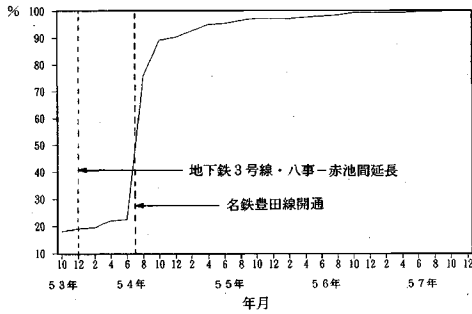


図-4.2 累積転換率の推移

表-4.2 通常非集計モデルによる推定結果

説明変数	昭和55年度		昭和56年度		平成元年度	
	係数値	t値	係数値	t値	係数値	t値
定数項	-1.99	1.36	-3.95	2.90	-3.66	2.01
収入ダミー-1	-1.85	1.65	-0.29	0.99	-1.99	1.48
収入ダミー-2	-1.33	1.91	0.31	0.40	-1.10	1.01
収入ダミー-3	-1.41	1.41	0.61	0.78	-1.94	1.78
収入ダミー-4	-0.93	0.75	0.22	0.22	-0.57	0.47
車保有ダミー	1.77	2.23	2.58	3.23	3.23	2.48
総所要時間	-0.040	3.83	-0.039	3.89	-0.067	4.45
乗換のための歩行時間	0.028	1.00	0.038	1.25	-0.064	2.57
着席状況	-0.324	1.84	-0.051	0.27	-0.315	0.97
出発時間間隔	-0.034	1.57	-0.012	0.68	-0.024	0.72
総徒歩時間	-0.019	0.83	-0.068	2.69	-0.044	1.33
総所要費用	-0.058	2.70	-0.0056	0.38	0.0053	0.38
サンプル数	201		201		190	
マストラ利用率	0.231		0.279		0.436	
$\chi^2$ 値	0.217		0.262		0.396	
の中央(全体)	72.6%		74.6%		84.6%	

上昇しており、反面、バスの利用率が著しく低下していることがわかる。都心へのアクセス手段としての鉄道の建設の影響が現れているといえる。

また、代表交通手段としての車の利用率はやや減少している一方で、鉄道末端の交通手段のうちでのパークアンドライド・キスアンドライドの比率はかなり上昇しており、通勤・通学交通においては、鉄道へのアクセス手段としての車の利用が定着してきているということがわかる。

つぎに、図-4.2に示した累積転換率についてみる。これは、3回の調査において開通前後の鉄道への交通手段転換についてその時期を質問したものを集計したものである。すなわち、この図によると、転換時期は地下鉄3号線の延長直後および名鉄豊田線の開通直後において転換が多いものの、その後も約2年間ぐらいにわたって定常的な転換があったことを示している。

(3) 交通手段選択行動の時点間比較

まず、車-マストラの代表手段選択モデルを、通常非集計ロジットモデルを用いて、昭和55年、すなわち開通からほぼ1年後と、開通からほぼ2年後の昭和56年、そしてほぼ10年後である平成元年度のデータを用いてそれぞれ推定した結果を、表-4.2に示す。ここで対象としたサンプルは、鉄道開通以前から本調査地域に住み、名古屋方面への通勤・通学を行っている者の中から、実際の利用交通手段がマストラで代替交通手段(もし実際の利用交通手段が利用不可能となった場合に利用する交通手段)が車であるか、もしくはその逆のサン

表-4.3 総合評価に占める各サービス要因のウエイト(車利用者によるマストラの評価)

サービス特性	昭和55年		昭和56年		平成元年	
	偏回帰係数 (t値)	偏回帰係数 (t値)	偏回帰係数 (t値)	偏回帰係数 (t値)	偏回帰係数 (t値)	偏回帰係数 (t値)
総所要時間	0.500 (8.98)	0.355 (5.07)	0.402 (4.91)			
総所要費用	0.093 (1.97)	0.029 (0.55)	-0.002 (0.01)			
時間の確保さ	0.004 (0.07)	-0.007 (0.09)	-0.042 (0.26)			
安全性	-0.159 (2.92)	0.094 (1.45)	0.300 (1.90)			
乗り心地(振動、揺れなど)	0.044 (0.68)	-0.056 (0.77)	-0.480 (3.30)			
疲勞度	0.175 (2.82)	0.286 (4.05)	0.275 (1.21)			
車内からの乗換	-0.020 (0.38)	0.027 (0.48)	0.125 (0.60)			
車内条件(温度、騒音等)	0.088 (1.37)	0.025 (0.33)	-0.099 (0.44)			
自宅からバス停、駅までの徒歩距離	0.023 (0.50)	0.021 (0.39)	0.084 (0.66)			
バス停、駅から駅場までの徒歩距離	-0.032 (0.70)	0.0003 (0.01)	0.086 (0.56)			
出発時間帯の運転間隔	0.074 (0.98)	0.153 (1.86)	-0.061 (0.40)			
帰宅時間帯の運転間隔	0.017 (0.22)	0.055 (0.63)	0.144 (0.93)			
始発時刻	0.003 (0.06)	0.072 (1.01)	0.050 (0.42)			
終発時刻	0.059 (1.12)	-0.030 (0.41)	-0.214 (1.49)			
車内の混雑度	-0.080 (1.46)	0.045 (0.74)	0.152 (0.93)			
乗り換え回数	0.070 (1.08)	0.019 (0.28)	0.047 (0.19)			
乗り換えのための徒歩距離	-0.047 (0.78)	-0.094 (1.42)	0.593 (1.98)			
乗り換えのための待ち時間	0.131 (1.97)	0.141 (1.90)	-0.775 (3.30)			
定数項	0.401 (1.31)	-0.714 (2.21)	-0.252 (0.16)			
重相関係数 R	0.786	0.838	0.894			
寄与率 R <sup>2</sup>	0.618	0.703	0.800			
サンプル数	195	182	114			

