

空港退出自動車交通量に関する混合ハザードモデルのEM推定*

EM Algorithm for Mixed Hazard Model for the Road Traffic Exiting from Airport*

奥村 誠**・塚井誠人***・カルロス ナバ フォンセカ****・吉村充功*****

By Makoto OKUMURA**・Makoto TSUKAI***・Carlos Nava FONSECA****・Mitsunori YOSHIMURA*****

1. はじめに

航空輸送は、わが国の旅客輸送手段として重要性をまし、800km以遠の長距離帯では新幹線をしのぐシェアを占めている。しかし、新幹線に比べると頻度が少ない上に、航空機への搭乗手続きや手荷物検査、降機および預託荷物の受け取りなどに時間を要する。さらに複数の航空会社が競争している路線の場合には、多くの需要が見込まれる時間帯に異なる航空会社の便が集中して設定される傾向も見られる。そのため平均的には十分な能力を有する空港でも、混雑時間帯や遅れによって複数の便が連続して到着すると、能力不足が発生してサービスレベルが低下する¹⁾。サービスレベルの低下は、空港利用者の所要時間の増加につながるが、これまでその実態を把握する簡易な手法は確立されていない。

筆者らは、空港利用者が出発便の予定時刻を踏まえ余裕時間を持って到着する行動の実態を把握するために、自動車の空港への到着交通量を連続観測した。この到着交通量は出発便予定時刻の25～60分前にピークを持っており、単峰型のハザードモデルに従う各出発便に対応する交通量が混合したもののみなすことができる。そこで、予定時刻が近接する出発便をグループ化した上で、モデルによる再現値の比率を用いて各時点の観測交通量を各出発便に配分する計算と、配分された値に最尤法を適用してハザードモデルのパラメータを推定する計算とを繰り返す方法を開発し、良好な推定結果を得ている²⁾³⁾。

本論文では、航空便到着後の利用者の空港滞在時間に着目し、空港から退出する方向の道路断面交通量(以下退出交通と呼ぶ)の解析を行う。この場合にも空港滞在時間

は単峰型の分布をしていると予想され、ハザード関数モデルが適用できると考えられる。ただし、基準時刻となる航空機の到着時刻は日によって変動しているため、便ごとに交通量の分解を行う必要がある。その際、先に開発した方法では、到着時刻が近接する複数の便に交通量をうまく配分できないという問題に加えて、繰り返し計算の収束性の理論的な考察が課題として残されていた。

本論文では、1日の退出交通において各便に関連する交通が占める比率を非観測変数と見なせば、EMアルゴリズムの考え方に基づいて非観測変数とモデルパラメータを交互に推定する繰り返し手順が導出でき、その手順が収束性を持つことを示す。さらに2007年3月18日のアクセス鉄道開業をはさんだ4週間における、仙台空港からの退出車両の交通量観測値に提案手法を適用した結果について述べる。

2. 混合ハザードモデルとEMアルゴリズム

(1) 有限混合ハザードモデル

航空便が到着後、旅客は降機、到着ロビーへの移動、預託荷物がある場合にはその受け取り、用便、買物や食事などのために空港施設内に滞在する。この滞在時間は行動の内容により個々の旅客ごとに異なるが、1つの便の利用者について集合的に考えると、標準的な滞在時間を中心とする単峰型の分布に従うと考えられる。このような時間の分布を統計的に扱う手法にハザード関数モデル、あるいは生存関数モデルがある。以下では空港での滞在を「生存」、退出を「死亡」とみなす。

基準時刻からの経過時間を τ とすると、次の微小時間に生存者 $S(\tau)$ の中から死亡が発生する確率をハザード確率 $h(\tau)$ と呼ぶ。実現象ではハザード確率が経過時間に対して減少する初期故障現象と、増加する劣化故障現象が見られる。以下に示すワイブル分布は、パラメータによってこれら両方の形状を表現できるという特長から、実証分析において頻繁に用いられている。

$$h(\tau) = \exp(\lambda)\gamma\tau^{\gamma-1} \quad (1)$$

生存者の時間変化を表す $dS(\tau)/d\tau = -h(\tau)S(\tau)$ と式(1)を連立すると、生存関数と死亡の無条件確率は以

* キーワーズ：発生交通、空港・港湾計画、時間利用
 ** 正員、博(工)、東北大学東北アジア研究センター (仙台市青葉区川内41, TEL022-795-7571, mokmr@cneas.tohoku.ac.jp)
 *** 正員、博(工)、広島大学大学院工学研究科 (東広島市鏡山1-4-1, TEL082-424-7827, mtukai@hiroshima-u.ac.jp)
 **** 非会員、M. Eng、東北大学大学院工学研究科博士後期課程 (仙台市青葉区川内41, TEL022-795-7467, alberto@cneas.tohoku.ac.jp)
 ***** 正員、博(工)、日本文理大学工学部建築学科 (大分市大字一木1727, TEL097-524-2611, yoshimuramt@nbu.ac.jp)

