通勤者における消費時間弁別閾の確率的評価

STOCHASTIC EVALUATION OF COMMUTER'S DISCRIMINATION THRESHOLD FOR TIME CONSUMPTION

家田 仁*・後藤 貞二**・松本 嘉司***・島崎 敏一****

By Hitoshi IEDA, Teiji GOTO, Yoshiji MATSUMOTO and Toshikazu SHIMAZAKI

Time consumption is known to make great influence on passenger's transportation choice behaviour. But it is assumed that travelers recognize time consumption continually in contemporary used many behavioural models. Actually the difference of time consumption smaller than some critical value should not be recognized as virtual difference in comparing characteristics of plural transportation devices or evaluation of some project about reduction of time consumption. In this study, discrimination threshold of time consumption (DTT) is proposed for traveler's recognition of time consumption, and commuter's access behaviour to railway station is expressed mathematically as their decision making behaviour of scheduled arrival time to estimate their stochastic distribution of DTT.

Keywords: discrimination threshold, time consumption

1. ま え が き

交通手段などの選択行動には、時間・費用などの各種の因子が影響を及ぼしているが、中でも時間的要素は最も重要なものの1つである。実際、中長距離輸送で航空機、自動車とのし烈な競争を繰り広げている鉄道旅客輸送においても、最近の列車ダイヤの改正では、拠点都市間の所要時間短縮による輸送シェアの確保・増大を目的として、特急旅客列車を中心とする列車速度向上施策が積極的に推進されている。しかしながら、こうした列車速度向上施策は、新幹線などの新線開業、塩嶺トンネルのような短絡ルートなどを除き、現存する軌道および車両などに改良投資を施すことによるものが多く、少なからぬ投資が必要とされる割には、短縮時間は数分から十数分程度のものが多くを占めている。このような施策が旅客誘引効果や宣伝効果など有効な営業効果をもたらすためには、短縮された時間差が少なくとも利用者に意

味のある時間差として認識され、新たな交通行動の判断を行わしむるものであることが必要である。こうした意味で利用者の時間差に対する認識の限度を知ることは実務上重要な課題である。また、都市圏の鉄道輸送においても列車の運行間隔を短縮しサービスを向上することにより旅客の確保を図る、いわゆるフリークエントサービスが進められているが利用者の心理的特性からみてどの程度の列車運行間隔が“フリークエント”とみなされるのかを探究した研究は見当たらない。

本研究は、このような問題意識のもとに消費時間がどの程度の差をもったときにそれが利用者にとって有効な差であると認識されるのかを把握するため、計量心理学という弁別閾 (Discrimination Threshold) の概念を導入し、利用者集団における消費時間の弁別閾の分布、すなわち利用者の時間差認知の最小単位の集団内分布を鉄道駅における通勤者のアクセス行動を対象とする実測調査に基づいて推定することを試みたものである。

2. 従来の研究と本研究の特長

計量心理学という弁別閾とは識別可能な2つの刺激の大きさの差の最小値で、ちょうど可知差異 (jnd: just noticeable difference) ともよばれる。種々の刺激に対する弁別閾は、研究対象となる母集団からランダムに選

* 正会員 工博 東京大学助教授 工学部土木工学科
(〒113 文京区本郷 7-3-1)

** 正会員 工修 和歌山県土木部
(〒640 和歌山市小松原通 1-1)

*** 正会員 工博 東京大学教授 工学部土木工学科
(〒113 文京区本郷 7-3-1)

**** 正会員 工博 東京大学助教授 工学部土木工学科
(同上)

ばれた被験者に対して実験の環境を統制したうえで、極限法、平均偏差法（調整法）、反応時間法（潜時法）、恒常刺激法などの方法により測定されるのが普通であるが¹⁾、こうした弁別閾には個体差、場合差のような変動も当然あるため、被験者が2つの刺激の大きさの差を確認できる確率が50%であるときの刺激差を求め、これを弁別閾とされることが多い²⁾。従来、研究対象とされた感覚様相としては視覚、聴覚、味覚、臭覚、触覚、重量感覚などのいわゆる「五感」にかかわるものが中心で、重要な物理的次元の1つである時間については十分な成果が得られているとはいいがたい状況にある。これは、時間が他の感覚様相と異なり、人間がそれに対する特定の受容器をもたないことなどがその理由に挙げられている²⁾。人間の時間認識の方法としては2つが挙げられている。1つは発現時点の異なる2つの事象に挟まれた時間間隔（空虚時程）をこの2つの事象の認知を通じて認識するとするもので、もう1つはある刺激が継続して与えられている時間（充実時程）をその刺激の連続的な認知から認識するとするものである³⁾。このように、時間を知覚の対象として取り扱うには他の感覚様相にはない特殊性を伴っている。