ル(これを choice 層という)である。これにより各個人についてのマストラと車のサービス水準差を変数として用いることができる。以下、本研究における非集計モデルの推定に用いたサンプルは、すべてこれに倣って抽出したものである。

サービス変数についての係数値、t値についてみると、55、56年の間で大きな変化がみられる。総所要時間、その変動、総徒歩時間についていずれも係数値、t値が上昇しており、反面、着席状況、出発時の運転間隔、総所要費用について係数値、t値が下降している。昭和56年と平成元年度では、若干の変動はあるものの、ほぼ似たような傾向となっている。

次に、車利用者のマストラに対する評価構造の分析を各時点について試みる。これは、車利用者は調査時点以後その利用手段をマストラへ転換する可能性がある、という考えに基づき、通常マストラを利用していない車利用者について、マストラに対する評価構造を分析するものである。アンケートでは、実際の利用交通手段と代替交通手段(もし、実際の利用交通手段が利用不可能となったと仮定した場合に、利用すると考えられる交通手段について、それぞれの交通機関を総合的にみた場合と、様々なサービス特性別にみた場合について、それぞれ満足度を7段階のレベル(たいへん不満~たいへん満足)で質問している。ここでは、実際の交通手段として車を利用し、代替交通手段としてマストラを選択しているサンプルについて、目的変数をマストラに対する総合的にみた満足度レベル(1~7)、説明変数を各サービス特性別に

みた満足度レベル（1～7）として重回帰分析を、各時点について行った。表—4.3にその結果を示す。

最初に昭和55年についてみると、総合評価に対してその有意性が高いと思われるサービス特性としては、総所要時間、安全性、疲労度、総所要費用、乗り換えのための待ち時間などが挙げられる。逆に有意性が低いのは、始発時刻、時間の確実さなどである。昭和56年では、総所要時間、疲労度、乗り換えのための待ち時間、出発時の運転間隔について有意性が高いが、55年において有意性の高かった総所要費用についてはそのt値は低くなっている。この傾向は平成元年度において顕著であり、総所要費用の有意性はますます低いものとなっている。平成元年度においてその有意性の高いものとしては、総所要時間、安全性、乗り心地、乗り換えのための待ち時間などである。ここで、係数値の符号は多重共線性の影響により変動していると考えられ、結果の信頼性に問題があるが、各手段の総合評価に対するサービス特性の影響度の程度の判定はある程度可能であろう。なお、ここの調査対象鉄道の輸送サービスは開通以来ほとんど、変化していない。

以上の二つの分析結果から、利用者の交通手段選択における時系列的な傾向をまとめてみると、利用者の評価における時間と経済性というものに対する相対的なウェイトの変化、すなわち経済性の重視から、時間短縮性の重視という変化が生じているということが考えられる。またこの変化は、開通後、すなわちサービス水準の変化後約2年の間に大きく生じ、その後はある水準において定常化することが考えられる。

### 5. 動的特性を考慮した非集計交通手段選択モデル構築の試み

本章では、これまで述べた現象分析をもとに、利用者の交通手段選択行動を、その動的な側面に配慮してより高い精度で再現できるようなモデルの構築を試みる。

#### (1) 非集計モデルの改善にあたっての基本的な考え方

今回分析の対象とした地域では、前章で述べたように、鉄道開通からの時間の経過によって交通手段に対する評価構造が変化しているということが明らかとなったが、本章ではこのことをより明確な形でモデルの中に反映させることを目的とする。その基本的な考え方を挙げると、次のようになる。

