

# 交通機関の定時性と遅刻回避型効用関数

山下智志<sup>1</sup>・黒田勝彦<sup>2</sup>

<sup>1</sup>正会員 工修 文部省統計数理研究所 (〒106 東京都港区南麻布 4-6-7)

<sup>2</sup>正会員 工博 神戸大学教授 工学部建設学科 (〒657 神戸市灘区六甲台町)

本研究では交通機関選択問題における、交通機関の定時性の評価と遅刻回避行動分析の関係について論じる。本研究の目的は①交通機関選択問題において交通機関の定時性を決定要因として取り入れることの可否を明らかにする、②定時性評価モデルと遅刻回避行動モデルの関係を明確に示し、独自の遅刻回避行動モデルを提案する、③定時性分析と遅刻回避行動モデルの有効性を実証的に分析する、の3点である。

具体的には従来の非集計 Logit モデルを上記の分析に適応するように改良し、独自に収集した空港アクセス機関選択データによりパラメータの最尤推定を行う。その結果、AIC を比較することにより上記の論点について結論を下す。

**Key Words :** *uncertainty on accessibility, travel choice behavior, avoidance of delay*

## 1. はじめに

### (1) 交通機関選択における定時性の与える影響

道路交通の定時性が確保できない現在、旅行者は重要な用件を有するトリップにおいては、定時性の確保できる軌道系交通機関を利用するか、通常より出発時間を早める行動を行う。つまり旅行者は定時性を評価要因として、出発時刻と機関選択の同時決定を行っている。しかし、このような旅行者の行動形態をモデル化するには、以下の問題点を克服しなければならない。

- ①遅刻の定義がトリップによってあいまいである。
- ②旅行者は所要時間の知覚分布による遅刻回避行動を行っているが、旅行者の知覚分布（特に分散値）を推定することは困難である。
- ③遅刻を回避する行動と定時性に対する要求の関係が効用関数の視点から明らかにされておらず、最適な効用関数の形態が不明である。

以上の理由により、これまで遅刻を明確に取り扱った研究はまだまだ開発途上にある。

本研究ではこれらの問題点をふまえ、③に注目し交通機関選択問題における旅行者の遅刻（リスク）回避行動の分析を行う。特に旅行者の遅刻回避行動の要因である交通機関の定時性（交通機関の所要時間の分散値）および、遅刻確率に注目する。この2つの要因は同根のものである。しかし、需要予測を行うとき、旅行者の不効用を定時性に要因を求めると、遅刻確率とするかによってモデル形態に差異が生じる。本研究では、効用関数の説

明変数として定時性及び遅刻確率を用いた場合について説明しその差異について論じる。さらに、これらのモデルを利用することにより、交通需要予測を行うとき、

1. 旅行者の定時性に対する欲求を考慮すべきかどうか
  2. 旅行者の定時性に対する欲求と、遅刻に対する負の欲求の因果関係
- の2点について実証的に検証する。

### (2) 空港アクセス交通計画への応用

空港アクセス交通は、従来から定時性の確保できる軌道系の交通機関の重要性が指摘されていた分野である。しかし、実際にどの程度定時性が要求されているか、もしくは遅刻回避行動が行われているかについて研究されたことはない。それゆえ、軌道系交通機関の建設計画については多分に感覚的議論がなされており、建設効果の計量的分析の方法論を早急に開発する必要がある。

本研究が空港アクセス交通が定時性分析の研究対象として好適であると判断した理由として、①上記の必要性の他に、②遅刻は搭乗予定機に搭乗できなかった場合であり、それ以外の遅刻を定義する必要がないこと、③旅行者の目的が限定されているため、比較的データの質が良好なこと、などがあげられる。

### (3) 本論文の構成

本論文では、従来詳しい研究対象にならなかった定時性の評価の計量化と遅刻回避行動の構造を分析する。第2章では従来の遅刻・定時性および空港アクセス交通に

関するこれまでの研究成果を解説する。その後、交通機関の定時性の評価と、遅刻回避行動の分析方法の分類を行う。第3章では定時性の評価の方法を議論し紹介した方法を用い、空港アクセストリップにおいて、旅行者が交通機関の定時性を効用として認識しているかどうかを確認する。第4章では遅刻回避行動を分析する方法を紹介する。その後、遅刻回避行動の分析手法と定時性の評価方法との関係を議論し、実データを用いて旅行者の遅刻回避要求と定時性要求の差異について検討する。第5章は結論と今後の課題について所見を述べる。

## 2. 従来の研究と分析方法の分類

### (1) 従来の研究（遅刻に関する研究）

旅行者が交通機関選択を行う際、交通機関の定時性が選択行動の決定要因の一つであることは、これまで W.B.Jackson ら<sup>1), 2)</sup>が指摘していたことである。これらの研究では交通機関の定時性を評価するモデルは、旅行者の線形効用関数に単純に交通機関の分散値を挿入する形で表現された。そしてその研究の焦点は効用関数の形状ではなく、効用関数内に定義されたリスク回避係数の分布と、その決定要因を個人属性変数で説明することに重点が置かれていた。また、Hall ら<sup>3), 4)</sup>の提案した実効旅行時間に関する研究は、旅行者の遅刻リスク回避行動を定義することにより、暗に交通機関の定時性に対する要求を評価している。

わが国における遅刻に関する研究は、出発時刻・経路選択の同時決定モデルの作成という面から発展をみた。例えば飯田、柳沢、内田<sup>5)</sup>による、通勤行動における多層ロジットモデルによる出発時間機関選択モデルがある。本来連続変数であるべき出発時間をカテゴリカル変数として取り扱っている点など、解決されるべき点があるが、行動の決定要因の記述が明確であり、実用性が期待されるモデルである。また経路配分問題ではあるが、出発時間経路選択の同時決定モデルとしては岡田、角らの一連の研究<sup>6)</sup>がある。また角らは、遅刻確率を用いた一般化出発時刻という概念を導入し、実質消費時間の推定や交通行動の経験依存性の分析を行っている。さらにこの成果は、空港アクセス交通の出発時刻決定問題への応用が検討されている<sup>7)</sup>。この他にも、遅刻回避行動を明示的に扱い、出発時間選択行動を分析したものに、内田、飯田らによる一連の研究<sup>8), 9)</sup>がある。この研究では、旅行者が不効用として認識する旅行時間は、遅刻回避の結果もたらされる余裕時間に所要時間を加えた実効旅行時間であると定義している。