交通計画において時間不効用の判断限界を求めた研究の一例として、谷・宮武の研究⁴⁾があるが、これは通勤手段の選択モデルの定式化にあたって2経路の不効用差の評価値が小さい値の場合、利用者は確定的な選択ができなくなると考え、比較判断の閾値（判断限界）をモデルに組み込みこの値を他の因子（着席乗車時間、立席乗車時間、乗り換え回数、運転間隔、歩行時間、等）の重みとともに推定したものである。これによると東京の通勤者では着席乗車時間1分間の与える不効用を1としたとき運転間隔1分間の不効用は1.028であり、不効用の判断限界は2.410と推定されている。したがって、判断限界は運転間隔いわば待ち時間に対して2分程度（ $2.410 \div 1.028 = 2.344$ ）となっている。ただし、この研究は一对比較形式の仮想的状況を呈示して回答を求める、いわゆる意識調査によるものであり、また判断の閾値を集団の中で確定的な1つの数値として推定しており、その個人差によるばらつきは考慮されていない。

前述のように計量心理学における精神物理学の測定法では、実験室内で被験者に刺激を与え、その反応を観察するまたは自覚的反応を聴取することにより把握するのが普通であるが、このような実験室内での実験でも教示による反応統制のあり方、被験者の観察反応といったような問題もあるし⁵⁾、また時間感覚が前述のように他の感覚様相とは異なる特殊な性質をもつものであることや、また本研究で対象とする時間が交通環境における人間行動を捉えるうえでの特有の意味をもった“時間”で

あることから、ここでは利用者の実際の交通行動を通して利用者の時間認識の特性を把握することとした。なお、利用者の行動を利用者それぞれからの聴取により調査する方法は、非集計行動モデルを用いた分析などで行われているが、こうした方法による場合、利用者の記憶に依存することから聴取結果があいまいであるとか時間については5分や10分単位の回答が多いというような問題点⁶⁾もあり、本研究で扱う時間弁別閾のような微妙な時間概念を対象とする場合には必ずしも適切とは考え難い。そこで本研究では被験者に実験を意識させない方法、いいかえれば被験者の実際の行動を外的に観測する方法によってデータ収集を行った。この方法による場合、データの収集項目数や収集量に限界はあるが、客観的なデータを得るという点では意義をもつものといえる。

3. 消費時間弁別閾を考慮した通勤者の鉄道駅へのアクセス行動の定式化

利用者の時間弁別閾の問題を捉えるには、単純に考えるならば所要時間の異なる複数の交通手段または交通経路、列車、便などの間での選択問題を扱えばよいこととなるが、このとき実験計画上、交通手段の起終点、運賃、座席獲得可能性などのサービス特性など時間的要素を除く他の条件が同一となっている必要があるため、調査対象例の抽出が實際上難しい。そこで本研究では、通勤者の駅へのアクセス行動を、列車発車時刻に対する利用者の駅への到着予定時刻決定問題としてとらえ、対象とすることとした。この場合、いつ駅へ到着したらよいかという到着時刻の予定の仕方によって、所要時間は変化するのに対してその他の条件（たとえば、運賃など）は一定と考えることができる。

いま、駅までの距離が l の通勤者のアクセス行動を考える。この利用者の駅への到着予定時刻を T_{Asc} とし、利用者はアクセス所要時間を t_{nsc} と想定して、自宅の出発時刻 T_s を決定しており、また実際のアクセス所要時間 t_n により駅への到着時刻 T_A が定まるものとする、

$$T_s = T_{Asc} - t_{nsc} \dots \dots \dots (1)$$

$$T_A = T_s + t_n \dots \dots \dots (2)$$

となる。ここで、所要時間 t_n は、種々の要因により確率的に変動するため、その確率密度関数（以後、PDFと記す）をアクセス距離 l の条件付で、 $\phi_m(t_n|l)$ とすると、所要時間の期待値 t_{nE} は、

$$t_{nE} = \int_0^{\infty} t_n \cdot \phi_m(t_n|l) dt_n \dots \dots \dots (3)$$

により、アクセス距離 l の関数として得られるが、想定された所要時間 t_{nsc} がこの期待値 t_{nE} により定められるものとする、式(1)、(2)より

図一 期待待ち時間と消費時間弁別閾分布

$T_A = T_{ASC} - t_{NE} + t_n \dots\dots\dots (4)$
となるから、到着予定時刻 T_{ASC} 、アクセス距離 l の条件付で、到着時刻 T_A の PDF は、

$\phi_{TA}(T_A | T_{ASC}, l) = \phi_{TN}(T_A - T_{ASC} + t_{NE} | l) \dots\dots\dots (5)$
と表わすことができる。

さてここで、ある利用者が第 n 列車の発車時刻と第 $n-1$ 列車の発車時刻の間の T_{ASC} に到着予定時刻を定めたときの待ち時間の期待値 t_{WE} は、所要時間の変動により第 n 列車前後の列車に乗車する場合も考慮すると、 T_{DP}^i を第 i 列車の発車時刻、 N を $\phi_{TA}(T_{DP}^{n+N} | T_{ASC}, l) \equiv 0$ となる有限の非負の整数とすると、

$$t_{WE} = \sum_{i=n-N}^{n+N} \int_{T_{DP}^{i-1}}^{T_{DP}^i} (T_{DP}^i - T_A) \cdot \phi_{TA}(T_A | T_{ASC}, l) dT_A \dots\dots\dots (6)$$