下のように与えられる。

$$S(\tau) = \exp(-\exp(\lambda)\tau^\gamma) \quad (2)$$

$$f(\tau) = h(\tau)S(\tau) \quad (3)$$

$$= \exp(\lambda)\gamma\tau^{\gamma-1} \exp(-\exp(\lambda)\tau^\gamma)$$

第 k 日の i 番目の退出者の時刻を t_i^k とする。この退出者は当日の到着便のいずれかの旅客であるとする。航空機の到着後、旅客が駐車場や送迎車べいに移動し自動車観測断面を通過するまでには最低10分程度必要であるため、第 j 到着便の到着時刻の10分後を基準時刻 t_j^k とおくと、経過時間は $\tau_{ij}^k = t_i^k - t_j^k$ となる。また、ハザードの分布形状は、到着便ごとの客層、すなわち利用頻度の高いビジネス客かグループの観光客かという違い、または混雑時間か昼食時かといった到着時間帯の違いによって異なると考えられる。そこでパラメータ λ, γ は便ごとに与えるが、日付 k によらないと仮定する。

いま、第 k 日の到着便が有限の J 個であるとき、その日の退出者が第 j 便の利用者である確率を π_j^k とすると、 i 番目の退出者が第 k 日の時刻 t_i^k に退出する確率は、以下のような有限混合ハザードモデル⁴⁾ で表現できる。

$$g(t_i^k | \lambda, \gamma, \pi) = \sum_{j=1}^J \pi_j^k f(\tau_{ij}^k) \quad (4)$$

$$\sum_{j=1}^J \pi_j^k = 1 \quad \forall k \quad (5)$$

有限混合ハザードモデルは、以上で述べたように生存時間や滞在時間が異なる複数のグループが混合しているような現象に当てはまる⁵⁾ ほか、一人や一世帯の行動の中に複数の行動原理が存在すると考え、非集計的な分析に用いることもできる^{6) 7)}。

(2) EMアルゴリズム

EMアルゴリズム(expectation-maximization)は、非観測変数 z を含むようなデータセットで未知パラメータ θ を最尤推定する手法の一つである⁸⁾。以下観測変数を x と表わすと、本来は完全観測対数尤度 $l_c(\theta; x, z) = \log p(x, z | \theta)$ を最大化すべきところ、尤度関数に z が含まれるため直接最大化できない。そこで、非観測変数を含む不完全観測対数尤度 l について、次の2つのステップを交互に繰り返すことによって近似的に θ を計算するという方法が提案されている。

a) E-Step (expectation)

観測データ x とパラメータ $\theta^{(m)}$ が与えられたもとで、完全データの対数尤度関数 $\log p(x, z | \theta)$ の、非観測データ z についての条件付き期待値 $z^{(m)}$ を求める。つまり、

$$Q(z^{(m)} | \theta^{(m)}) = E[l(z^{(m)} | x, \theta^{(m)})] \quad (6)$$

$$= E[\log p(z | x, \theta^{(m)})]$$

を計算する。

b) M-Step (Maximization)

対数尤度関数の条件付き期待値を最大化するパラメータ $\theta = \theta^{(m+1)}$ を求める。つまり、

$$\theta^{(m+1)} = \arg \max_{\theta} l(\theta | x, z^{(m)}) \quad (7)$$

を計算する。

EMアルゴリズムでは繰り返し計算の過程で尤度が低下しないため、何らかの値に収束することが保障される。しかし一般的には尤度関数に大域的凸性がないため、初期値によって局所解に収束してしまう危険性があることがわかっている^{8) 9)}。

交通計画分野におけるEMアルゴリズムの適用例としては、無回答データの補完への応用がある¹⁰⁾ が、潜在クラスモデルにおけるサンプルのクラス帰属確率の推定問題¹¹⁾ も同様の数学的構造を有している。

(3) 有限混合ハザードモデルへのEMの適用

(1) で述べた有限混合ハザードモデルにおいて、第 k 日 i 番目の車両の退出時刻 t_i^k は観測可能な変数 x であるが、その車両が第 j 便の客であることを示すダミー変数 d_{ij}^k は観測不可能な変数 z に相当する。このとき未知パラメータ θ は、各便のハザード関数のパラメータ λ_j, γ_j と第 k 日第 j 便利用者の比率 π_j^k である。

d_{ij}^k を所与とした場合の t_i^k の条件付確率は、以下の分布に従う。

$$p(t_i^k | d_{ij}^k, \theta) = \prod_{j=1}^J g(t_i^k | \lambda_j, \gamma_j)^{d_{ij}^k} \quad (8)$$