- ① 各時点における労働時間価値変数の導入
- ② サービス水準変化前の利用交通手段による状態依存性の考慮
- ③ サービス水準変化からの経過時間の考慮

#### (2) 労働時間価値変数の導入

交通における時間価値の概念とは、利用者が交通施設

表—5.1 モデルの推定結果の比較  
(3時点をプールしたデータによる)

説明変数	労働時間価値を使用		収入ダミーを使用	
	係数値	t値	係数値	t値
定数項	-3.58	4.34	-2.20	2.18
労働時間価値*	0.015	2.25	—	—
収入ダミー-1	—	—	-1.23	1.66
収入ダミー-2	—	—	-0.945	1.46
収入ダミー-3	—	—	-0.692	1.07
収入ダミー-4	—	—	-0.373	0.49
車保有ダミー	1.64	3.20	1.80	3.06
総所要時間	-0.055	6.27	-0.055	6.25
乗換	-0.039	2.45	-0.039	2.43
乗座状況	-0.205	1.44	-0.205	1.43
出発時運転間隔	-0.010	0.70	-0.010	0.76
総徒歩時間	-0.040	2.29	-0.039	2.26
総所要費用	-0.016	1.37	-0.015	1.31
サンプル数	377		377	
マストラ利用率	0.377		0.377	
$\rho^2$ 値	0.301		0.297	
的中率(全体)	76.7%		77.2%	

の整備による時間短縮に対して幾らの代価を支払うか、ということである。今回のような交通手段選択問題においては、モデルの推定によって得られた、時間差に対するパラメータ値を費用差に対するパラメータ値で割ったものを時間価値とみなす。第4章において推定されたモデルによってもこれが内生的に求められ、時点を追う毎に上昇していることがわかる。

このことは、各個人の労働時間価値の変化、すなわちマクロ的要因としての労働時間短縮傾向、年次毎の賃金水準等と何等かの関係があるという立場から、次のことを提案するものである。すなわち、個人属性データとして得られた個人の年収を、その年次の平均労働時間で割ったものを平均労働時間価値(賃金率)として算出し、これを個人の社会経済特性変数の一つとして、収入の代わりに投入するというものである<sup>16),17)</sup>。

これにより得られたモデルの推定結果(昭和55年及び56年、平成元年のデータを一括プールしたものに適用)と収入をそのまま用いるモデルの推定結果を共に表5.1に示す。ここで、平成元年については、経過年数が長いこと、その間のマクロ的変動要因をより厳密に考慮するために、平成元年度における労働時間価値変数を、

$$(\text{昭和56年からの勤労者の平均賃金伸び率} + 1.0)$$

$$= 1.38$$

で除した値を用いた。

新たに投入したこの変数に対する有意性は高く、モデル全体の適合性としても、尤度比がやや改善されていることがわかる。ただし的中率は、説明変数が少なくなったことによって若干下がっている。

問題点としては、総労働時間を各時点において一律としたために個人毎の正確な労働時間価値とはなっていない点である。しかしそこまでのデータを得ることは困難であり、今回は以上のような方法を取った。今回の3時点における推定結果では、収入クラスをそのままダミー変数として使用した場合に比べ、はっきりとしたモデルの改善は見られなかったが、近年一般に言われる労働時間短縮傾向など、マクロ要因の変動が今後も続くことすれ

表—5.2 評価値差を用いたモデルの推定結果の比較

説明変数	昭和55年度		昭和56年度		平成元年度	
	係数値	t値	係数値	t値	係数値	t値
定数項	-0.711	0.672	-2.57	2.95	-7.91	3.93
労働時間価値	0.027	2.34	0.019	2.07	0.024	1.73
車保有ゲーム	1.06	0.86	2.40	2.79	5.86	3.30
評価値差	1.20	7.82	1.15	7.02	1.84	5.14
サンプル数	229		227		154	
マストラ利用率 (推定)	0.361		0.410		0.435	
$\rho^2$ 値	0.295		0.402		0.435	
的中率(全体)	0.401		0.554		0.661	
	81.9%		86.0%		88.3%	

ば、時点を追う毎のマクロ的な傾向を反映する変数として有意であると思われる。なお、この変数は以下に示すモデルの推定においても個人の社会経済特性の一つとして用いることとする。

(3) サービス変化前の利用交通手段による状態依存性を考慮したモデル

ここでは、前述した河上・廣島らによる“利用者の主観的評価値を用いた交通手段選択モデル”の考え方にに基づき、サービス変化前の利用交通手段による“真の状態依存性”を考慮したモデルの推定を行う。利用者の交通手段選択は交通手段に対する利用者の主観的評価にもとづいてなされるが、交通サービスの変化した状況に対する主観的評価の仕方(評価構造)は、サービス変化前の利用交通手段が何であるかによって異なるという仮説にもとづき、以下のようなモデルを用いる<sup>6),9)</sup>。

$$V_{si} = \sum_k \beta_k \cdot SE_{ki} + \beta_e E_{si} + \beta_0 \dots (5.1)$$

$$E_{si} = \sum_l \beta_l X_{li} + \beta \dots (5.2)$$

$V_{si}$ : 手段  $s$  に対する個人  $i$  の効用の確定項

$SE_{ki}$ : 個人  $i$  の社会経済特性ベクトルの  $k$  番目の要素

$E_{si}$ : 手段  $s$  のサービス水準に対する個人  $i$  の主観的評価値(前交通手段別に推定)