と算出される。列車間隔 t_i が一定である場合には、いずれの列車間を T_{ASC} の変域としたときにも t_{WE} は、同一の関数となることから、以後複数の列車間隔のうちの任意の1列車間隔を考えることとする^{注1)}。図一は、この待ち時間の期待値 t_{WE} を到着予定時刻 T_{ASC} に対して図示したもので、A点では、 t_{WE} が最大、B点では最小となっている。この2点での期待待ち時間の差を期待待ち時間差 Δt_{WE} とおく。ここで、利用者の駅へのアクセス行動を駅への到着予定時刻の決定行動としてとらえると、図一において利用者は、駅での待ち時間を不必要に長くとする理由はないから、到着予定時刻としては、期待待ち時間 t_{WE} が最小となる時刻 T_{ASC}^{opt} を選択するものと考えられる。

しかしながら、利用者によっては、この時間差を意味のある差異と認識しないこともあると考えられる。特に列車運行間隔が短い場合やアクセス距離が長い場合には、期待待ち時間差 Δt_{WE} が相対的に小さくなることか

ら、その傾向は強まるものと考えられる。そこで、本研究では、こうした時間差に対する利用者の認知限界として、弁別閾の概念を導入することとする。ここで、利用者の消費時間の弁別閾を Δt_D とし、これが個体差等により、PDF $\phi_D(\Delta t_D)$ に従って、確率的に変動しているものとする。このPDFをここでは、時間弁別閾分布とよぶ。仮に、弁別閾 Δt_D が図一の右側に示すように分布しているものとする、 Δt_D が Δt_{WE} よりも大きい利用者は到着予定時刻を T_{ASC}^{opt} に定めることにより得られる時間差 Δt_{WE} を認めないこととなる。この集団をここでは、非弁別集団とよぶこととする。この集団の比率を $1 - p_D$ と表わすと、これは図一中の斜線部分に該当する。 p_D は、 $\Phi_D(\Delta t_D)$ を時間弁別閾の累積分布関数として、次により求めることができる。

$$p_D = \int_0^{\Delta t_{WE}} \phi_D(\Delta t_D) d\Delta t_D = \Phi_D(\Delta t_{WE}) \dots\dots\dots (7)$$

この非弁別集団の場合には、期待待ち時間の最小値を与える到着予定時刻 T_{ASC}^{opt} は積極的な意味を失い、利用者は、列車運行間隔の中でランダムに予定時刻を選定するものと考えられるが、ここでは多数のサンプルを扱うことにより、非弁別集団における到着予定時刻の分布が列車運行間隔の中で一様に分布するものとする。したがって、この集団の到着時刻の分布 $\phi_{TA}^{opt}(T_A | l)$ は、

$$\phi_{TA}^{opt}(T_A | l) = 1/t_i \dots\dots\dots (8)$$

と表わされる。これを非弁別型到着時刻分布とよぶこととする。

次に時間弁別閾が Δt_{WE} よりも小さいたとえば Δt_D^b の利用者の場合について考えると、期待待ち時間の最小値に対する差が Δt_D^b 未満となる時刻の領域（図一中、CDの間）で到着予定時刻を決定すると考えられる。このような利用者の集団を弁別集団とよぶこととする。これを時間弁別閾が Δt_{WE} 未満の利用者についてまとめると、 T_{ASC}^{opt} をピークとする到着予定時刻の分布が得られるが、ここでは以後の時間弁別閾推定上、簡略化のため

注1) また、多数の利用者集団をとった場合、その目的地、到着予定時刻が千差万別であることから、ラッシュ時間帯の限られた時間範囲についてみれば複数の列車間隔それぞれの乗客の到着時刻の確率分布はほぼ同等となる。

到着予定時刻がそのモード T_{ASC}^{opt} に集中するものとみなして解析を進める^{注2)}。ここで、集中確率は、 p_D (弁別率) となる。すると弁別集団の場合の利用者の駅への到着時刻の分布 $\phi_{TA}^p(T_A|l)$ は、アクセス距離の条件付で式 (5) より、

$$\phi_{TA}^p(T_A|l) = \phi_m(T_A - T_{ASC}^{opt} + t_{NE}|l) \cdots \cdots (9)$$

となる。これを弁別型到着時刻分布とよぶ。

したがって利用者全体の到着時刻の分布 $\phi_{TA}^T(T_A|l)$ は、(8)、(9) の両者を弁別率 p_D を重みとして加算することにより以下のように求めることができる。

$$\phi_{TA}^T(T_A|l) = p_D \cdot \phi_{TA}^p(T_A|l) + (1 - p_D) \cdot \phi_{TA}^D(T_A|l) \cdots \cdots (10)$$

ここで、アクセス距離 l が PDF $\phi_l(l)$ により分布しているものとする、最終的な到着時刻の分布 $\phi_{TA}^T(T_A)$ は、

$$\phi_{TA}^T(T_A) = \int_0^\infty \phi_{TA}^T(T_A|l) \cdot \phi_l(l) dl \cdots \cdots (11)$$

により表わされることとなる。

また、所要時間の PDF $\phi_m(t_n|l)$ は、アクセス速度 v の PDF を $\phi_v(v)$ として、

$$\phi_m(t_n|l) = \phi_v(l/t_n) \cdot |dv/dt_n| = (l/t_n^2) \cdot \phi_v(l/t_n) \cdots \cdots (12)$$