本章3節ではこれらの定時性評価、遅刻回避行動に関

する研究を効用関数の定義の方法より分類・整理する。

### (2) 空港アクセストリップに関する研究

官庁等が行っている空港需要調査において、その分野として空港アクセストリップが議論される。一般的にその手法は、複数の線形サブモデルを用いた大規模モデルであり<sup>10), 11)</sup>、その複雑さから正確なモデル評価はできない。また一部には logit モデルを用いた需要調査があるが、遅刻や定時性の概念を無視した、通勤トリップと同様の分析を行っている。この例として、明示的なモデルは明らかにされていないが、空港アクセスの事例研究としては、岸谷、本多等の研究<sup>12)</sup>がある。

### (3) 定時性・遅刻回避行動分析の分類

定時性もしくは遅刻回避行動を考慮した需要予測モデルにおいては、旅行者の効用関数を特定化する必要がある。本論文が課題としてあげている定時性の評価と遅刻回避行動分析の差異は、この効用関数の設定の差異として定義できる。

本論文では旅行者の現実の行動と過去の研究成果を評価することにより、定時性・遅刻回避行動分析の効用関数形態を判断材料として以下のように分類した。

#### リスク要因の扱い方

- a 旅行時間の分散をペナルティとして考える
- b 遅刻確率をペナルティとして考える

a, b の差異は、交通機関の所要時間変動によってもたらされる不効用を、どのような形態で効用関数に組み込むかという問題である。a は所要時間の平均と同じように分散を効用関数の1変数として取り扱い線形結合させる方法であり、b は遅刻確率が効用関数の説明変数となる。遅刻確率は出発時間の変更によって、旅行者が自ら選択できる変数であり、出発時間選択の行動の仮定が必要になる。この研究の多くは、遅刻回避のための余裕時間を持つことの不効用と遅刻確率の減少のトレードオフから、最適余裕時間を選択していると仮定している。つまり、a では交通機関の時間に対する評価基準として（所要時間平均と所要時間標準偏差）を用い、b では（実効旅行時間＝余裕時間＋所要時間と遅刻確率）を効用関数の要因として定義している。

#### リスク回避パラメータの扱い

(ア) リスク回避パラメータを全ての個体について1つ定め、そのための誤差を誤差項に縮約する方法。（非集計ロジットモデルの考え方）

- (イ) リスク回避パラメータを個人属性データをもとに個体ごとに推計し、パラメータが分布することを前提

表-1 定時性・遅刻回避行動分析の分類と名称

	a MV 評価型効用関数	b 遅刻回避効用関数
(ア) 非集計モデル	Mean-Variance 集計モデル	遅刻回避非集計モデル
(イ)パラメータ分布モデル	Mean-Variance パラメータ分布モデル	遅刻回避パラメータ分布モデル

にモデル化を行う方法。

(ア), (イ)の差異は、分析の目的の差に起因している。(ア)はもっぱら交通機関および経路の需要予測を行うことを目的としているため、予測単位(ゾーン等)に対し平均的な効用関数を定め、パラメータの個人間の差異は無視する構造である。そのため個人属性をモデルに挿入するには、機関別ダミー変数として効用関数に直接加算することになる。この分析は通常非集計分析と同じである。(イ)の分析は、個人のリスクに対する回避度の分析を得ることや、リスク回避度を個人属性変数で説明するモデルを構築することに重点がおかれている。この特徴は例えば全旅行者のうち、リスク回避型とリスク選好型の比率を求めた時などに有効である。このモデルには効用関数とリスク回避度を被説明変数とする関数の計2つの関数が定義されるため、(ア)に比較して不安定なモデルになることが多く、より精密なデータが要求される。本論文ではこれらの分析の差異を解説しながら、定時性もしくは遅刻回避行動の評価方法と、実際の旅行者の行動モデルを構築することを目的とする。表現の簡略化のために上記の方法論を表-1のように名付ける。以下の章では、第3章でaについて、第4章でbについて解説する。

### 3. 定時性評価の分析方法の形態と実証的分析

#### (1) Mean-Variance 非集計モデル (a-(ア))

Mean-Variance モデルは旅行者の定時性もしくは遅刻回避に対する要求を、交通機関の所要時間の分散や標準偏差等の統計量に起因するとみなす方法である。この方法では旅行者の効用関数は交通機関の平均と分散を表す統計量の線形結合となり、従来の非集計 logit モデルが利用できる。具体的に効用関数を式(1)および式(2)に示そう。式(1)で第2項と第3項を分割しているのは(イ)との比較のためである。また、3.3節で定時性の項(標準偏差の項)が効用関数の説明変数として有効かどうかの実証的分析を行うためである。また、通常必要とされるゾーン変数については、議論を簡略化するために表記を割愛する。

定時性を考慮しない従来の非集計 logit モデルの効用関数は

$$u_{ij} = \alpha m_j + \sum_k \gamma_k Z_{kj} + \sum_l \delta_l X_{li} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$u_{ij}$  : 個人  $i$  が交通機関  $j$  を選ぶときの効用

$k$  : 時間関係以外の共通変数の変数番号

$l$  : 個人属性変数の変数番号

$\alpha$  : 交通機関  $j$  の平均所要時間  $m_j$  に対するパラメータ

ー

$m_j$  : 交通機関  $j$  の平均所要時間

$Z_k$  : 時間以外の共通変数

$\gamma_k$  : 時間以外の共通変数  $Z_k$  に対するパラメータ

$X_{kj}$  : 個人属性カテゴリーデータ

$\delta_k$  : 個人属性カテゴリーデータ  $X_{kj}$  に対するパラメータ

としていた。しかし遅刻回避行動を考慮した場合、所要時間の分散値の大小が効用の重要な要件となる。そこで、交通機関の標準偏差を線形結合した、

$$u_{ij} = \alpha m_j + \beta \sigma_j + \sum_k \gamma_k Z_{kj} + \sum_l \delta_l X_{li} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

