

ブート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 ：大阪空港におけるアクセストリップ行動モデルの構築と検証*

A study on the data volume and model stability by bootstrap method.
:Selection and verification of an access trip model
for Osaka International Airport.

山下 智志**, 黒田 勝彦***

By Satoshi YAMASHITA and Katsuhiko KURODA

From recently, the primary factors in traffic planning models are increasing in number, making it complicated the selection of a model. On the other hand, this causes the existence of a variety of models for expressing a phenomenon. In light of this, the present paper suggests a method of selecting a traffic behaviour model out of a range of them. For the purpose we formulate a risk model of access trips to an airport, based on the effective travel time concept by Hall. Then we make use of the non-parametric bootstrap method in verifying the effectiveness of the model in comparison with an ordinary model. In conclusion, the model was rejected due to the lack of data in supporting it.

1. はじめに

近年、量的充足を主目的とした交通政策が一段落し、質的充足やサービスの安定的供給が重要視されるようになった。それにともない、交通行動モデルおよび交通政策評価モデルに求められる要因の数は増加の一途をたどっている。特に、種々のリスクを考慮した分析は、サービスの安定的供給に注目し、旅行者の行動分析を行う上で合理的な手法といえ、交通行動モデルの実用化に貢献している。リスク行動モデルの考え方は、何らかの理由で確率的に変動する要因があり、その要因を考慮した上で消費者は

合理的行動を行うといったものである。そのため、要因の確率の変動を事前に把握しておく必要があり、その点リスクを考慮していないモデルと比較して、モデルの大型化、高度化の傾向が見られる。

モデルの大型化、高度化は一般的にパラメータの増加を伴う。データの量が一定のとき、推定パラメータが多いほどモデルは不安定となり、頑健性を失う。つまりモデルの頑健性を維持しながらモデルを高度化するためには追加データが必要になる。しかし、交通行動のリスク分析においては、必要となる確率パラメータ（例えば知覚旅行時間分布）が得にくい場合が多く、一般の分析のためのデータを駆使して分析する手法がとられているケースがみられる。

そこで、本研究では単一データを用いて、リスクを考慮した交通行動モデルと、従来のモデルを、データ量と頑健性の関係を考慮したモデル比較を行うことを目的とする。このようなモデル比較に関する方法論は、ひとつの現象に対して数種のモデルが存

* キーワード：モデル評価、ブートストラップ法、空港アクセス

** 正会員 工修 熊本大学助手 工学部土木環境工学科 (〒860 熊本市黒髪2丁目39-1)

***正会員 工博 熊本大学教授 工学部土木環境工学科 (〒860 熊本市黒髪2丁目39-1)

在する土木計画の分野の研究に対して、有益である。

具体的には、リスク行動モデルとしてHALLの実効旅行時間の概念を空港アクセス行動に適用したモデルを構築する。データは我々が大阪空港で行ったアクセス調査のアンケートデータを用いた。モデルの比較検討方法としてはノンパラメトリック・ブートストラップ法を利用した。

本稿の構成は、まず2章でモデル精度の分析手法について簡単に説明する。次に3章において分析対象となるリスクを考慮したモデルとして、HALLの実効旅行時間モデルを解説する。4章では大阪空港で行ったアンケート調査を紹介する。5章において空港アクセス行動においてリスク分析の結果とリスクを考慮しないモデルを構築し、比較検討を行う。最後に6章で本稿の結論と今後の課題について述べる。

2. モデルの評価と比較の方法

(1) 古典的評価法とその欠点

規模の異なるモデルの精度を比較する方法は統計学の分野で1970年代前半より精力的に開発されてきた。あるモデルの推定精度を示す指標としては、決定係数(R^2)やt-value, F値が古くから用いられている。しかしこのような古典的統計パラメータではデータ量の有限性やモデルの規模を説明できない。また、自由度修正決定係数(R^2)はデータ量やパラメータ量を考慮できるが、単一の回帰式の評価値でしかない。つまりサブモデルを直列に連結したモデルでは、各々のサブモデルの検証は可能であっても、モデル全体の精度、整合性は確認できない。また、非線形のモデルに対しても有効性を失う。