$X_{li}$ : 現在の利用交通手段  $l$  のサービス水準及び個人  $i$  の社会経済特性ベクトル

$\beta_k, \beta_e, \beta_0, \beta_l, \beta$ : パラメータ

ここで、 $E_{si}$  はサービス変化前、すなわち鉄道開通前の利用交通手段別(マストラ・車)に推定を行う。以上のような効用関数をロジットモデルに組み込み、各時点毎にパラメータの推定を行った結果を表—5.2に示す。

いずれの時点においても、的中率・尤度比共に通常の非集計モデルによって推定したものに比して向上がみられる。開通前に何を利用して来たかによって、各交通手段への評価に違いが生じており、これを考慮することによってモデルの現象再現性が高まったといえる。

(4) サービス水準変化後の時間の経過を考慮した交通手段選択モデル

ここでは、サービス水準の変化、すなわち鉄道開通から調査時点までの経過時間を考慮した交通手段選択モデルを定式化し、モデルの推定を試みる。

ここで取り入れようとする動的プロセスは、サービス水準の変化からの時間の経過によって、交通手段に対する

表—5.3 各モデルの推定結果(昭和55-56年)

説明変数	Model-0		Model-1		Model-2		Model-3	
	係数値	t値	係数値	t値	係数値	t値	係数値	t値
定数項	-3.15	4.10	-0.36	5.90	-9.71	14.56	13.547	17.94
労働時間価値	0.012	1.84	0.024	2.01	0.061	2.64	0.279	2.22
車保有ゲーム	1.836	3.14	1.60	1.54	4.21	2.33	3.289	20.28
総所要時間	-0.037	6.64	-0.070	5.62	-0.152	6.99	-0.089	4.24
出発時遅延時間	-0.159	1.35	-0.227	1.57	-0.815	1.02	-1.039	0.824
着席状況	-0.050	0.47	-0.0104	0.32	-0.0149	1.53	-21.552	31.25
総徒歩時間	-0.0383	2.33	-0.0311	2.11	-0.111	2.77	-0.089	2.18
総所要費用	-0.0267	1.98	-0.0664	1.44	-0.163	3.52	-0.838	0.47
$\alpha$ : 定数項	-	-	-0.162	1.24	-	-	-0.907	5.36
$\alpha$ : 労働時間価値	-	-	-	-	-	-	-2.074	10.07
$\alpha$ : 車保有ゲーム	-	-	-	-	-	-	-0.356	1.92
$\alpha$ : 総所要時間	-	-	-	-	-	-	-0.126	1.13
$\alpha$ : 出発時遅延時間	-	-	-	-	-	-	-1.31	0.762
$\alpha$ : 着席状況	-	-	-	-	-	-	-4.55	9.40
$\alpha$ : 総徒歩時間	-	-	-	-	-	-	-0.462	2.81
$\alpha$ : 総所要費用	-	-	-	-	-	-	-2.27	1.14
$\alpha$ : Model-1	-	-	-	-	-0.832	0.97	-	-
サンプル数	364		364		364		364	
マストラ利用率 (推定)	0.346		0.346		0.346		0.346	
$\rho^2$ 値	0.258		0.256		0.258		0.283	
的中率(全体)	0.285		0.271		0.269		0.299	
	76.0%		77.8%		76.4%		78.6%	

表—5.4 各モデルの推定結果(昭和56-平成元年)