$\sigma_j$  : 交通機関  $j$  の所要時間の標準偏差

$\beta$  : 交通機関  $j$  の所要時間の標準偏差  $\sigma_j$  に対するパラメータ

なる効用関数が必要となる。このような効用関数を用いた分析としては Brastow and Jucker<sup>13)</sup>の研究がある。これを需要予測に用いるときには logit 型モデルを適用すればよい。logit 型モデルを前提とすると交通機関  $j$  の選択率は式(2)の確定効用項を  $V_{ij}$  とすると式(3)のようになる。

$$P_{ij} = \frac{\exp V_{ij}}{\sum_{l \in J} \exp V_{il}} \quad (3)$$

以下尤度関数、最尤推定、集計問題については通常非集計ロジットモデルに準ずる<sup>13), 14)</sup>。

旅行者の定時性への要求を考慮すべきかどうかの判定は、効用関数で分散に対するパラメータ  $\beta$  が有効かどうかによる。これは式(1)および式(2)による分析結果を、AIC(赤池情報量基準)を比較することにより判定できる。

#### (2) Mean-Variance パラメータ分布モデル

Mean-Variance 分布モデルは、標準偏差に対する効用パラメータの個人による差異を、分布型としてとらえる方法である。ここでは個人属性データは、標準偏差に対する効用パラメータを説明する変数として取り扱われる。そのため、個人属性データをカテゴリー変数に置き換え

表-2 Mean-Variance モデルの最尤推計パラメータ

	MODEL-A	MODEL-B	MODEL-C	MODEL-D	MODEL-E	MODEL-F
最大対数尤度	-612.29	-589.82	-584.30	-602.66	-591.15	-585.79
パラメータ数	3	5	7	5	4	6
AIC	1230.58	1189.65	1182.59	1215.32	1190.31	1183.57
的中率	0.58	0.58	0.61	0.59	0.56	0.59
自由度調整済尤度比	0.18	0.21	0.21	0.19	0.21	0.21
平均所要時間	-0.080 (-515.17)	-0.064 (-11.23)	-0.066 (-9.68)	-0.066 (-10.11)	-0.070 (-13.26)	-0.070 (-10.89)
標準偏差	0.077 (1111.12)	-0.031 (-3.08)	-0.028 (-1.92)	0.036 (2.19)		
費用	-0.047 (-65.38)	-0.033 (-8.72)	-0.033 (-8.17)	-0.044 (-11.72)	-0.036 (-8.72)	-0.035 (-8.04)
鉄道ダミー		-0.266 (-4.87)	0.333 (2.76)		-0.206 (-1.87)	0.410 (1.38)
バスダミー		1.067 (14.97)	1.765 (24.85)		0.853 (10.84)	1.600 (6.91)
業務鉄道ダミー			-0.681 (-2.92)	-0.623 (-4.03)		-0.710 (-2.55)
業務バスダミー			-0.837 (-19.24)	0.095 (1.27)		-0.861 (-4.93)

る必要がなく、年齢、所得等の連続分布する個人属性が重要である問題に適している。また、このモデルの場合、パラメータの決定要因が同時に推定できるため、個体差による行動形態の分析にも役立つ。このモデルのパラメータの分布を指定する目的で用いた例としては前述の W.B.Jackson ら<sup>3)</sup>による研究がある。また、類似研究としては $\sigma$ の代わりに遅れ時間を用いた例として、荒井、河野、鹿島<sup>15)</sup>による研究がある。

効用関数は

$$u_{ij} = \alpha m_j + \beta_i \sigma_j + \sum_k r_k Z_{kj} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

であり、標準偏差にかかるパラメータ $\beta_i$ に対して個人属性変数で説明する。

$$\beta_i = \sum_l \delta_l X_{il} + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

また、 $\beta_i$ 以外のパラメータについても個人属性変数による説明を試みてよい。

### (3) 交通機関の定時性は効用として認識されているか？

本章では前章で紹介した方法のうち、a-(7)の式(2)の効用関数を用いて、旅行者の交通機関選択に定時性の要因が影響しているかどうかを赤池情報量基準(AIC)を用いて検証する。使用したデータは大阪空港において独自に行ったアンケート調査の結果である(詳細は付録および参考文献<sup>16), 17), 18)</sup>)。分析対象地域は京阪神地区、ゾーン数は50、選択可能交通機関を蛍池経由の鉄道、バス、タクシーの3手段とした。送迎及び自家用車は他の要因で採択されるとし、モデルから除外した。

データ解析の結果は表-2に示す。表中のAICは以下の式によって与えられる統計量である。

$$AIC = -2 \times \text{最大対数尤度} + 2 \times \text{パラメータ数} \quad (6)$$

最尤法を用いた分析に於いては、決定係数等の従来のモデルの適合度を与える統計量が、説明変数の個数が多いほど必ず向上するため、説明変数の個数が異なるモデルの適合度を比較することができなかった。

AICは、このような問題点を解決するため説明変数の

個数が異なるモデルを比較するときにも、最適なモデルを選択する基準となるよう考案された統計量であり、小さいほどより適合力のあるモデルとみなせる。AICの自由度調整済決定係数等の従来の検定量と比較して優位な点については、赤池<sup>19)</sup>、坂元<sup>20)</sup>参照。

所要時間標準偏差が説明変数として有効かどうかの議論は、model-Bとmodel-Eもしくはmodel-Cとmodel-Fを比較すると良い。表-2によると、model-BのAICはmodel-EのAICより良く、model-CのAICはmodel-FのAICより優れている。これは旅行者が所要時間分散の大小を考慮して行動を決定していることを示している。また、旅行目的を考慮したmodel-Cはmodel-Bと比較して、AICが優れている。ここでは個人属性として旅行目的を選んだ例を示したが、その他の個人属性を選んで、AICがmodel-Cの水準を超えることはなかった。これは機関選択問題にこのモデルを適用する場合、目的以外の個人属性変数を説明変数として用いないモデルが良いことを示している。

## 4. 実効旅行時間・遅刻回避型機関選択モデルの特徴と有用性

### (1) 到着時刻ベースの結果効用と所要時間ベースの期待効用の関係

まず、遅刻回避行動についての分析を行う前に、遅刻に対する効用関数が概念的にどのような形状になるのか整理しておきたい。以下の議論は von Neumann-Morgenstern の効用関数(NM 効用関数)の概念を用いている<sup>21), 22)</sup>。

所要時間に対する期待効用関数は、所要時間に関するNM効用関数と所要時間分布により得ることができる。しかし旅行者の所要時間に対する要求は、目的の時刻に目的地に到着できるかどうかである。その要求を最適にするために旅行者が交通機関と出発時刻を決定していると