により算出することができる。

以上より、任意の駅において列車運行間隔、アクセス距離の分布、アクセス速度の分布、利用者集団の時間弁別関の分布が得られておれば、これらによって利用者の駅への到着時刻分布を記述できることとなるが、逆に本研究では、利用者の駅への到着時刻の分布を観測することによって、利用者集団の時間弁別関の分布を推定することを試みる。なお、複数のアクセス手段を対象とする場合にも、手段別に上記の演算を行い、アクセス距離に応じた分担率を用いて重ね合わせるにより到着時刻分布を得ることができる。

4. 首都圏鉄道通勤駅における実測調査

(1) 調査対象駅の選定

本研究では鉄道利用通勤者の駅への到着時刻分布を把握するため、首都圏の18駅を選定し駅において乗客の到着時刻を実測するという方法で調査を行った。ここで調査対象駅の選定に際しては、特に次の点に留意した。

① 駅への到着予定時刻が通勤者が自由に設定できるようにアクセス手段は歩行あるいは自転車主たるもの(約90%以上)であること。したがって、他の鉄道路線からの乗り換えやバス路線の接続などがない駅であること。また駅への到着を妨げる長時間の踏切待ちなどが

表-1 調査対象駅一覧表

社名・線名	駅名	方向	運行間隔(分)	調査月日(昭和60年)
国鉄根岸線	山手	上り	5	10/29
国鉄武蔵野線	船橋法典	下り	12~13	10/22
国鉄五日市線	東秋留	上り	16~18	10/30
都営三田線	白山	上り	4~6	10/29
営団丸ノ内線	東高円寺	上り	4~6	10/22
営団千代田線	千駄木	下り	2~3	10/29
東急田園都市線	すずかけ台	上り	6~11	9/25, 10/2
東急池上線	洗足池	上り	3	9/25, 10/2
京王・京王線	武蔵野台	上り	12	9/25, 10/2
京王・京王線	平山城趾公園	上り	12	9/25, 10/2
京王・京王線	芦花公園	上り	4	9/25, 10/2
京王・京王線	布田	上り	7	9/25, 10/2
京王井の頭線	三鷹台	上り	4~5	9/25, 10/2
西武池袋線	高麗	上り	30	10/22
西武新宿線	都立家政	上り	7	10/22
西武新宿線	南大塚	上り	15	10/22
西武国分寺線	鷹の台	上り	7~9	10/22
西武多摩川線	多磨墓地前	上り	12	10/29

ないこと。

② 各列車の交通サービス条件をそろえるため次の点に注意した。まず第1に、列車運行上の問題として、通勤時間帯の列車によって所要時間の差(たとえば快速列車と緩行列車の種別分け)や行き先の違いがないこと。第2に、朝のラッシュ時における列車運行間隔が均一であること。第3に、到着時刻によって列車内の座席獲得可能性が変化するような状況の駅でないこと(一般には路線の終点の駅でないこと)。

③ 駅へ到着する利用者の通勤方向が特定できる駅であること。このため、相対式ホームの駅が望ましい。そうでない場合には着目する方向以外の乗客の割合がきわめて小さいこと。

以上の①~③の観点から、首都圏の多数の通勤駅を昭和55年度大都市交通センサスのデータ解析および実地踏査により検討し、表-1に掲げる18駅を調査対象に選定した。

(2) 調査の概要

各駅では、駅ホーム上で次の2つの事項について実測調査を実施した。

- ① 通勤者の駅ホームへの到着時刻測定
- ② 対象とする方向の列車の閉扉時刻測定

次に多数の列車の発車時刻の間で測定された到着時刻分布を発車時刻をそろえて重ね合わせた。図-2には、実測された利用者の到着時刻分布の例を示した。なお、2日間にわたって測定を行った7駅については到着時刻分布が測定日によって変化しないとみなせるかどうかを情報量規準AICを用いて検定したが、各駅とも調査両日の分布は同一であると判定され、駅への到着時刻分布が安定したものであることが明らかとなった。

注2) 後述の実測調査箇所うちの数か所についてこのような簡略化を行わずに厳密に取り扱って時間弁別関分布を推定したが、得られた弁別関分布のパラメーターは、簡略化して求めた場合と15%程度の差異しか認められなかった。

5. 解析方法および結果

(1) アクセス長分布の推定

本研究ではアクセス長 l の PDF: $\phi_l(l)$ の推定を APPENDIX に述べるような手順で行った. 得られた $\phi_l(l)$ の例を図-3 に示す.

(2) 所要時間分布の推定

駅へのアクセス手段としての歩行および自転車の速度は, いずれも対数正規分布に従うことが明らかにされており^{7),8)}, その PDF は,

$$\phi_v(v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma v} \cdot \exp(-(\ln v - \mu)^2 / 2\sigma^2) \cdots \cdots (13)$$

図-2 到着時刻分布

図-3 アクセス長分布の推定結果 (例)

ここに, v : アクセス速度 (m/s)

$\mu=0.328$ (歩行), 1.406 (自転車)

$\sigma=0.162$ (歩行), 0.192 (自転車)

と求められている. 本研究ではアクセス速度として上記の分布を用いることにする. これより, 式 (12) からアクセス長が 1 のときの所要時間の確率分布が求められる.