説明変数	Model-0		Model-1		Model-2		Model-3	
	係数値	t値	係数値	t値	係数値	t値	係数値	t値
定数項	-3.85	1.96	-0.468	5.90	-2.77	4.10	0.885	41.2
労働時間価値	0.012	1.44	-0.002	2.01	0.0086	2.12	0.0884	0.01
車保有ゲーム	2.910	2.94	0.694	0.51	2.89	3.95	0.931	0.9
総所要時間	-0.045	6.30	-0.0504	5.62	-0.0513	5.13	-0.066	0.84
出発時遅延時間	-0.0087	0.059	0.248	0.57	-0.017	0.159	-0.007	0.132
着席状況	-0.0086	0.44	0.0083	0.32	0.013	1.10	0.142	0.169
総徒歩時間	-0.0488	2.32	-0.0774	2.11	-0.0436	2.82	-0.034	1.26
総所要費用	-0.0041	0.365	-0.0044	0.23	-0.0083	0.658	-0.036	0.002
$\alpha$ : 定数項	-	-	-0.052	0.32	-	-	0.413	15.6
$\alpha$ : 労働時間価値	-	-	-	-	-	-	-1.22	0.005
$\alpha$ : 車保有ゲーム	-	-	-	-	-	-	0.436	19.3
$\alpha$ : 総所要時間	-	-	-	-	-	-	0.0328	0.425
$\alpha$ : 出発時遅延時間	-	-	-	-	-	-	-0.1215	0.03
$\alpha$ : 着席状況	-	-	-	-	-	-	-0.908	2.06
$\alpha$ : 総徒歩時間	-	-	-	-	-	-	0.068	0.146
$\alpha$ : 総所要費用	-	-	-	-	-	-	-1.175	0.005
$\alpha$ : Model-1	-	-	-	-	-0.109	10.6	-	-
サンプル数	277		277		277		277	
マストラ利用率 (推定)	0.361		0.361		0.361		0.361	
$\rho^2$ 値	0.306		0.277		0.25		0.245	
的中率(全体)	0.330		0.208		0.301		0.37	
	71.5%		73.9%		78.3%		80.1%	

る評価構造がどのように変動するか、すなわち交通手段に対する評価構造の時間依存性である。ここでは以下のようにパラメータの時間依存部分を分離して推定することを提案する。

以下のように個人  $i$  についての効用関数を設定する。

(Model-1)

$$U_i = \sum_k \beta_k \cdot X_{ik} + \exp(\alpha t) + \epsilon_i \dots (5.3)$$

(Model-2)

$$U_i = \exp(\alpha t) \sum_k \beta_k \cdot X_{ik} + \epsilon_i \dots (5.4)$$

(Model-3)

$$U_i = \sum_k \exp(\alpha_k t) \beta_k \cdot X_{ik} + \epsilon_i \dots (5.5)$$

$U_i$ : 個人  $i$  の効用差(車-マストラ)

$X_{ik}$ : 個人  $i$  の  $k$  番目の説明要因の値(個人属性とサービス特性差)

$\alpha, \alpha_k, \beta_k$ : パラメータ

$t$ : サービス水準変化後、調査時点までの経過時間(年数)

$\epsilon_i$ : 効用関数の中で確率分布する部分(非観測要因)

Model-1は、外生変数に取り込んだ以外の要因に対する時間経過の効果を考慮したもの、Model-2は、効用差全体に対する時間経過の効果を考慮したもの、Model-3は個々の外生要因それぞれに対する時間経過の効果を考慮したものである。

昭和55年および56年のデータをプールしたものと、昭和56年と平成元年のデータをプールしたもののそれぞれについて、各モデルを適用した。推定結果を表-5.3、表-5.4に示す。なお、Model-0は経過時間を考慮しない、通常集計モデルによって推定したものである。比較のために示した。

経過時間に対するパラメータ値(α)をみると、昭和55-56年において、いずれのモデルにおいても負となっており、この期間において同一の効用差であっても、その影響は時間の経過によって減衰することが明らかとなった。Model-3における個々のサービス特性についてのαをみると、総所要時間についての減衰が小さいのに対し、着席状況や総所要費用について、また労働時間価値(収入レベル)について時間的な減衰が大きいということがわかる。このことは、第4章で提示した経済性の重視から時間短縮性の重視という評価構造の推移を裏付けるものとなっている。

次に、昭和56年と平成元年のデータをプールしたものの各モデルの推定結果をみる。Model-1、Model-2においては、昭和56-平成元年においてもαの値は負値をとっており、時間の経過による効用の減衰という傾向は同じである。しかし、その絶対値は小さくなっており、その減衰傾向は定常化の方向に向かっているということが考えられる。次にModel-3によって各サービス変数に対するαの挙動を見ると、この期間においては、総所要時間、総徒歩時間についてはその外生変数としての影響力が時間の経過にともなって増大する傾向にある。このことは第4章において観測されたパラメータ値の挙動とほぼ合致している。しかし絶対値は相対的に小さく、時間の経過にともなう影響力の変動は昭和55-56年のそれよりも小さくなっている。その他の外生変数についてはαの値が負値をとってはいるが、その減衰が昭和55-56年における推定結果よりも小さくなっていることがわかり、これらの外生変数の影響力がしだいに定常化しつつあるということがわかる。

なお、各モデルの現象再現性を比較すると、いずれの期間においても、時間経過の効果を各外生変数毎に考慮しているModel-3が優れていると思われる。Model-3はパラメータの数が多いので、現象再現性がよくなるのは当然であるといえるが、ρ<sup>2</sup>値、マストラ利用率実態値などを考慮するとき、このモデルが最もよいと判断してよいであろう。