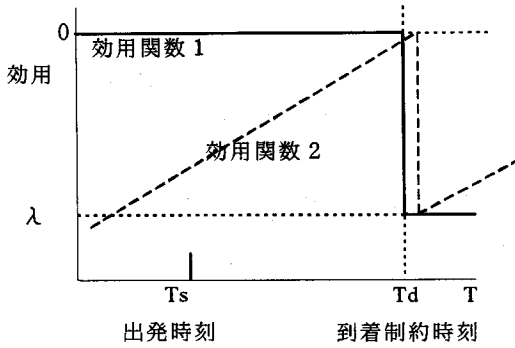


図-1 到着時刻基準による結果効用関数  $U(T)$

すれば、NM 効用関数は所要時間そのものではなく、出発時刻及び所要時間によって決定される到着時刻に対して設定することが自然なモデル化である。しかし交通計画を行う設計者の立場では、操作変数が所要時間分布であるため、機関別所要時間分布に関する期待効用関数を設定する必要がある。そこで、旅行者の到着時刻ベースのNM 効用関数と所要時間分布から所要時間ベースの期待効用関数を求める方法を以下に解説する。なお簡略化のため、時間、時刻に関係のない要因は省略する。

到着時刻  $T$  に対する NM 効用関数を  $U(T)$  とし、 $f(T|T_s, j)$  を、出発時刻  $T_s$  を選択したときの到着時刻  $T$  に対する旅行者の到着時刻の知覚分布とすると、機関別出発時刻に対する期待効用関数は

$$u_j(T_s) = \int f(T|T_s, j)U(T)dT \quad (7)$$

なお、 $T = T_s + \tilde{t}$ 、 $\tilde{t}$ : 知覚所要時間分布に従う確率変数である。旅行者が出発時刻に対して効用を最大にする行動を選択していると仮定すれば、機関別所要時間分布に対する期待効用関数は  $u_j(T_s) = u_j(T_s^*)$  となる。

ただし、 $T_s^*$  は  $u_j(T_s^*) = \max_{T_s} u_j(T_s)$  を満たす交通機関  $j$  の最適出発時刻で、必要条件

$$\frac{\partial u_j(T_s)}{\partial T_s} = \frac{\partial}{\partial T_s} \int f(T|T_s, j)U(T)dT = 0 \quad (8)$$

を満たしている。式(8)を用いて一意的に  $T_s^*$  が決定できるのであれば、交通機関に対する効用関数  $u_j$  が  $U(T)$ 、 $f(T|T_s, j)$  により表現できる、そして、所要時間が  $T_s$  に関して独立であり、知覚旅行分布は実際の旅行時間分布で近似できると仮定すれば、 $u_j$  は  $U(T)$  と所要時間分布で表現できる。

## (2) 遅刻回避行動の時間ベースの期待効用関数

前節の考え方において、 $U(T)$  に遅刻回避型の効用関数をあてはめた場合を解説する。なお、この分析では遅

刻ペナルティ、所要時間等、効用関数に負の影響を与える要因が多いので、効用関数の代わりに負効用関数(コスト関数)を定義し、話を進めることにする。到着時刻に対する結果効用関数に遅刻のみを考慮したものを扱う。この場合の結果効用関数は式(9)となる(図-1の効用関数1)。ただし、 $\lambda$ は通常負値をとる。

$$U(T) = \begin{cases} 0 & T \leq T_d \\ \lambda & T > T_d \end{cases} \quad (9)$$

$T_d$ : 到着制約時刻

所要時間  $t$  の分布が出発時刻に対して独立であるとし、 $N(m_j, \sigma_j)$  正規分布に従うとすると、機関別出発時刻に対する期待効用関数は式(11)ようになる。

$$\begin{aligned} u_j(T_s, j) &= \int f(T|T_s, j)U(T)dT \\ &= \lambda \int_{T_d}^{\infty} N(T_s + m_j, \sigma_j)dT \\ &= \frac{\lambda}{\sqrt{2\pi}\sigma_j} \int_{T_d - T_s}^{\infty} \exp\left[-\frac{(t - m_j)^2}{2\sigma_j^2}\right] dt \quad (10) \end{aligned}$$

しかしこれだけでは遅刻しないために出発時刻を無限大に早めるという解しか得られない。実際には早く出発することに対する負効用が存在し、その結果最適出発時刻が存在する。このとき NM 効用関数は

$$U(T) = \begin{cases} T_s - T_d & T \leq T_d \\ T_s - T_d + \lambda & T > T_d \end{cases} \quad (12)$$

となり(図-1の効用関数2)、期待効用関数は

$$u_j(T_s) = T_s - T_d + \frac{\lambda}{\sqrt{2\pi}\sigma_j} \int_{T_d - T_s}^{\infty} \exp\left[-\frac{(t - m_j)^2}{2\sigma_j^2}\right] dt \quad (13)$$

である。ここで簡単のために標準正規分布の分布関数  $\Phi(t)$  を用いて上式を書き換えると、

$$u_j(T_s) = T_s - T_d + \lambda \Phi\left(\frac{m_j + T_s - T_d}{\sigma_j}\right) \quad (14)$$

ここで  $T_d - T_s$  は旅行者の選択可能な時間的コストであり、Hall, 内田らが指摘した実効旅行時間と同じ概念である。 $T_d - T_s = t_e$  とし、効用関数を実効旅行時間と交通機関の変数とする型に書き改めると以下の式を得る。

$$u_j(t_e) = -t_e + \lambda \Phi\left(\frac{m_j - t_e}{\sigma_j}\right) \quad (15)$$

## (3) 出発時間が与えられているときの所要時間ベースの期待効用関数

前節までに時刻ベースの期待効用関数を導いたが、実際に需要予測を行う際必要となるのは所要時間ベースの期待効用関数—具体的には  $m_j, \sigma_j$  のみの変数で表さ