(2) AICとクロスバリデーション

パラメータ数とモデルの精度を同時に評価指標としてAIC(Akaike Information Criterion)がある¹⁾²⁾。AICは、一般に推定パラメータが増加するほど、あてはまり度合い(fitness)がよくなるかわりにパラメータの信頼度が低下すること(モデルの不安定化)に注目し、推定精度を表す最大尤度にパラメータ数で調節を行っており、以下の式によって求められる。

$$AIC = -2 \cdot \text{LOG}(\text{尤度関数の最大値}) + 2 \cdot (\text{パラメータ数})$$

(2.1)

AICが小さいほどよいモデルとして選択される。これは「限られたデータの下で最もよく現実を把握するためには、データ制約に応じた単純なモデルをつくらなければならない。」という”ケチの原理(principle of parsimony)”と一致した考え方である。

AICがモデルの選択基準として数量的に表現されたものであるのに対して、モデルの予測対象を明確に定義して、モデルの予測における利用可能性を調べる方法としてクロスバリデーションがある。これは古くから経験的に行われている方法で、既存データを構造推定のためのデータ(X)と、予測の検証のためのデータ(Y)に分割する。そして、構造推定のためのデータを用いて、モデルのパラメータaの推計を行い、構造式を確定させる。この構造式により得た予測値 $Y=F(a|X)$ とYとの差を予測誤差とし、予測誤差によって分析者のニーズに適合しているモデルを選択する方法である。この方法は分析者のニーズを判断基準に組み入れることができるため汎用性が高い反面、定量的な基準ではなく、モデル選択に恣意性が入り込みやすい。また全データのうち構造推定に対して用いないデータがあるという意味で効率的ではない。

(3) ブートストラップ法

ブートストラップ法は1970年代後半にEfron, B.が提案したモデルの安定性に対する検証法で、観測されたデータから母集団の情報を推測したときの、統計的推測における誤差の評価を、シミュレーション的に求める方法である³⁾⁴⁾⁵⁾。モデルの複雑化と計算機の発達により、特に経済学の分野で活発に利用されている⁶⁾。

モデルの評価を行う場合、一般的にはモデルの推計値の誤差を評価する。しかし、ふつう母集団から観測されたデータが1組あるだけで、それによって推定値を求め、かつ推定値の誤差の評価をしなければならない。そこでブートストラップ法では、母集団からの反復抽出を実験的にを行い、観測データを複数組創造することにより、誤差推定を可能とするものである。このように推定された誤差は、データの量および質の影響を的確にとらえるので、モデルの構造がデータに対して適合であるか否かを検定する材料にもなる。

ブートストラップ法は、母集団の分布形状の情報

の有無から、パラメトリック・ブートストラップ法（以下PB法）と、ノンパラメトリック・ブートストラップ法（以下NPB法）に分類することができる。PB法は過去の経験や法則性から、母集団の確率分布の分布型を仮定できる場合である。発生させた一様乱数を仮定した分布形状に従う乱数に変換させ、データを創造する。

それに対して、NPB法は、分布型に対する情報も十分でないような場合に用いられる方法で、一様乱数を用いて標本データそのものを反復抽出を行う。以下にNPB法の定式化を示す。

母集団抽出された n 個の標本を $X_1, X_2, \dots, X_n$ とする。このとき母集団の特性を表す θ を推定量 $T_n = T_n(X_1, X_2, \dots, X_n)$ を用いて推計する。

NPB法は以下の3ステップによって構成される。

【STEP1】 観測された n 個のデータ $X_1, X_2, \dots, X_n$ の各々に、 $1/n$ の確率を付与することによって経験分布関数 $F(X)$ をつくる。

【STEP2】 経験分布関数 $F(X)$ をもつ母集団からの大きさ n の無作為標本を $X_1^*, X_2^*, \dots, X_n^*$ とする。これをブートストラップ標本という。

【STEP3】 推定量 T_n の標本分布を $T_n^* = T_n(X_1^*, X_2^*, \dots, X_n^*)$ の分布で近似する。従って推定量 T_n の標準誤差は、 T_n^* の分布の標準誤差で推定される。