(3) 消費時間弁別閾分布の推定

a) 各ケース^(注3)の平均弁別率の推定

まず, 時間弁別閾分布の形状を把握するため, 以下の予備的解析を行った.

式 (10), 式 (11) より利用者全体の到着時刻分布は, 以下のように導かれる.

$$\begin{aligned} \psi_{TA}^{TA}(T_A) = & \int_0^\infty |p_D \cdot \psi_{TA}^D(T_A | l)| \\ & + (1 - p_D) \cdot \psi_{TA}^{ID}(T_A | l) \cdot \phi_l(l) dl \cdots \cdots (14) \end{aligned}$$

ここで, p_D は式 (7) により求められるが, 期待待ち時間差 Δt_{WE} はアクセス長 l によって変化するので, まず Δt_{WE} を次の式によるアクセス長 l についての Δt_{WE} の平均値 $\overline{\Delta t_{WE}}$ (平均期待待ち時間差) により代表させる.

$$\overline{\Delta t_{WE}} = \int_0^\infty \Delta t_{WE} \cdot \phi_l(l) dl \cdots \cdots (15)$$

さらに, $\overline{\Delta t_{WE}}$ に対応する弁別率 (平均弁別率) を $\overline{p_D}$ とすると,

$$\overline{p_D} = \int_0^{\overline{\Delta t_{WE}}} \phi_D(\Delta t_D) d\Delta t_D = \Phi_D(\overline{\Delta t_{WE}}) \cdots \cdots (16)$$

と表わすことができるが, 式 (14) を $\overline{p_D}$ を用いて次のように近似する.

$$\begin{aligned} \psi_{TA}^{TA}(T_A) \doteq & \overline{p_D} \cdot \int_0^\infty \psi_{TA}^D(T_A | l) \cdot \phi_l(l) dl \\ & + (1 - \overline{p_D}) \cdot \int_0^\infty \psi_{TA}^{ID}(T_A | l) \cdot \phi_l(l) dl \cdots \cdots (17) \end{aligned}$$

ここで, 各ケースについて式 (17) から推定される利用者の到着時刻分布 $\psi_{TA}^{TA}(T_A)$ が, 実測された到着時刻分

注3) 同一の駅であっても時間帯によって列車運行間隔が異なる場合には別のケースとした.

布 $\phi_{\Delta}^*(T_d)$ に最も近似するように平均弁別率 $\bar{p}_d$ をそれぞれ求める。具体的には列車運行間隔の中で時刻を複数の代表座標点 (30 秒～60 秒間隔) に区分し、離散化された到着時刻分布の実測値と推定値の残差平方和を最小とすようにすれば各ケースそれぞれについて平均弁別率 $\bar{p}_d$ を推定することができる。さらに推定された平均弁別率 $\bar{p}_d$ を用いて式 (17) より到着時刻分布を再現すると図—2 中の破線のようになる。表—2 には、こうして各駅について求められた平均期待待ち時間差と平均弁別率、実測分布と再現分布の適合性を情報量基準 AIC により判定した結果を示す。表中、AIC (0) は再現分布と実測分布が適合するとみなしたときの AIC 値、AIC (1) は適合しないとみなしたときの AIC 値である。これによれば一部に問題がないわけではないがほとんどのケースについて、AIC (0) の方が小さく適合するとみなしてよいことがわかる^{注4)}。また図—2 をみると閉扉時刻の直前・直後において実測到着分布と再現到着分布の適合度がよくないのは、演算の仮定上はアクセス速度の分布はいつの時点でも同一であるとしているのに対して、実測では閉扉直前に駆け込み乗車する乗客が多くみられるためである。以上より判断して各ケースとも推定された到着時刻分布は実測分布とおおむね合致し、推定された平均弁別率が妥当であることが明らかとなった。

b) 時間弁別閾分布形状の推定

表—2 各ケースの平均期待待ち時間差・平均弁別率

駅 名	運 行 間 隔 (分)	平均期待 待ち時間 差 (秒)	平均 弁別率	乗客数 (人)	情報量基準	
					AIC(0)	AIC(1)
千駄木	2.5	21.5	0.273	758	4206.6 <	4208.2
千駄木	3	34.6	0.154	643	3569.4 <	3572.0
洗足池	3	23.8	0.481	889	4909.8 <	4912.0
芦花公園	4	66.4	0.215	1995	14234.7 <	14235.9
白山	4	41.7	0.218	874	6262.8 <	6268.7
東高円寺	4	48.0	0.150	1664	11901.6 <	11903.2
三鷹台	4.5	63.9	0.589	4712	25287.8 <	25286.3
山手	5	69.9	0.160	1358	8732.2 <	8735.0
白山	5	75.9	0.441	285	1822.7 <	1824.2
すすヶ台	6	92.5	0.894	318	2176.1 <	2184.4
白山	6	117.0	0.330	219	1562.7 <	1571.4
東高円寺	6	127.2	0.434	606	4234.8 <	4236.7
布田	7	183.7	0.703	319	2252.7 <	2254.5
すすヶ台	7	133.2	0.822	582	4171.5 <	4177.5
都立家政	7	177.0	0.440	627	4680.3 <	4681.7
鷹の台	7.5	166.2	0.870	491	3430.6 <	3434.8
鷹の台	9	238.9	0.910	475	3568.4 <	3570.5
すすヶ台	10.5	299.5	0.959	725	5333.8 <	5337.6
武蔵野台	12	415.1	0.809	1512	11768.1 >	11767.6
平山城嵐公園	12	354.7	0.930	538	3891.2 <	3892.6
多磨墓地前	12	444.4	0.781	1633	13313.9 <	13237.2
船橋法典	12.5	424.6	0.691	1063	9205.6 <	9202.2
南大塚	15	563.8	0.762	647	5738.1 <	5753.9
東秋留	16	601.5	0.855	515	4605.3 <	4609.8
東秋留	18	712.2	0.797	208	1992.2 <	2021.5
高麗	30	1292.1	0.955	845	7558.9 <	7564.3