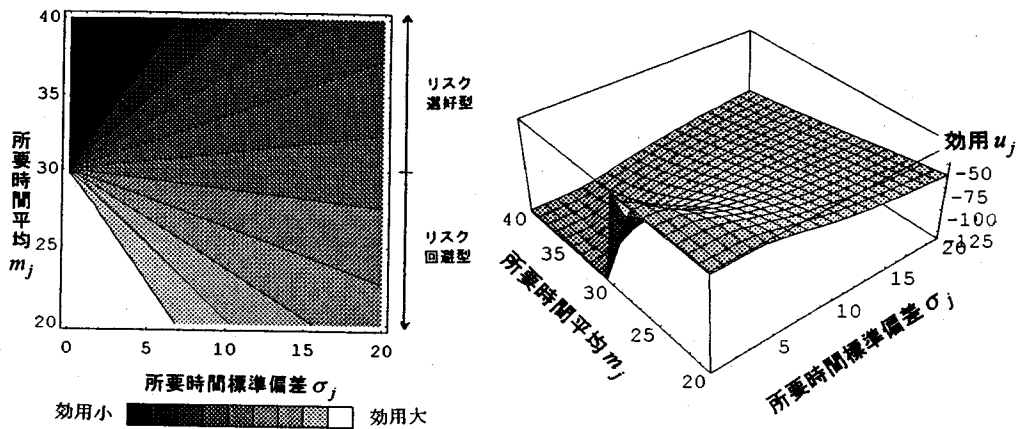


図-2 出発時刻が与えられた時の効用曲面と等効用線

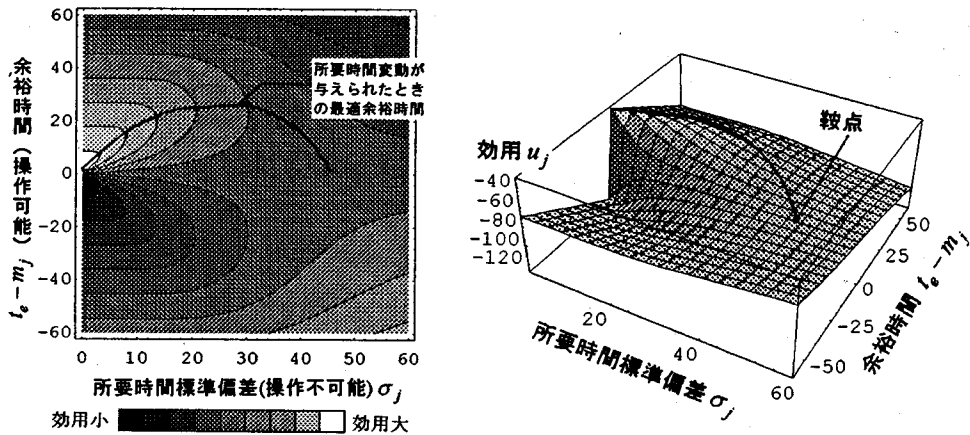


図-3 余裕時間確保の不効用を考慮したときの効用曲面と等効用線

れた効用関数である。以下ではこれを導く。

まず、旅行者の出発時間があらかじめ決定されており、そのため最適実効旅行時間が選択できない場合、効用関数の形態はどうなるであろうか。一般的には  $j$  の関数である実効旅行時間  $t_e$  がこの場合定数となるために、旅行者が被る不効用は遅刻確率（および時間以外の要因）のみである。効用関数は式(15)より、

$$m_j = t_e + \sigma_j \Phi^{-1}(u_j(t_e) / \lambda + t_e / \lambda) \quad (16)$$

となり、出発時間が与えられているケースでは、 $t_e$  が定数とみなせるので、 $m - \sigma$  平面において、等効用曲線は  $t_e$  (=実効旅行時間) を切片とする直線となる。(図-2) このため平均旅行時間  $m_j$  が実効旅行時間  $t_e$  を越える領域においては、等効用曲線が右上がりになる。すなわち、同水準の平均所要時間の交通機関では、標準偏差の大きい交通機関の方が効用が高くなっているので、旅行者はリスク選好型であるといえる。逆に  $m_j$  が  $t_e$  を越えない場合、リスク回避型となる。

#### (4) 遅刻回避非集計モデル

実際の交通行動では、遅刻回避のための余裕時間を確保する必要があり、そのため効用関数には旅行時間+余裕時間=実効旅行時間に対するペナルティの項を必要とする。

旅行者  $i$  の交通機関  $j$  を実効旅行時間を  $t_{ej}$  で利用したときの効用を式(17)のように定義される。

$$u_{ij}(t_e) = t_{ej} + \lambda \Phi \left( \frac{m_j - t_{ej}}{\sigma_j} \right) \quad (17)$$

$$+ \sum_k \gamma_k Z_{kj} + \sum_l \delta_l X_{li} + \varepsilon_{ij}$$

$\lambda_i$  : 遅刻確率に対するパラメータ

これを  $(t_{ej} - m_j, \sigma_j)$  平面上で等効用曲線を描くと図-3 となる。この図の縦軸は余裕時間を表す。余裕時間は小さいほど不効用は小さいが、逆に遅刻確率は大きくなり、旅行者は図の実線の上の最適余裕時間を選択する。

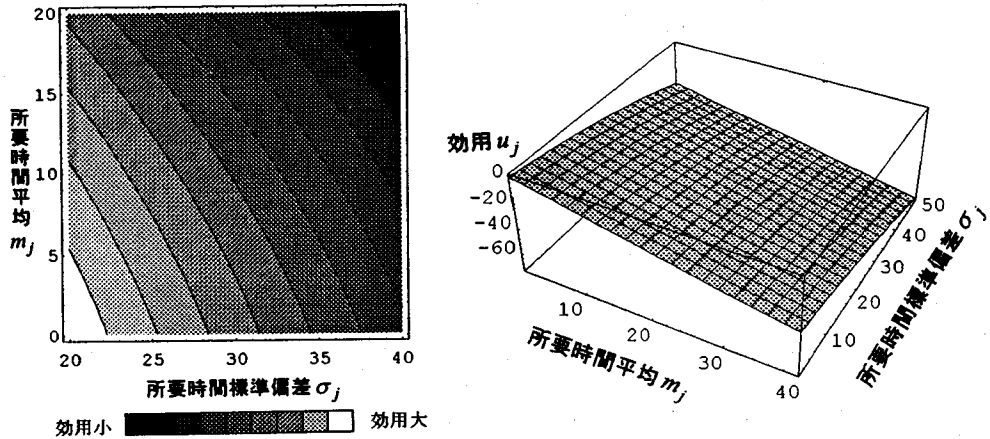


図-4 遅刻回避モデル(実効時間モデル)の効用曲線と等効用線

実際の旅行者の行動では、余裕時間(実効旅行時間)は旅行者の操作変数である。そしてその値は交通機関ごとに平均所要時間および所要時間標準偏差により決定される。交通計画において計画者が操作する変数はこの2変数であるので、需要予測を行うにあたっては、余裕時間-標準偏差平面上での評価を所要時間平均-標準偏差の平面に変換し、評価しなくてはならない。