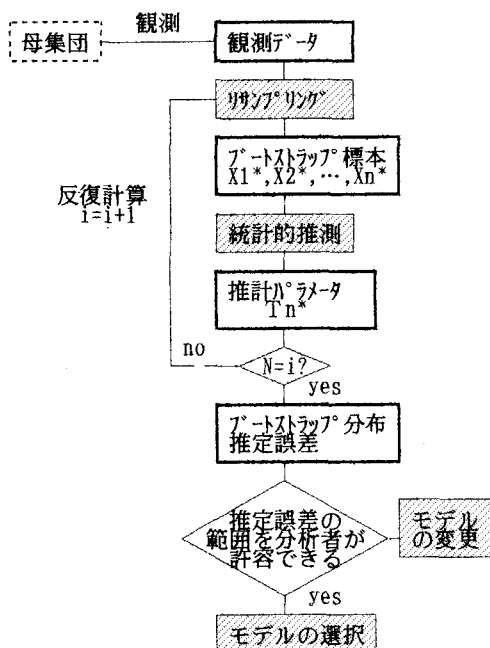


図1 NPB法のフローチャート

このとき推定された T_n^* の分布をブートストラップ分布と呼ぶ。

3. リスク交通行動モデル

(1) Hall実効旅行時間の概念

近年、特に道路交通において、社会基盤の供給不足から経路の時間信頼性が低下傾向にある。そのため、旅行者は到着制約時間に対してある程度の余裕時間を想定して行動せざるを得ない状況である。

Hall, R.Wはこの余裕時間(Safety Margin)に注目し、交通行動において出発時刻決定および経路選択の際、考慮されるべき旅行時間は、実際の所要時間ではなく、余裕時間を加味した実効旅行時間(Effective Travel Time)であるべきだと主張した⁷⁾。この値は、出発時刻から到着制約時刻までの時間である。遅刻リスクを考慮したモデルは、様々な観点から定式化されている。その共通点として、余裕時間の存在は旅行者の遅刻に対する不効用(risk penalty)をさけるためとし、遅刻確率の最小化と実効旅行時間最小化のトレードオフ問題として、定式化を行っている。

例えば、内田、飯田、松下⁸⁾は実効旅行時間の概念を通勤自動車トリップに適用した。旅行時間分布に正規分布を仮定し、遅刻に対してペナルティ γ を与えた。そして遅刻と所要時間のトレードオフから旅行者が出発時間および経路を選択するとした。さらにモデルの構造を決定するため、路側アンケート調査を行い、Safety Marginの決定要因を数量化I類により分析している。しかし、 γ の決定要因には解析を行っていない。

また、岡田、角⁹⁾らは、Hallとは独立にこのトレードオフについて注目した。彼らの分析の特徴は、渋滞そのものに対して不効用を定義したこと、信頼性の高い路側観測データからトレードオフのパラメータを推計できるモデルを開発したことである。

これらのモデルでは、遅刻に対する不効用と実効旅行時間に対する不効用を結び付けるパラメータが不可欠である。上記の研究においては、これをリスク回避係数 γ と定義している。

実効旅行時間モデルによる分析の中心はこのパラメータを合理的に推測することである。そのためアンケート調査や路側観測データを集計し、その集計

データに対してパラメータの最尤値を求めている。
次節ではパラメータ推計の過程を簡単に解説する。

(2) 実効旅行時間モデル

旅行者が出発前に決める出発時刻における効用関数は、遅刻確率と実効旅行時間それぞれの不効用のトレードオフ関係から次式のように表される。

$$L = (t_d - t_s) + \gamma * P(t_s) \rightarrow \text{MIN} \quad (3.1)$$

t_d : 到着制約時刻, t_s : 出発時刻

γ : 遅刻ペナルティー (時間換算値)

$P(t_s)$: 出発時刻が t_s のとき, t_d までに到着できない確率 (遅刻確率)

旅行時間分布が $N(\mu_T, \sigma_T)$ に従い予測旅行時間が μ_T ならば, Safety Margin: t_0 は以下になる。

$$t_0 = t_d - t_s - \mu_T \quad (3.2)$$

μ_T : 旅行時間分布の平均

このとき

$$\frac{dL}{dt_s} = -1 + \frac{\gamma}{\sqrt{2\pi}\sigma_T^2} \text{EXP}\left\{-\left(\frac{t_0}{\sigma_T}\right)^2\right\} \quad (3.3)$$

σ_T : 旅行時間の標準偏差

であり, $dL/dt_s = 0$ を解くと,

$$\gamma = \frac{\sqrt{2\pi}\sigma_T^2}{\text{EXP}\left\{-\left(t_0/\sigma_T\right)^2\right\}} \quad (3.4)$$