注 4) AIC 値の差が 1～2 程度以上ならば、有意の差とされている¹²⁾。

次に各ケースについて推定された平均期待待ち時間差と平均弁別率から弁別閾分布 $\phi_d(\Delta t_d)$ の形状を推定することとする。式 (7) より平均弁別率は、平均期待待ち時間差に対応した弁別閾分布の下側確率であることから、両者を対数正規確率紙に図示した結果、図—4 に示すようにばらつきは少なくないが相関係数も 0.75 と比較的高く、弁別閾分布がおおむね対数正規分布に従うと考えるのが妥当であることが明らかとなった。このことは、計量心理学における Fechner の法則をはじめとして、刺激の感覚量は物理量の対数に比例していることが多いことや⁹⁾、時間弁別閾の定義域との斉合性を考えても妥当なことといえる。

c) 時間弁別閾分布のパラメーター推定

以上の検討結果から各駅各ケースについて、時間弁別閾が次に示す同一の対数正規分布、

$$\phi_d(\Delta t_d) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_{\Delta t_d} \Delta t_d} \cdot \exp(-(\ln \Delta t_d - \mu_{\Delta t_d})^2 / 2 \sigma_{\Delta t_d}^2) \quad (18)$$

に従うものとして、そのパラメーター $\mu_{\Delta t_d}$, $\sigma_{\Delta t_d}$ を推定することとする。ここで、各解析対象ケースを添字 j 、各ケースの測定対象乗客数を $n(j)$, ($j=1, \dots, m$) とする。

図—4 消費時間弁別閾の分布形状の推定

式(7)～(11)により弁別関数分布を仮定して得られる第 j ケースの到着時刻分布を $\phi_{jk}^{TL}(T_A)$, 実測分布を $\phi_{jk}^*(T_A)$ とする。すると全体での残差平方和 $S(\mu_{tb}, \sigma_{tb})$ は,

$$S(\mu_{tb}, \sigma_{tb}) = \sum_{j=1}^n n(j) \cdot \int (\phi_{jk}^{TL}(T_A) - \phi_{jk}^*(T_A))^2 dT_A \quad \dots\dots\dots (19)$$

となるがこれを最小とするように弁別関数分布のパラメーター μ_{tb} , σ_{tb} を決定してやればよい。この場合両者は、数値計算により求めねばならないが、本研究では両パラメーターの初期値を図—4の結果より設定し、 $S(\mu_{tb}, \sigma_{tb})$ を逐次改善することにより求めた。このように厳密に推定した場合と a), b) により簡略化して推定した場合とでは結果的にみると、パラメーターには、10 % 程度の差異がみられたのみであった。また、そのときの乗客到着分布の適合度を情報量規準 AIC により検定したところ、25 ケース中 22 ケースで再現分布が実測分布に適合するという結果が得られた。この結果、パラメーターは Δt_b の単位を秒にとったとき、

$$\mu_{tb} = 4.33$$

$$\sigma_{tb} = 1.71$$

となる。このとき消費時間弁別関数 Δt_b の平均値は 5 分 24 秒で、主な弁別率に対応する時間差を挙げると 11 分 14 秒で弁別率 90 %、4 分で 75 %、1 分 16 秒で 50 % となっており、文献 4) の意識調査で得られている閾値 2.3 分は、本研究の結果からすると弁別率約 61 % に相当し、大局的にみれば同程度の値となっている。

6. 考 察

本研究で提案した消費時間に対する利用者の弁別関数およびその分布という概念を用いて、利用者が消費時間を最小化するように行動するという基本的前提のもとに利用者の到着予定時刻決定メカニズムをモデル化することにより駅への到着行動を統一的に説明することができた。この結果推定された時間弁別関数分布は、おおむね対数正規分布に従うことが明らかとなった。各ケースにおける弁別率の推定結果をみると、この分布のパラメーターはある程度の幅をもつものとは考えられるが、各弁別率に相当する時間差から考えるとおおむねうなずける結果となった。ただし、表—1にみられるとおり、今回調査の対象とした各駅では、弁別率は 20 % 以上となっているものがほとんどを占め、データがやや高い弁別率に偏った傾向をみせているため弁別率の低い領域については信頼性が低くなっている。

前述のとおり、近年全国各地で鉄道輸送の速度向上が精力的に推進され、旅客の獲得が図られているわけであるが、その具体的状況をみると、たとえば昭和 60 年 3 月および 61 年 3 月の国鉄時刻改正時には、種々の改良