そのため式(17)を最大化するような  $t_{eij}$  を求め、それに基づいた効用を比較する方法をとる。効用関数式(17)を  $t_{eij}$  について微分すると、

$$\frac{du_{ij}}{dt_{eij}} = 1 + \frac{\lambda}{\sqrt{\pi}\sigma_j \exp\{(m_j - t_{eij})^2 / 2\sigma_j^2\}} \quad (18)$$

旅行者が最適な実効  $t_{eij}$  を選択するとし、

$du_{ij} / dt_{eij} = 0$  を解き、複数の解のうち極小値を与える解を最適実効旅行時間  $t_{eij}^*$  とする。

$$t_{eij}^* = m_j + \sigma_j \sqrt{2 \log \frac{-\lambda}{\sqrt{2\pi}\sigma_j}} \quad (19)$$

これを  $u_{ij}$  に代入し、交通機関の効用を得る。

$$u_{ij}^* = m_j + \lambda \Phi \left( -\sqrt{2 \log \frac{-\lambda}{\sqrt{2\pi}\sigma_j}} \right) + \sigma_i \sqrt{2 \log \frac{-\lambda}{\sqrt{2\pi}\sigma_j}} + \sum_k \gamma_k Z_{kj} + \sum_l \delta_l X_{li} + \varepsilon_{ij} \quad (20)$$

第2章で紹介したb-(ア)遅刻回避非集計モデルは、この効用関数を logit 回帰し、各パラメータを算出することによって需要予測を行う。ただしこの分析の尤度関数は通常の logit モデルのように、効用関数が線形でないため、通常のパラメータ推計方法(Newton = Raphson 法もしくはDFP法)を用いても解が得られないか、または収束時間が大きい。このため筆者らはBFGS法を採用し尤

度の最大化を行った。ただし、ここまでの式は時間単位で効用を表していたのに対し、パラメータ推計は単位を無次元化した以下の式を用いている。

$$u_{ij}^* = \alpha m_j + \lambda \Phi \left( -\sqrt{2 \log \frac{-\lambda}{\sqrt{2\pi}\sigma_j}} \right) + \sigma_i \sqrt{2 \log \frac{-\lambda}{\sqrt{2\pi}\sigma_j}} + \sum_k \gamma_k Z_{kj} + \sum_l \delta_l X_{li} + \varepsilon_{ij} \quad (21)$$

分析結果は本章(7)節で紹介する。

#### (5) 遅刻回避パラメータ分布モデル

前節で解説した遅刻確率と実効旅行時間の効用関数のパラメータが、個人属性変数の違いのため分布するのを前提とし、各個人の予測到着時刻  $T_f$  のデータ(もしくは実効旅行時間  $t_{eij}$  のデータ)があれば、式(18)の右辺  $= 0$  を解くことによって導かれる。

$$\lambda_i = -\sqrt{2\pi}\sigma_j \exp \left\{ \frac{(T_d - T_f)^2}{2\sigma_j^2} \right\} \quad (22)$$

もしくは

$$\lambda_i = -\sqrt{2\pi}\sigma_j \exp \left\{ \frac{(t_{eij} - m_j)^2}{2\sigma_j^2} \right\} \quad (23)$$

により、各個人の遅刻回避パラメータ  $\lambda_i$  を得ることができる。さらに  $\lambda_i$  を

$$\lambda_i = \sum_l \delta_l X_{li} + \varepsilon_i \quad (24)$$

と個人属性で説明することにより、 $\delta_l$  が logit モデルの最尤推定を経ないで旅行者の遅刻回避行動の要因を求めることができる。

次に、 $\lambda_i$  を式(17)に利用することを考えよう。まず個人の  $\lambda_i$  が得られているので、第1項、第2項は最尤法によって求めなければならないパラメータはなくなった。よ

表-3 実効旅行時間・遅刻確率モデルによるパラメータ推計結果

	MODEL-G	MODEL-H	MODEL-I	MODEL-J	MODEL-K
最大対数尤度	-639.66	-584.33	-602.66	-579.13	-578.96
パラメータ数	3	5	5	7	9
AIC	1285.32	1178.65	1215.32	1172.27	1175.93
的中率	0.57	0.60	0.59	0.60	0.61
自由度調整尤度比	0.14	0.21	0.19	0.22	0.22
実効旅行時間	-0.065 (-46.51)	-0.062 (-10.87)	-0.066 (-9.78)	-0.063 (-10.35)	-0.063 (-10.25)
遅刻確率	0.011 (0.33)	-2.449 (-3.05)	0.036 (37.75)	-2.381 (-3.39)	-2.386 (-11.71)
費用	-0.043 (-29.39)	-0.031 (-7.80)	-0.044 (-9.49)	-0.031 (-7.01)	-0.031 (-7.22)
鉄道タミー		-0.301 (-2.61)		0.275 (0.44)	0.185 (0.57)
バスタミー		1.099 (7.76)		1.786 (8.46)	1.713 (9.33)
業務鉄道タミー			-0.623 (-5.46)	-0.664 (-0.75)	-0.755 (-2.41)
業務バスタミー			0.095 (2.75)	-0.808 (-2.55)	-0.879 (-3.28)
有職者鉄道タミー					0.195 (0.51)
有職者バスタミー					0.155 (0.56)

って、logit モデルによって最尤推計しなければならないパラメータは  $\gamma_k$ ,  $\delta_i$  である。これらは全て線形結合しており、もはや b-(7) のモデルのような非線形問題として解く必要はない。また、最尤推定時に個人属性変数を  $\lambda_i$  用いていないので、a-(7) の分析と同様に  $\gamma_k$  の説明説明変数として使用することも可能である。この方法に類する研究としては Hall や、内田らの方法がある。

#### (6) 実効旅行時間モデルと Mean-Variance モデルの関係

実効旅行時間・遅刻回避モデルは式(20)により、平均旅行時間  $m$  と標準偏差  $\sigma$  の関数に置き換えられた。この効用関数が  $(m, \sigma)$  平面上における形状を図-4に示す。ほとんど平面でありその等効用線は直線に近い。これを解析的に調べよう。

式(20)が  $(m, \sigma)$  空間上で平面であるには  $u_{ij}^*$  の  $\sigma_j$  による偏微分値が定数でなければならない。しかし、偏微分値は

$$\frac{\partial u_{ij}^*}{\partial \sigma_j} = -\sqrt{2 \log \frac{-\lambda}{2\pi\sigma_j}} \quad (25)$$