となる。

4. 空港アクセス行動モデル

(1) 空港アクセス行動の特徴

空港へのアクセス交通は、他のトリップと比較して遅刻に対する旅行者の考え方が異なる点に特徴がある。他のトリップでは、遅刻というものの自体が存在しないことや、到着制約時刻の定義が曖昧なものが多い。しかし空港アクセストリップでは到着しなければならない時間が明確に決まっており、遅刻に対してペナルティーが存在するのは明白である。そのため空港アクセス行動は、前述の遅刻リスクを考慮したモデルをあてはめるのに最も適した対象といえよう。しかし、空港に関する行動モデルは、航空路・空港の選択行動や、航空路ネットワークを対象とするものが多く⁽¹⁰⁾、アクセス交通についてはモデル化が行われていない。今回、分析を行う大阪国際空港においても、モノレールなどの定時性を確保できる交通機関がなく、従って旅行者は遅刻の危険性

を考慮して行動を決定していると思われる。

(2) アンケート調査の内容⁽¹¹⁾⁽¹²⁾

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。

質問内容は表1に示した。これは空港アクセス行動の経路選択、出発時刻の行動結果と、その意志決定の要因となるものを列挙したものである。

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の者の配布数で60.4%、回答数で24.3%捕捉したことになる。

(3) アンケート集計結果

アンケートの集計結果から得たそれぞれのカテゴリの占有率を表2に示す。

表1 アンケート調査の概要

調査方法	大阪国際空港内にある特定のチェックインカウンターにてアンケート用紙および返信用封筒を配布して、後日郵送をお願いする。
調査項目	個人属性 (年齢, 性別, 職業, 住所) 利用便 (便名, 離港時刻, 行先) 旅行目的, 目的地 往路か帰路か アクセストリップの状況 出発時刻およびその時間を選んだ理由 出発地および出発地の属性 到着予測時刻, 到着時刻 利用交通手段および選択理由 大阪空港の利用頻度 通常利用する交通手段およびその理由 空港アクセス手段に対する意見

表2 カテゴリー占有率 (抜粋)

性別	旅行目的	空港利用頻度
男 82.1	業務 74.9	初めて 4.9
女 17.9	観光(個人) 9.9	年1~2 16.5
年齢	観光(団体) 7.5	年3~10 29.8
0~20 0.6	帰省 2.5	月1~2 23.5
20代 12.5	その他 5.2	月3~4 14.8
30代 22.2	利用交通機関	週1~2 9.5
40代 29.7	阪急宝塚線 11.5	週3~4 0.7
50代 24.0	リムジンバス 29.0	ほぼ毎日 0.3
60~ 11.1	貸切バス 3.0	出発地の属性
職業	路線バス 7.8	自宅 60.6
会社 75.2	送迎等 20.1	勤務先 16.8
公務 3.3	タクシー 24.6	取引先 6.9
自営 7.4	その他 4.0	宿泊先 10.0
主婦 7.4		その他 5.6
学生 0.6	単位%	
その 6.1		

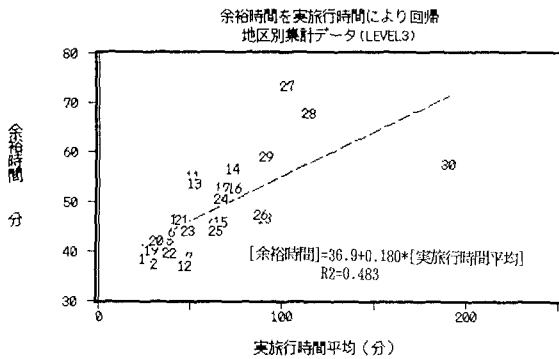


図2 実旅行時間平均と余裕時間の関係
数字は地区番号を表す

これらの数字は運輸省が行った大規模な調査の結果と近似しており、今回の調査が片寄せたデータでないことが確認されている¹³⁾。

このアンケート結果によると、Safety Marginはある程度実旅行時間に相関していることがわかり加藤、門田等の主張と一致する¹⁴⁾。Safety Marginに対して実旅行時間を回帰させた結果を図2に示した。