投資により

- ① 信越本線（上野—長野）3 時間 08 分 →
2 時間 54 分 14 分短縮（60 年 3 月）
- ② 中央東線（八王子—松本）2 時間 59 分 →
2 時間 51 分 8 分短縮（61 年 3 月）
- ③ 函館本線（函館—長万部）1 時間 27 分 →
1 時間 25 分 2 分短縮（61 年 3 月）

等の線区で速度向上施策が実施されている。このような中長距離旅客に本研究で対象としたような通勤輸送の結果を適用するのは必ずしも妥当ではないが、上記ケースについて、短縮された時間差を実効的な差として認知する利用者の比率（すなわち弁別率）を試算すると、それぞれ①92 %、②86 %、③61 % となり、①や②のケースではかなりの比率の利用者が時間差として認知し、施策が旅客に対してインパクトを与え（競争状態にある場合の分担率がどの程度変化するかは別の話ではあるが）分担率が変化し得る可能性を示唆している。しかしながら③のケースでは利用者の認知率は低く、短縮されたことすら十分に認識されない状況で、実効的なインパクトとなったかどうか疑問が残る。以上のように時間短縮を図ることにより他の交通機関との競争関係を改善しようとする場合には、分担率変化の予測と併せて、その施策が利用者に対して行動様式を変化させ得るだけの実効的なインパクトとなるかどうかを検討することが是非とも必要と考える。

また、現在地方中核都市を中心として列車ダイヤのフリークエント化が進められているが、その当面の用途は列車運行間隔 10 分程度とされている。この値は本研究の成果から判断すると弁別率 89 % に相当しおおむね妥当な目標であると考えられる。時間差の弁別は本研究で定式化したように絶対的な時間差を問題とするのではなく、発地から着地までの総消費時間や当該リンクの消費時間に対する時間差の相対的な大小が寄与するという可能性も十分考えられるため、ここでは調査対象とした各解析対象ケースにおける利用者の通勤に要する総消費時間と当該リンク消費時間（つまり、当該路線上の降車駅までの消費時間）を昭和 55 年大都市交通センサスのデータを解析することにより把握し、その平均値を 3 つのランクに区分して、図—4 上に示した。しかしながら、総消費時間またはリンク消費時間の各ランク別に平均期待待ち時間差と平均弁別率の関係をみた場合、両者の相互関係が消費時間の大小により明確な系統的違いがあるとは、本調査により得られたデータの範囲では、積極的にみなしにくい結果となった。このことは交通目的が通勤に限定され消費時間を数 10 分～2 時間程度に限定される状況下では必ずしも不自然な結果ではないと考えられるが、今後なお一層の検討が必要であろう

7. 結 論

本研究では、通勤者の交通行動における消費時間について利用者それぞれに認知可能な閾値すなわち弁別閾が存在し、これが集団の中では確率的に分布すると考え、この概念を用いて駅へのアクセス行動を定量的に表現し、実測調査および解析によりこれを定量的に推定する方法を提案した。さらに首都圏の18駅において実測調査を行い、その適用性を検討するとともに弁別閾の分布形を推定したものである。本研究で得られた主な結論は次のとおりである。

(1) 利用者が消費時間を最小化するように駅への到着予定時刻を決定するという仮説を基礎とし、その最適化行動の結果、利得として得られるであろう時間差を認知できるか否かに関して弁別閾の概念を取り入れることにより、通勤者の駅への到着行動を説明することができる。また逆に利用者の行動を観測することにより時間弁別閾の分布を推定することができる。

(2) 通勤者の消費時間弁別閾の分布は平均が5分24秒程度対数正規分布で近似され、たとえば90%の利用者が認知できる時間差は約12分となる。

(3) 通勤者の消費時間弁別閾は、通勤に要する総消費時間等の大きさに影響を受けるとは今回の調査に関する限り積極的に認めにくい結果となったが、今後さらに検討が必要である。

今回の研究では首都圏の諸駅を対象として解析したが、今後さらに調査検討を進めることにより得られた結果の妥当性を確認する必要がある。得られた弁別閾分布の地域的移転性の検討のためにはさらに別の地域での確認も必要であり、またアクセス行動のみならず、別途の実験環境についても今後検討していかなければならないと考えている。

8. あとがき

本研究をまとめるにあたっては、実測調査をご快諾頂いた日本国有鉄道、東京都交通局、帝都高速度交通営団、京王帝都電鉄、西武鉄道、東京急行電鉄の関係各位ならびに直接実測に当たった本学土木工学科交通研究室の関係各位に負うところ大であり、ここに深く感謝の意を表すものである。

APPENDIX

A. 町丁目別世帯数統計を用いたアクセス長（直線距離）分布の推定法

本研究では各対象駅の利用者のアクセス長分布を求め必要があるが、ここでは町丁目の形状を考慮しつつ町丁目別世帯数統計を用いて簡便に推定する次の方法を

とった。

通勤者数は世帯数に比例し、また世帯数は各町丁目内で一様に分布していると仮定する。まず当該駅の駅勢圏内^{注5)}にある各町丁目の形状を図—5に示す2タイプのうちのいずれかの四辺形とみなし、 L_1 、 L_2 、 L_m 、 h などの諸元を求める。すると各町丁目についての駅からの直線距離の分布は図—5の下図のように求められる。そこでこれを市区町村の住民基本台帳による町丁目別の総世帯数で重みをつけて重ね合わせて、全体のアクセス長（直線距離）の分布とするものである。