(5) 主観的評価値を用いたモデルの推定

前節においては通常集計モデルと同様に、外生変数としてサービス水準差を用い、それぞれの変数の影響力の時間的推移をみた。本節では、さらに開通前の利用手段による状態依存性を考慮するという観点から、先に触れた“利用者の主観的評価値を考慮した交通手段選択

表-5.5 時間依存性を考慮したモデルの推定結果(評価値差を使用)

説明変数	昭和55-56年		昭和56-平成元年	
	係数値	t値	係数値	t値
定数項	0.766	10.78	0.601	19.41
労働時間価値	0.062	4.75	0.016	3.75
車保有ダミー	0.556	7.54	0.644	15.91
評価値差	0.849	36.90	1.537	37.02
α: 定数項	0.271	9.61	0.393	8.65
α: 労働時間価値	-0.602	78.42	0.080	59.40
α: 車保有ダミー	0.453	11.16	0.380	14.34
α: 評価値差	0.304	4.97	0.007	0.34
サンプル数	364		277	
マストラ利用率	0.346		0.361	
“(推定)”	0.327		0.329	
ρ <sup>2</sup> 値	0.481		0.483	
的中率(全体)	86.0%		85.9%	

表-5.6 時間依存性を考慮しないモデルの推定結果

説明変数	昭和55-56年		昭和56-平成元年	
	係数値	t値	係数値	t値
定数項	0.934	2.88	-3.12	3.88
労働時間価値	0.021	3.82	0.024	2.65
車保有ダミー	1.01	2.66	2.64	2.66
評価値差	1.24	10.29	1.20	7.62
サンプル数	364		277	
マストラ利用率	0.346		0.361	
“(推定)”	0.316		0.307	
ρ <sup>2</sup> 値	0.480		0.456	
的中率(全体)	82.4%		83.8%	

モデル”を、前節で提案したModel-3に適用する。効用関数は以下ようになる。

$$V_{si} = \sum_k \exp(\alpha_k t) \cdot \beta_k \cdot SE_{ki} + \exp(\alpha_e t) \cdot \beta_e \cdot E_{si} + \beta_0 \dots \dots \dots (5.6)$$

$$E_{si} = \sum_l \beta_l X_{li} + \beta \dots \dots \dots (5.7)$$

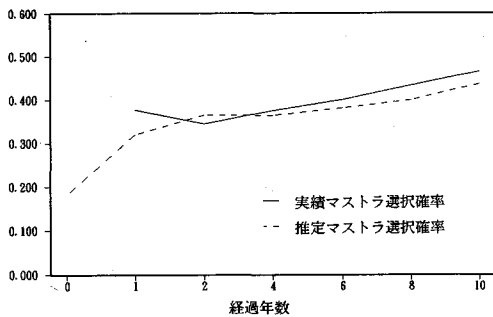
- V<sub>si</sub>: 手段sに対する個人iの効用の確定項
- SE<sub>ki</sub>: 個人iの社会経済特性ベクトルのk番目の要素
- E<sub>si</sub>: 手段sのサービス水準に対する個人iの主観的評価値(サービス水準変化前の利用交通手段別に推定)
- X<sub>li</sub>: 利用交通手段lのサービス水準及び個人iの社会経済特性ベクトル
- t: サービス水準変化後、調査時点までの経過時間(年数)

α<sub>k</sub>, α<sub>e</sub>, β<sub>k</sub>, β<sub>e</sub>, β<sub>0</sub>, β<sub>l</sub>, β: パラメータ

このモデルによって、昭和55-56年のデータをプールしたもの、また昭和56-平成元年のデータをプールしたものについてのパラメータ推定結果を表-5.5に示す。これらの結果を見ると、時間依存性を考慮しない推定結果を示した表-5.6に比して尤度比、的中率ともに高い水準となっており、十分な現象再現性を有していると考えられる。

ここで主観的評価に対するパラメータ(α<sub>e</sub>)の挙動をみる。昭和55-56年の推定結果をみると、その値が正値をとっている。このことは、主観的評価値の交通手段選択に影響する度合いが、鉄道開通から2年までの期間において増大するというを示している。また、昭和56-平成元年ではこれが正の値をとってはいるが絶対値は小さく、開通から2年日以降その影響力が小さくなっていることがわかる。また、表-5.5の昭和55-56年に対するモデルの定数項や車保有のαの符号が表-5.3の





図—5.1 推定マストラ選択確率の推移

Model-3のそれと逆転しているが、これはモデルを構成する変数の相違、特に評価値を導入したことによって生じたものと考えられる。

#### (6) 推定結果に関する考察

表—5.3, 表—5.4の推定結果によっても、利用者の交通手段選好特性の経年的傾向としての、経済性の重視から時間短縮性の重視という動きがあることが確認された。また、客観的要因としてのサービス水準差と対応する個人の効用差は、時間の経過と共に減衰し、その変動は減少して行くことが確認された。