となり、 $\sigma$  の関数であり定数値ではない。しかるに式(20)が平面の様相を示すのは2次微分値が1次微分値より十分小さいためである。具体的には2次微分値は

$$\frac{\partial^2 u_{ij}^*}{\partial \sigma_j^2} = \frac{1}{\sigma_j \sqrt{2 \log \frac{-\lambda}{2\pi\sigma_j}}} \quad (26)$$

である。通常の旅行者の  $\lambda$  は 20~200 であり、標準偏差  $\sigma$  は 5~20 である。この範囲では1次微分値は2次微分値に比較して十分大きいといえる。この結果より言えることは、旅行者の機関選択行動は、 $m, \sigma$  に関する線形計画問題の解とほぼ同等になるということである。よって、実効旅行時間-遅刻回避分析は定時性分析 (Mean-

Variance 分析) に近似できる。

以上の分析結果により a-(7) と b-(7) は理論的には、ほぼ同じ結果がもたらされることがわかる。

#### (7) 遅刻回避行動モデルの有用性の検証(Mean-Variance モデルとの比較)

実効旅行時間の概念を用いたモデル b-(7) の式(21)を用いて、旅行者の遅刻回避行動モデルのパラメータ推計を行う。用いたデータは3章のデータと同じである。

計算結果を表-2に示す。分析結果を考察してみると、目的以外の個人属性は AIC の向上には寄与しない、交通機関タミー変数は有効であるなど、定時性分析の結果とほぼ同じ結論が得られた。また定時性分析との結果を比較してみると、AIC が最も良いのは定時性分析(表-2)の Model-C が 1182.59、実効旅行時間遅刻回避モデル(表-3)の Model-J が 1172.27 であり、実効旅行時間の概念を用いたモデルが優れている。これは旅行者の定時性の要求は、元々遅刻回避を目的としたものであり、遅刻回避に比較して2次的な要因であることを裏付けている。ちなみに、遅刻回避係数ともいべき  $\lambda$  の時間価値は model-J で 2.381/0.063=37.8 である。これは遅刻による損失が出発時間を 37.8 分繰り上げる不効用と同等であることを示している。これはデータの対象となった飛行便の間隔が約1時間であることから、妥当な結果といえる。

## 5. 結論と今後の課題

### (1) 結論

以上の分析により、以下の点が明らかになった。

- ①定時性を用いた非集計分析(Mean-Variance 分析)により、空港アクセス交通において、定時性が旅行者の交通手段選択の決定要因であることを確認した。
- ②定時性に着目したモデル(Mean-Variance)と、実行旅行



時間に着目したモデル(遅刻回避モデル)では、効用関数の視点で見ると、実質的にほぼ同様の結論をもたらす。しかし、実証的分析によると、実効旅行時間(遅刻回避)モデルの方がやや適合度は高く、旅行者の定時性に対するニーズは遅刻回避行動の結果もたらされるものと推測できる。

③旅行者の出発時間が固定である(実効旅行時間が全ての交通機関に対して同じである)ような仮定が成立する場合、旅行者の行動結果より旅行者のリスク回避度を推測するのは無意味である。

## (2) 今後の課題

実行旅行時間の概念を用いたモデルは Mean-Variance アプローチと比較して AIC が優れているとはいえ、その差はわずかである。この差が有為なものであるかどうかはさらに慎重な議論を経なければならない。この点に対する検証方法としては、例えばパラメトリック・ブートストラップ法を用いるか、もしくは他のデータに対しての検証が必要である。

また、遅刻回避行動の基準となるのは旅行者の知覚分布である。本論文では実旅行分布を旅行者の知覚分布として流用し、それによって生じる推定誤差は他の誤差要因と同じくランダム項に集約させた。旅行者の所要時間に対する知覚分布が高精度で推計できれば、本モデルの予測精度はさらに向上するものと思われる。

## 補論 大阪空港アクセスモデルの分析法と結果

### (1) 使用データについて

空港アクセス行動を実証的に分析するため、92年11月11日に大阪空港においてアンケート調査を行った。まずチェックイン時において航空会社の係員がアンケート用紙を配布し、記入後郵送にて回収した。

配布対象者は成田行、鹿児島行、米子行の全乗客と、東京行の一部である。ただし一部の航空会社は市内および空港内に自動チェックイン機を配備しており、その利用者については捕捉できなかった。またチェックインカウンター繁雑時間においては、配布漏れが生じている。

配布数は3107枚に対し回収数1248枚であり、回収率は40.2%に達した。これはこの日の調査対象便の搭乗者への配布数で60.4%、回答数で24.3%捕捉したことになる。

(2) パラメータ推計で用いた所要時間の平均・標準偏差の求め方

事例研究の中、ゾーン別機関別の所要時間の平均値と標準偏差についての推定方法について解説する。

本来これらは合理的期待を前提とするならば、実測値データより推計すべきものである。しかし、本研究では旅行者に多するアンケートデータおよび時刻表等の公開データをもとに算出した。算出方法については、データの偏りや交通機関の特性を考慮し、交通機関およびゾーンについて統一した計算方法を与えず、以下の様な方法で算出している。

#### ①「鉄道」

鉄道の所要時間については、各ゾーンの主要駅までのアクセス時間+乗車に伴う待ち時間(複数区間)+乗車時間(複数区間)、としている。主要駅までのアクセス時間(平均、分散とも)はゾーン面積の関数(面積の平方根に比例)として与えている。乗車に伴う待ち時間は、0を下限とし、運行間隔を上限とした一様分布で与えている。乗車時間は時刻表の表定時間を平均値とし、分散値は0とした。そして、各行程の不確定要因を独立と仮定し、分布を合成し行程全体の所要時間分布を算出した。

#### ②データ数が多いゾーンの「タクシー」

アンケート結果の「実際にかかった所要時間」より不偏推定量を求めた。ただし推定値の信頼性をあげるため、所要時間がほぼ同じになると思われる「自家用車」および「送迎」のデータも加えた。この方法を用いて推計したゾーンは、17ゾーンである。

#### ③データ数の少ないゾーンの「タクシー」

平均値は、高速道路の利用時間(時速70kmとして算出)+一般道の利用時間(時速30kmとして算出)で表現した。標準偏差は②で計算したデータ結果をもとに、平均時間と標準偏差の回帰分析を行い回帰式を利用して求めた。採用した回帰式は切片を0とした以下の式である。  
標準偏差=0.3521\*平均所要時間 ( $R^2=0.600, t=13.483$ )