次に、本法の妥当性を検討するため、通勤者数が家屋

図—5 町丁目形状とアクセス長（直線）分布

注5) 駅勢圏範囲の決定

駅勢圏の範囲は、徒歩の場合半径1km程度をとり、隣接駅間では両者の二等分線によるのが普通であるが¹⁰⁾、本研究ではアクセス手段が徒歩である比率が高い駅を対象としているため基本的には、駅勢圏範囲はこれによることとした。ただし、自転車等の利用率が無視できない数駅については次により駅勢圏範囲を求めた。まず、駅勢圏範囲を限定しない場合のアクセス長分布を $\phi(l)$ 、このときの自転車等の利用分担率を $p_0(l)$ 、大都市交通センサスの調査結果等から求められた当該駅の実際の自転車利用率を p_0^* として、

$$p_0^* = \int_0^{l_{\max}} p_0(l) \cdot \phi(l) dl \dots \dots \dots (21)$$

となるような、アクセス距離最大値 $l_{\max}$ を求めれば、これが駅勢圏範囲の推定値と考えることができる。なお、自転車利用分担率の関数 $p_0(l)$ は、東京都の調布・三鷹地区を対象に実施された調査結果¹¹⁾の一部を用い、自転車の利用率にロジスティック曲線をあてはめた以下の式を算出して利用した。

$$p_0(l) = (1 + 60.0 \cdot \exp(-0.0034 \cdot l))^{-1} \dots \dots \dots (22)$$

l : アクセス長 (m)

数に比例するものと仮定して、詳細な住宅地図（ゼンリン社製）により圈内全家屋の駅までの直線距離を算出し、その分布をとったものと前述の簡便な方法によったものとを比較することとした。図—6 は、郊外駅と大都市内駅それぞれの代表として東秋留と千駄木両駅について上記の2種の方法によりアクセス長分布を求め、比較したものであるが、両駅の場合ともアクセス長分布がほぼ同一の結果となっていることがわかる。この検討結果より本法によってアクセス長分布を推定しても大きな間違いはないものと考え、本研究ではここに提案した方法を用いて直線距離の分布を求めることとした。

図—6 アクセス長 (直線) 推定結果の比較

図—7 直線距離と道路距離の関係

B. 道路距離と直線距離の関係解析

次に、アクセス長としては駅までの道路距離が必要であるため、以下の方法により直線距離と道路距離の相互関係を把握した。

東秋留と千駄木の2駅について各町丁目の図心から駅までの直線距離と最短経路と考えられる道路距離を地図から求め、べき関数式を当てはめた結果、次式が得られた (図—7)。

$$L_R = 1.89 \cdot L_D^{0.947} \dots \dots \dots (20)$$

ここに L_R : 道路距離 (m), L_D : 直線距離 (m) である。さらに、得られた関係式の一般性を確認するため、他の駅 (すずかけ台、三鷹台) について、道路距離と直線距離を求め、上式の適用性を検討した結果、非常によく合致することが確認された。そこで、解析に用いるアクセス長は、A. で求められた直線距離の分布を上式により道路距離に変換して用いることにした。

参 考 文 献

- 1) Keets, J. A. (島津一夫・石井 巖 訳) : 計量心理学, pp. 13~27, 誠信書房, 1973.
- 2) 相場 覚編 : 現代基礎心理学 2—知覚 I, pp. 193, pp. 231~232, 東京大学出版会, 1982.
- 3) 村上陽一郎編 : 時間と人間, pp. 23~39, 東京大学出版会, 1981.
- 4) 谷 明良・宮武信春 : 通勤経路選好特性の計量化手法, 土木学会論文報告集, 第 267 号, pp. 83~87, 1977.
- 5) 大山 正 : 心理学研究法第 2 巻実験 I, pp. 1~5, pp. 16, 東京大学出版会, 1973.
- 6) 山形耕一 : 非集計行動モデルのための調査とデータ作成, 第 15 回土木計画学講習会テキスト, pp. 75, 土木学会, 1984.
- 7) 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, 土木学会論文報告集, 第 337 号, pp. 180, 1983.
- 8) 角 知憲・宮木康幸・村尾光弘・松本嘉司 : 任意の運行間隔をもつ公共交通機関利用者の一般化出発時刻, 土木学会論文集, 第 347 号 / IV-1, pp. 100, 1984.
- 9) 岡本栄一・藤田恵恵 : 数理心理学の展開, pp. 11~12, 誠信書房, 1976.
- 10) 八十島義之助・花岡利幸 : 交通計画, pp. 48, 技報堂, 1971.
- 11) 太田勝敏 : 非集計行動モデルの交通計画への適用に関する研究 (II), 東京大学工学部都市工学科, 1980.
- 12) 坂元・石黒・北川 : 情報量統計学, pp. 57~63, 情報科学講座 A・5・4, 共立出版, 1983.

(1986. 6. 9・受付)