また、表—5.5の推定結果からは次のことが推測される。個人の交通手段に対する主観的評価は、新しく生じた交通環境の下でサービス水準差を知覚することによって形成され、交通手段選択行動に直接及ぼす影響は時間の経過とともに増大する。その後利用交通手段がほぼ確定することにより影響力は定常化し、交通手段選択行動に対してある水準をもって影響する。交通サービスに対する主観的評価値が確定する過程においてサービス水準差の影響力は個人の意識の上で減衰し、ある水準で定常化する。

このことは、実際の交通手段の利用実態と、個々の利用者の主観的評価とのサービス変化の初期における乖離の存在とその解消過程を表していると思われる。

#### (7) 実態データを用いたシミュレーション

ここでは、(5)で推定されたモデルを3時点の実態データに適用し、これらのサンプルが時間の経過と共になどどのような交通手段選択結果を示すか、ということシミュレーションする。その結果を時間の経過に伴うマストラ選択確率の推移という形で、実績値とあわせて図—5.1に示した。

開通から2年後までは、昭和55-56年データで推定されたパラメータを、それ以降は昭和56-平成元年のデータで推定されたパラメータを用いて、同じサンプル(昭和56年データ)に対して開通からの時間の経過のみを変化させて(ここでは効用関数中の $t$ )、得られたマストラ選択確率をプロットした。この結果、開通後約2年間はマストラ選択確率が大きく増加するが、その後は漸増を続けるという結果となった。表—5.5に示した時間

依存性と主観的評価値を考慮したモデルの $\rho^2$ 値及び的中率はここで求めた他のいずれのモデルのそれよりも大きいので、他のモデルを用いて同様のシミュレーションを行っても実績値への適合度はこのモデルを越えることはできないと思われる。以上の分析結果を総合すると、式(5.6), (5.7)を用いた表—5.5のモデルが評価値を用いないモデル表—5.3, 表—5.4や評価値を用いる時間依存性を考慮しないモデル表—5.6より優れており、ここで提案したモデルの有用性が実証されたといえよう。

(6)における考察に照らして、実績値との乖離について考察する。開通後1年から2年における乖離は、サービス水準の知覚段階にある利用者の、ある意味で非定常的な利用によるものと考えられる。すなわち、サービス水準を利用者が知覚するにあたって利用者はその評価の形成以前にその交通機関を利用する。この段階においては一時的なサービス水準の向上にその利用が決定され、必ずしも主観的評価と結び付いているとは限らないということである。その後、利用者が個々の主観的評価に基づいた交通行動の決定を行うことによって、評価と行動の乖離は徐々に減少すると考えられる。

但し、ここに挙げた実績値は時点断面毎に独立なサンプル(クロスセクショナルなサンプル)によって観測されたものであるのに対し、シミュレーションは同一のサンプルを用いている。このことによる個人の選択行動のばらつきといったことも影響しているものと考えられる。

## 6. 結 論

### (1) 本研究の成果

本研究において明らかになったことを以下に示す。

- ①本研究において対象とした名古屋地下鉄3号線・名鉄豊田線沿線地域では、開通後の時間の経過とともに通勤・通学者の交通手段に対する評価構造に変化が生じている。その変化の方向性としては、経済性・快適性の重視から時間短縮性の重視ということであることが通常の非集計モデルならびに本研究で提案した評価構造の経年的変化を考慮したモデルによって確認された。
- ②利用者の交通手段選択行動は、サービス水準の変化からの時間の経過と共に、サービス水準差そのものの交通手段選択行動に及ぼす影響が減衰し、個人がそのサービス水準差を知覚することによって形成される主観的評価の影響が増大してゆくことが確認された。そしてさらに評価が固定し、その交通手段選択に及ぼす影響も定常化に向かうことが確かめられた。このことは、“評価と行動の乖離が時間経過と共にその一致へ近づく”という、利用者の交通手段選択行動における動的な特性を反映しているのではないか、という考えを提示した。

③非集計交通手段選択モデルにおける外的環境によるマクロ的な時間価値変動要因の導入として、労働時間価値変数の導入を提案した。

(2) 今後の課題

今後の課題としては以下のようなことが挙げられる。

①本研究における分析にあたっては、その対象を鉄道開通以前からの住民に限った。しかしながら実際の調査結果においては、鉄道開通後、その利用を見込んで転入してきた住民の動向が観測されており、これらの住民の交通手段に対する評価構造は、本研究で提示したものと若干異なっていることが予想される。このことは鉄道開通後の交通機関利用実態を把握し、将来を予測するためには重要なファクターであると考えられる。本研究の成果とあわせてこれらの住民の動向分析を行うことによって、鉄道新設に伴う交通需要の動向の解明、交通需要予測への貢献が初めてなされるものと考えられる。