またSafety Marginは、旅行時間の標準偏差と相関が強いという主張を確認するため、旅行時間の標準偏差、または標準偏差と平均による回帰分析を行った。(余裕時間は離陸時間-20分と到着予測時刻との差)その結果は以下のとおりである。

$$[\text{余裕時間}] = 42.65 + 0.196 * [\text{実旅行時間標準偏差}]$$

$$R^2 = 0.211$$

$$[\text{余裕時間}] = 35.01 + 0.314 * [\text{実旅行時間標準偏差}] + 0.350 * [\text{実旅行時間平均}]$$

$$R^2 = 0.598$$

これによると実旅行時間の標準偏差の余裕時間に対する説明力は少ない。

5. NBP法によるモデル比較

(1) 2つのモデル

本章では、前述した遅刻回避係数 γ を用いたモデル(以下モデル2)と単純に余裕時間を個人要因で説明したモデル(モデル1)を実際のデータで比較分析を行う。

分析対象となる個人要因は①旅行目的、②空港の利用頻度、③出発地、④利用交通手段である。遅刻

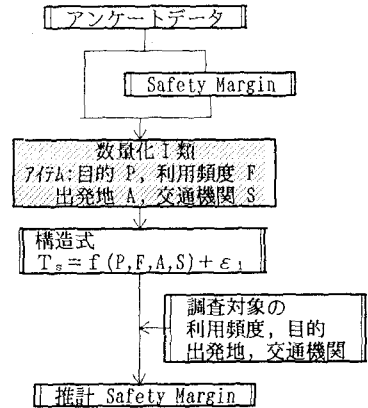


図3 Safety Marginを直接推計するモデルのプロセス(モデル1)

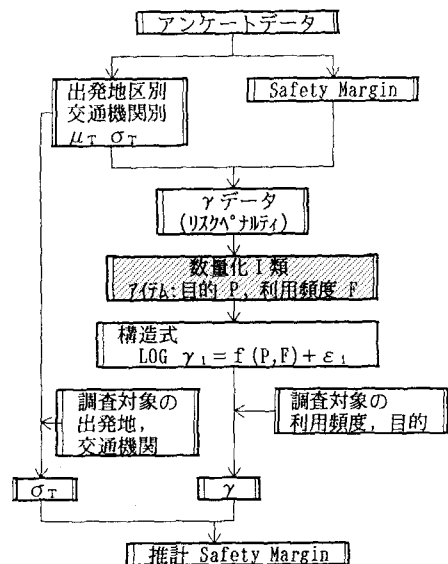


図4 遅刻ペナルティを考慮したモデルによるセーフティマージンの推計プロセス(モデル2)

回避係数を求める際に必要な σ_T は、出発地、利用交通手段によって異なる。

また、Safety Margin算出時に必要な到着制約時刻は利用便の離陸時刻の20分前とした。

Safety Marginに対する数量化I類によるモデル化(モデル1)は以下のとおり定式化される。

$$t_{si} = \sum_j \sum_k \alpha_{jk} \delta_{i(jk)} + \varepsilon_i \quad (5.1)$$

α_{jk} : アイテムjのカテゴリkに対するカテゴリ数量

$\delta_{i(jk)}$: データiのアイテムjのカテゴリkに対する反応

ε_i : ランダム項

採用したアイテム(かっこ内はカテゴリ)

/旅行目的(業務、帰省・観光・その他)

/利用頻度(年1-2回以下, 年3-10回, 月1-2回, 月3-4回, 週1-2回以上)

/出発地(豊中, 北区, 中央区, 西宮, 神戸)

/交通手段(阪急, リムジン, 路線バス, 自家用車・送迎, タクシー)

一方, 遅刻リスク回避行動を考慮したモデル(モデル2)の定式化は以下のとおりである。

旅行者*i*の出発地を*A_i*, 利用交通機関を*P_i*とすると集合: $\Omega_{mn} = \{i \mid A_i=m, P_i=n\}$ に属する旅行者*i*のリスクペナルティー γ_i は

$$\gamma_i(i \in \Omega_{mn}) = \frac{\sqrt{2\pi} \sigma_{Tmn}^2}{\text{EXP}\{-(t_{oi}/\sigma_{Tmn})^2\}} \quad (5.2)$$

t_{oi} : サンプル*i*のSafety Margin

γ_i : サンプル*i*の遅刻ペナルティー

σ_{Tmn} : 出発地*n*, 経路*m*の実旅行時間の標準偏差
このとき γ の値は $10^1 \sim 10^{10}$ 程度の分布をもつため, 対数をとることにより特定のデータが過大に評価されることを防ぐ。ここで

$$\log_{10} \gamma_i = \sum_j \sum_k \alpha_{jk} \delta_i(jk) + \varepsilon_i \quad (5.3)$$