#### ④リムジンバスの発着所があるゾーンの「バス」

リムジンバス、空港行きの路線バスの発着所があるゾーンはデータ数が多いため、②同様アンケートデータより不偏推定量を求めた。

#### ⑤リムジンバスの発着所がないゾーンの「バス」

リムジンバスの発着ゾーンまでの交通機関は鉄道を利用するとした。よって、発着地までの所要時間の分布については②と同様の方法で計算する。これと④で求めたリムジンバスの発着値からの所要時間分布を合成した。

### (3) 本文で解説のなかった処理ステップ

実効旅行時間を決定できる範囲について、式(22)により旅行者の実効旅行時間を算出するとき、解が虚数となり求められないことがある。これは図-4において交通機関の標準偏差が鞍点より大きい場合に起こる。これを実際の旅行者の行動に当てはめると、旅行者が遅刻を前提

に出発時間を遅くする場合（もしくは出発しない場合）である。しかし実際このような行動を起こす旅行者はいない。ここでは各機関の最適出発時刻の算定は所要時間の分散が出発時刻を早める要因となりうる状態、つまり(2)が $\sigma$ に対して増加関数である範囲に限定し、それ以外では以下の値を最適出発時刻とする。

$$\sigma \geq \frac{2\lambda}{\sqrt{e\pi}} \text{ のとき, } t^* = \lambda \sqrt{\frac{2}{e\pi}}$$

また、分析上必要になる、各ゾーンより空港までの交通機関別所要時間の平均、標準偏差については、実測データが豊富にあるゾーン・機関については実測データより推計した。データが少ないゾーン・機関については、距離、2次アクセスの所要時間、乗換時間、運行頻度、ゾーン面積を考慮した独自のモデルにより、セントロイド→空港間の所要時間分布を推計している。

#### 参考文献

- 1) W.B.Jackson and James V. Jucker : An Empirical Study of Travel Time Variability and Travel Choice Behavior, *Transportation Science*, pp.460-475, 1982.
- 2) W.C.Brastow and J.V.Jucker : "Use of a Mean-Variance Criterion for Traffic Assignment," unpublished manuscript, Department of Industrial Engineering, Stanford University, 1977.
- 3) Hall, R.W.: Travel outcome and performance the effect of uncertainty on accessibility, *Transpn. Res.*, Vol.17B, pp.275-290, 1983.
- 4) Trevor E. Knight : An Approach to the evaluation of changes in travel unreliability: A "Safety margin" hypothesis, *Transportation*, vol.3, pp.393-408, 1974.
- 5) 飯田恭敬, 柳沢吉保, 内田 敬: 通勤交通の経路選択と出発時刻分布の同時推定法, 土木計画学研究論文集, No.9, 1991.
- 6) 岡田良司, 角 知憲, 杉野浩茂, 大枝良直: 交通渋滞にตอบสนองする自動車通勤者の出発時刻決定行動モデル, 土木計画学研究講演集, No.13, pp.351-358, 1990.
- 7) 角知憲, 木村邦久, 島崎敏一, 松本嘉司: 空港アクセス交通

- の一般化出発時刻と交通行動の経験依存性, 土木学会論文集, 第365号/IV-4, pp.115-124, 1986.
- 8) 内田敬, 飯田恭敬, 松下晃: 通勤ドライバーの出発時刻決定行動の実証分析, 土木計画学研究論文集 No.11, 1990.
  - 9) 飯田恭敬, 内田 敬, 泉谷 透: 旅行時間変動による損失を考慮した適正経路分担交通量, 土木計画学研究論文集, No.8, pp.177-184, 1990.
  - 10) 大阪空港道路・駐車場基本計画調査 資料編 (I), (株) ニュージェック, 1992.
  - 11) Norman Asford & Paul H.Wright : *AIRPORT ENGINEERING*, John Wiley & Sons, Inc., 1991.
  - 12) 岸谷克巳, 本多 均: 空港アクセス交通需要予測方法に関する研究, 土木学会第45回年次学術講演会, pp.78-79, 1990.
  - 13) 第15回土木計画学講習会テキスト, 非集計行動モデルの理論と実際, 土木学会, 1984.
  - 14) Thomas B. Fomby, R. Carter Hill and Stanley R. Johnson : *Advanced Econometric Methods*, Springer-Verlag, 1984.
  - 15) 荒井 徹, 河野達仁, 鹿島 茂: 交通渋滞が及ぼす道路利用者に対する損失額の計測, 土木計画学研究講演集 17, pp.777-780, 1995.
  - 16) 黒田勝彦, 山下智志, 加藤裕明: 大阪空港におけるアクセス行動分析, 土木学会西部支部研究発表講演集, IV-38, pp.700-701, 1992.
  - 17) 黒田勝彦, 山下智志, 加藤裕明: 空港アクセストリップにおける遅刻リスク回避行動に関する研究, 第48回土木学会年次学術講演概要集第4部
  - 18) 山下智志, 黒田勝彦: プーストラップ法によるリスクモデルの安定性に関する研究, 土木計画学研究講演集(1), pp.751-758, 1993.
  - 19) 赤池弘次: 情報量規準 AIC とは何か, 数理科学 NO.153, pp.5-11, 1976.
  - 20) 坂元慶行, 石黒真木夫, 北川源四郎: 情報量統計学, 共立出版, 1978
  - 21) 田畑吉雄: 数理ファイナンス論, 牧野書店, 1993.
  - 22) 山下智志: 交通機関選択問題における定時性評価と遅刻回避行動分析の関係, The Institute of Statistical Mathematics Research Memorandum, No.541, 1995.

(1995.4.7 受付)

## UNCERTAINTY EVALUATION AND DELAY AVOIDANCE IN MODE CHOICE

### Satosi YAMASITA and Katsuhiko KURODA

In examining the relation between the uncertainty evaluation and delay avoidance in modal choice, our aim is to solve three problems: 1. Formulating a delay avoidance model on the correlation between the travel time based on uncertainty evaluation and the arrival delay based on delay avoidance model; 2. the necessity of delay avoidance as a decisive factor in modal choice; 3. the empirical validity of uncertainty evaluation and delay avoidance. For this, we calibrate an improved disaggregate logit model on airport access trip data, and focus on our objectives comparing the results by AIC.