②本研究によって、非集計モデルにおける外生変数のパラメータ値の時間的な変動の幅や、個人の主観的評価値に対するパラメータが、サービス水準変化後の時間の経過によって異なってくることを確認された。しかしながら、このことは今回3時点間のデータから得られたものに過ぎず、今後より多くの時点に関して分析を行い、時間の経過によるパラメータの変動の様子をより精密に把握することが必要であろう。

③交通手段選択行動には、景気変動やその時代固有の価値意識といったものが大きくかかわっていることが考えられる。今回は労働時間価値変数を用いることによりこのことをいささか考慮したつもりであるが、モデルの精度の改善にはあまり結び付かなかった。今後こういった観点から、社会・経済環境の変化を十分に反映させるようなモデルの開発が望まれる。またこういった要因は、近年その交通需要の拡大が重要視されている買物・レジャーといった、比較的その定常性の低い交通活動を分析する上できわめて重要であると考えられる。非日常的な交通活動に関する分析が今後ますます重要になってくることとあわせて、交通活動分析におけるマクロ的要因の考慮が重要となってくると考える。

参 考 文 献

- 1) 天野光三・前田泰敬・三輪利英：鉄道工学，丸善，1984.
- 2) 西亀達夫・神谷牧夫：新鉄道工学，森北出版，1980.
- 3) Kitamura, R. : Panel Analysis in Transportation Planning, International Conference on Dynamic Travel Behavior Analysis (Preprints), pp.2-21, 1989.
- 4) Clark, M., M. Dix and P. Goodwin : Some Issues of Dynamics in Forecasting Travel Behavior, A Discussion Paper. Transportation 11, pp.153-172, 1982.
- 5) Heckman, J.J. : Statistical models for discrete panel data. In Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications, MIT Press, Cambridge 1981a.
- 6) 廣島康裕：交通施設に対する地域住民の評価と交通行動の分析方法に関する研究，名古屋大学学位論文，1986.
- 7) 黒川 洸：非集計モデルの意義と現状，土木計画学講習会テキスト15，pp1-7，1984.
- 8) Tardiff, T.J. : Definition of Alternatives and Representation of Dynamic Behaviour in Spatial Choice Models. Transportation Research Record, 723, pp.25-30, 1980.
- 9) 河上省吾・廣島康裕：利用者の主観的評価を考慮した非集計交通手段転換モデル，土木学会論文集 No. 353/IV-2, pp. 83-92, 1985.
- 10) 河上省吾・廣島康裕・溝上章志：意識データに基づく非集計交通手段転換モデルの構築の試み，土木計画学研究・論文集，No. 1, pp. 11-18, 1984.
- 11) Daganzo, C.F. and Y. Sheffi : Multinomial Probit with Time-series Data-Unifying State Dependence and Serial Correlation Models, Environment Planning. Vol.14, pp.1377-1388, 1982.
- 12) Johnson, L.W. and D.A. Hensher : Application of Multinomial Probit to a Two-period Panel Data Set. Transportation Res, Vol.16, pp.457-464, 1982.
- 13) Goodwin, P.B. : Habit and Hysteresis in Mode Choice, Urban Studies, Vol.14, pp.95-98, 1977.
- 14) 愛知県企画部交通対策室：鉄道新線の開通に伴う沿線地域の交通の動向に関する調査報告書，1981.
- 15) 河上省吾・春日井敦教・三島康生：鉄道開通が沿線地域の交通動向に及ぼす影響，第45回土木学会年次学術講演会第4部，pp. 432-433, 1990.
- 16) 労働省編：労働白書平成2年版，日本労働研究機構，1991.
- 17) 同 昭和57年版，1982.
- 18) 藤田泰弘：動的な交通手段選択行動の非集計モデルに関する研究，名古屋大学修士論文，昭和63年3月。

(1992. 10. 26 受付)

AN ANALYSIS OF THE DYNAMIC PROPERTY ON MODAL CHOICE OF COMMUTERS

Shogo KAWAKAMI and Yasuo MISHIMA

Since the 70's many researchers of transport field have often discussed the problem that the ordinary models of individual choice behavior have lacked for the elements of dynamics. This paper especially engages in time-dependent property of modal choice. Firstly we review the previous studies and classify the dynamic processes systematically. Secondly, we analyze the actual data of travel behaviour of residents in suburban area along the Toyota-shinsen in Nagoya Metropolitan area, Tenpaku-ku, Nissin-cho, Togocho and Toyota-city from the view point of temporal changes on modal choice. Thirdly, we try to develop the dynamic model for modal choice containing time-dependent property of modal choice using three periodical data set of this area and test its goodness of fitness.