のパラメータ α を推計する。

採用するアイテムは旅行目的と利用頻度であり, カテゴリーについてはモデル1と同じである。

また, Safety Marginを推測するときは, 推定された γ_i を用いて,

$$t_{oi}(i \in \Omega_{mn}) = \sigma_{Tmn} * \frac{\sqrt{\log_{10} \gamma_i}}{\sqrt{2\pi} \sigma_{Tmn}} / \log_{10} e$$

Hallの概念を忠実に再現するのであれば, σ_{Tmn} は旅行者の経験に基づく旅行時間の分布(知覚分布)の標準偏差でなければならない。しかし知覚分布は単に入手が困難なだけではなく, 旅行者本人が明確にイメージしているかどうか疑問である。そこで便宜上 σ_{Tmn} に調査で得た, 実旅行時間データの標準偏差を用いる。このようにして算出された γ_i は, 旅行者の遅刻ペナルティーの大きさと, 旅行者の知覚分布が実際の旅行時間分布からどの程度乖離しているかという2つの要因が混合した指標となる。

この定式化により各モデルの推定するパラメータはモデル1では1+4+4+4=13, モデル2では1+4=5となり, これからモデル2が小さいモデルといえる。しかし, モデル2は式(5.2)の出力に対してパラメータ推定を行うという直列型のモデルであるので, パラメータ数が少ないが, 必ずしも安定的とはいえない。

(2) 標本データ

遅刻リスク回避モデルのパラメータを求めるには, 出発地別, 経路別の所要時間の標準偏差を必要とする。しかし, アンケートのサンプル数が限られているため, 出発地, 経路によってはアンケートデータより標準偏差を求めることが困難な場合が多い。そこで比較的サンプル数が多い, 豊中市, 大阪市北区, 大阪市中心区, 西宮市, 神戸市について分析する。また, サンプル中, 出発時間が到着時間, 到着予測時間より遅いものや, 到着予測時刻が離陸時刻より遅いものなど回答に矛盾を含むものは除外している。また出発時刻を決定した理由として, 「団体旅行の集合時間」や「空港ターミナルに用事があった」等, 実効旅行時間の概念に相当しないサンプルも除外した。このような条件をすべてみたし, 標本として採用したデータは表3の241票である。

表3 標本データの 카테고리別データ数

データ数		地区				
機関	地区	豊中	北区	中央	西宮	神戸
阪急		7	5		12	24
リムジン			18	20	12	26
路線バス		8				7
送迎		9	7	8	16	7
タクシー		20	14	21	12	12
計		44	44	49	52	52
						241

表4 標本データによる分析結果

数量化理論Ⅰ類結果					
		モデル1		モデル2	
		パラメータ	TVALUE	パラメータ	TVALUE
目的	業務	-9.42	-3.27	-0.71	-3.27
	他	0.00	0.00	0.00	0.00
頻度	1	12.53	3.23	2.61	1.94
	2	2.61	0.92	1.03	1.04
	3	7.79	2.69	1.57	1.57
	4	5.51	1.79	1.41	1.32
	5	0.00	0.00	0.00	0.00
出発地	豊中市	-7.85	-2.59	利用頻度 1: 年1-2回以下 2: 年3-10回 3: 月1-2回 4: 月3-4回 5: 週1回以上	
	北区	-5.91	-2.03		
	中央区	-4.94	-1.75		
	西宮市	-0.60	-0.21		
	神戸市	0.00	0.00		
機関	阪急	-12.63	3.39		
	リムジン	-2.90	2.34		
	路線バス	-0.90	4.08		
	送迎	-7.53	2.62		
	タクシー	0.00	0.00		
定数		33.50	0.81	3.91	0.25
r ²			0.21		0.03

(3) 標本推定値

表4は標本データを用いて分析した結果である。各係数は、{その他},{週3回以上},{神戸},{タクシー}のカテゴリースコアを0としたときの値である。

R2をみるとモデル2は説明力が弱い。しかし、t-valueのレベルには差は少ない。

(4) ブートストラップ分布

乱数を利用して標本データから重複を許した241のデータをリサンプリングし、同様の分析を繰り返し行い、ブートストラップ標本を得た。標本数は500である。分析を行うブートストラップ標本は、各モデルの数量化I類によるカテゴリースコア、およびモデルを利用して得たSafety Marginの推定値である。

表5に各モデルのカテゴリースコアを示した。表中のSTDは推計されたカテゴリースコアの標準偏差で、データに対するモデルの頑健性を示す数量で、小さいほど安定的なモデルといえる。

表5 ブートストラップ分布の統計量
(パラメータの存在範囲)

		AVG	STD	上位5%	下位5%	T-VALUE
モデル1 (Safety Marginモデル)						
目的	業務	-9.2	4.1	-15.8	-2.2	-3.2
	他	0.0				
頻度	1	12.5	4.3	5.6	19.5	3.3
	2	2.1	2.7	-2.7	6.6	0.7
	3	7.3	2.6	2.7	11.5	2.6
	4	5.5	2.4	1.4	9.1	1.8
	5	0.0				
出発	豊中市	-8.7	3.4	-14.2	-3.4	-2.9
	北区	-6.3	2.7	-10.8	-1.7	-2.2
	中央区	-5.5	2.9	-10.4	-0.7	-2.0
	西宮市	-0.8	3.3	-6.8	4.2	-0.3
	神戸市	0.0				
機関	阪急	-13.1	3.0	-17.8	-8.2	3.4
	リムジン	-3.6	2.3	-7.8	-0.1	2.3
	路線バス	-1.0	5.2	-9.1	8.0	4.0
	送迎	-7.8	2.6	-12.1	-3.4	2.6
	タクシー	0.0				
定数項		34.1	6.0	23.8	44.1	0.8
R ²		0.37				
モデル2 (遅刻ペナルティモデル)						
目的	業務	-0.9	0.9	-2.5	0.4	-3.2
	他	0.0				
頻度	1	1.9	1.2	0.1	3.8	2.0
	2	0.4	0.7	-0.8	1.5	0.6
	3	1.0	0.7	-0.3	2.1	1.4
	4	1.1	0.7	-0.1	2.2	1.4
	5	0.0				
定数項		4.2	1.0	2.6	6.1	0.3
R ²		0.14				

AVG: 反応係数の平均
STD: 反応係数の標準偏差
上位5%: 500回のシミュレーションの内、上位から25番目推定
下位5%: 500回のシミュレーションの内、下位から25番目推定
TVALUE: T 値の平均

この表より、モデルの優劣を決定することは困難である。しかし、各要素について、以下のことが判明した。①モデル1では利用交通機関の要因が安定的でない。特に路線バスは、t値が高いにもかかわらず、標本に対する反応が過敏であり、分析結果は信用できない。しかし他の要因については多大な問題はない。②モデル2については利用頻度の1, 2のカテゴリースコアの平均が表4より低下している。この要因については余り信頼性が高くない。

表5のデータでは、被説明変数の単位が異なるため、係数の比較は困難である。そこでパラメータの存在範囲の比較ではなく推計値(予測値)を比較してみる。具体的には一対のブートストラップ標本によって求められたモデルを用いて、特定の条件下での旅行者のSafety Marginの推定を繰り返し、その推定量がどの程度変動するかをみる。図5は、目的が業務、利用頻度が月1~2回、出発地が大阪市北区、利用交通機関がタクシーといった条件の旅行者の平均的なSafety Marginを、各モデルで推計した結果を示した。これをみるとモデル2はSafety Marginの推定値がブートストラップ標本により、大きく変動することがわかる。つまりモデル2による推定は安定的な結果が得られないことを示している。

データのサンプリングによる推計値の変動
業務、月1-2回利用、出発地北区、経路タクシー

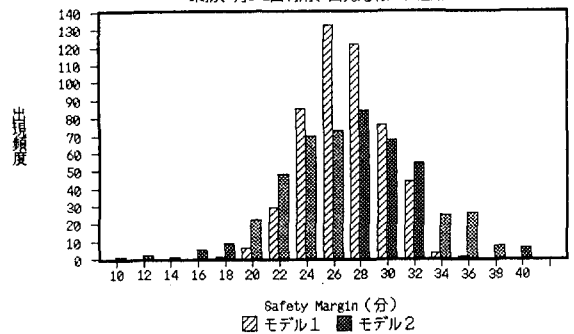


図5 Safety Marginの推定値の分布

上述の条件以外のケースについて分析を行った結果が表6である。全部のケースについて示すことは不可能なのでここでは、北区より発する業務トリップのうち、利用頻度月1~2回のものに対して利用交通機関別にSafety Marginを推計した結果を示した。この表からもモデル2の推計値が安定的でないことがわかる(推定誤差の値がモデル2の方が大きい)。

表6 各モデルによるSafety Margin
の平均の推定値と推定誤差

出発地(北区)、目的(業務)		利用頻度(月1-2回)			
交通手段		平均		推定誤差	
機関		モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
阪急		12.9	22.4	3.0	6.5
山手線		22.4	41.3	2.5	10.0
送迎		18.3	15.1	2.8	3.8
タクシー		26.0	26.5	2.8	5.0

以上の結果により、モデル2はモデル1に比較して頑健性は乏しい。標本に対する分析(表4)においては顕著な差はみられなかったため、この分析においてはモデル1を選択する方が妥当であろう。つまり現状データからいえることは、遅刻リスクを考慮してもモデルの改善にはならない。

今回の比較においてはパラメータ数の少ないモデル2が不安定なモデルとなった。これはモデル2が出発地別、交通機関別の実旅行時間の標準偏差をパラメータ推計前に必要としていて、この標準偏差の変動がパラメータモデルの非安定性の要因となっているためである。

ただし、この結果は今回行ったアンケート調査データに基づく分析を行ったときの結論であり、例えばデータ量が増加すると、また違った結論になる可能性がある。特に実旅行時間の標準偏差の変動についてはデータの増加とともに急速に安定すると思われる、大量のデータが存在するのであれば、遅刻リスクを考慮したモデルが選択される可能性がある。

6. 結論と今後の課題

同じ現象を説明するモデルが既に存在するものに対して、新しいモデルを構築する場合、新しいモデルが採用されるに値するものかどうかを合理的に検証することが必要である。これまで交通現象を表現するモデルを開発した際、モデルが改善されたかどうかを主観的な判断か、決定係数、T-VALUEといった、モデル全体を評価するには余り適当でない方法に頼ってきた。特に、データ量に限りがある場合、モデルの規模を考慮してモデルを評価する必要がある。本研究では、このような問題に対しNPB法を利用することを提案し、実際に空港アクセスモデルの改良に利用し、一定の成果をあげることができた。

しかしNPB法はモデル評価基準としては、定量

的に比較することはできず、ブートストラップ標本に対する評価の段階で恣意性が存在する。今後は、一元的比較を可能にするため、モデル評価をより定量的に行う方法を試みる必要がある。そのためにはAICをはじめとするモデル選択理論の利用を検討することが望まれる。

謝辞

大阪空港におけるアンケート調査の際、運輸省大阪航空局、大阪空港事務所の方々および日本航空、全日空、日本エアシステムの方々に多大な協力をいただきました、ここに謝意を表します。

参考文献

- 1) 赤池弘次：情報量規準AICとは何か、数理科学 NO.153, pp.5-11, 1976.
- 2) 竹内啓：情報統計量の分布とモデルの適切さの規準、数理科学 NO.153, pp.12-18, 1976.
- 3) Diaconis, P. and Efron, B.: Computer-interactive methods in statistics, Scientific American. 248 pp.116-130, 1983.
- 4) 松原望 訳：コンピュータがひらく新しい統計学サイエンス, pp.58-75, 1983.
- 5) 小西貞則：ブートストラップ法による推定量の誤差評価, 村上征勝, 田村義保 編「パソコンによるデータ解析」朝倉書店, pp.123-142, 1988.
- 6) 岸野洋久：「社会現象の統計学」朝倉書店, pp.133-155, 1992.
- 7) R.G. Ibbotson, R.A. Sinquefeld: Stocks, Bonds, Bills, and Inflation; Simulation of the Future (1976-2000) Journal of Business 49, No.3, 1976.
- 8) Hall, R.W.: Travel outcome and performance the effect of uncertainty on accessibility, Transportation Research, Vol.17B, pp.275-290, 1983.
- 9) 内田敬, 飯田恭敬, 松下晃：通勤ドライバーの発着時刻決定行動の実証分析, 土木計画学研究論文集 NO.11, 1990.
- 10) 岡田良司, 角知憲, 杉野浩茂, 大枝良直：交通渋滞に回答する自動車通勤者の発着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.
- 11) 例えば森地茂, 屋井鉄夫, 兵藤哲朗：供給制約を考慮した航空需要モデル, 土木計画学研究論文集 No. 6, pp.209-215, 1988.
- 12) 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.
- 13) 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, 投稿中
- 14) 加藤文教, 門田博知, 浜田信二：道路の信頼性評価の簡便法, 土木計画学研究論文集, NO.4, pp.181-188, 1986.
- 15) 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.