非観測変数 d_{ij}^k は以下の多項分布に従う。

$$p(d_{ij}^k | \theta) \propto \prod_{j=1}^J \pi_j^k d_{ij}^k \quad (9)$$

すなわち t_i^k, d_{ij}^k を同時に観測する確率は、

$$p(t_i^k, d_{ij}^k | \theta) \propto p(t_i^k | d_{ij}^k, \lambda, \gamma, \pi) p(d_{ij}^k | \lambda, \gamma, \pi) \quad (10)$$

$$\propto \prod_{j=1}^J \pi_j^k d_{ij}^k g(t_i^k | \lambda_j, \gamma_j)^{d_{ij}^k}$$

となる。ベイズの定理より、式(10)はパラメータ θ に関する尤度を与える。 t_i^k, d_{ij}^k を所与とすれば、

$$l(\theta | t, d)$$

$$= \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^{N_k} \sum_{j=1}^J d_{ij}^k [\log g(t_i^k | \lambda_j, \gamma_j) + \log \pi_j^k] \quad (11)$$

のように、不完全観測対数尤度は、ハザード関数の対数尤度と不完全観測変数の対数尤度の和となる。ここで N_k は第 k 日の車両数を表わしており、

$$N_k = \sum_{i=1}^{N_k} \sum_{j=1}^J d_{ij}^k \quad (12)$$

が成り立つ。

a) E-Step

$\pi_j^{k(m)}, \lambda_j^{(m)}, \gamma_j^{(m)}$ を所与としたとき, $d_{ij}^{k(m)}$ の条件付き期待値 $Q(z^{(m)} | \theta^{(m)})$ は以下ようになる。

$$\hat{d}_{ij}^{k(m)} = \frac{\pi_j^{k(m)} g(t_i^k | \lambda_j^{(m)}, \gamma_j^{(m)})}{\sum_{j=1}^J \pi_j^{k(m)} g(t_i^k | \lambda_j^{(m)}, \gamma_j^{(m)})} \quad (13)$$

b) M-Step

式(11)の尤度関数 $I(\theta | t, d^{(m)})$ をパラメータ θ について最大化し更新値 $\theta^{(m+1)}$ を求める。

$\lambda_j^{(m+1)}, \gamma_j^{(m+1)}$ に関しては, 式(13)で求めた $\hat{d}_{ij}^{k(m)}$ を所与として各便に対応するサンプルを考え, それらについて通常の最尤法を適用すればよい。

$\pi_j^{k(m+1)}$ に関しては, 式(5)の制約に対応するLagrange乗数を μ とすると, 式(11)の1階の最大化条件より,

$$\frac{\partial L}{\partial \pi_j^k} - \mu = \sum_{i=1}^{N_k} \frac{\hat{d}_{ij}^k}{\pi_j^k} - \mu = 0 \quad (14)$$

となる。さらに式(12)の関係を考慮すると,

$$\pi_j^k = \frac{1}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} \hat{d}_{ij}^k \quad (15)$$

が得られる。すなわち式(13)で求めた $\hat{d}_{ij}^{k(m+1)}$ を集計した各便の利用者の比率に合わせて $\pi_j^{k(m+1)}$ を改定すればよい。

以上により筆者らの先行研究²⁾で提案した手法を, EMアルゴリズムから導くことができ, 収束性に対して理論的な根拠を与えることができた。EMアルゴリズムには大域解に達する保証がないことから, 異なる初期値から計算を行うことが必要となる。なお同様の推定方法は池田らの消費者物価指数の改定行動の分析¹²⁾において用いられている。

表1 計測期間中の5:00-24:00の退出交通量(台)

日	月	火	水	木	金	土
3/4	3/5	3/6	3/7	3/8	3/9	3/10
3648	3168	3205	3186	3386	3701	3220
3/11	3/12	3/13	3/14	3/15	3/16	3/17
3683	3190	3193	3380	3760	3484	3293
3/18	3/19	3/20	3/21	3/22	3/23	3/24
3516	2664	2665	2614	2625	3046	3118
3/25	3/26	3/27	3/28	3/29	3/30	3/31
3493	3103	3051	3048	3069	3135	2749

3/18(日): アクセス鉄道開業

3/21(水): 春分の日

3. 仙台空港退出交通量データへの適用

(1) 退出自動車交通量の観測

仙台空港構内から主要アクセス道路である県道仙台空港線に退出する断面における自動車交通量を, 独SDR社製の超音波式トラフィックカウンターを用いて計測した。なお, この道路と別に名取市道からも空港への出入りが可能であるが, その交通量は仙台空港線の1/10以下である。観測断面の内側には仙台空港の旅客ターミナルビルをはじめとする航空関連の施設と国設の駐車場, バスストップとバスの待機場がある。一方, 仙台空港の周辺のレンタカーの営業所や一部の民営駐車場はこの観測断面の外側に存在するため, 利用者は空港ビルの前に来ている送迎のワゴン車等を利用してこの断面を退出することとなる。このような送迎車両の多くは到着便に合わせる形で運行されており, 車両台数が利用者に比例するわけではない。利用者数の変化が観測交通量の変化に与える影響は, 国設駐車場の自家用車に比べると小さいと考えられる。

計測期間は仙台空港アクセス鉄道開業日である2007年

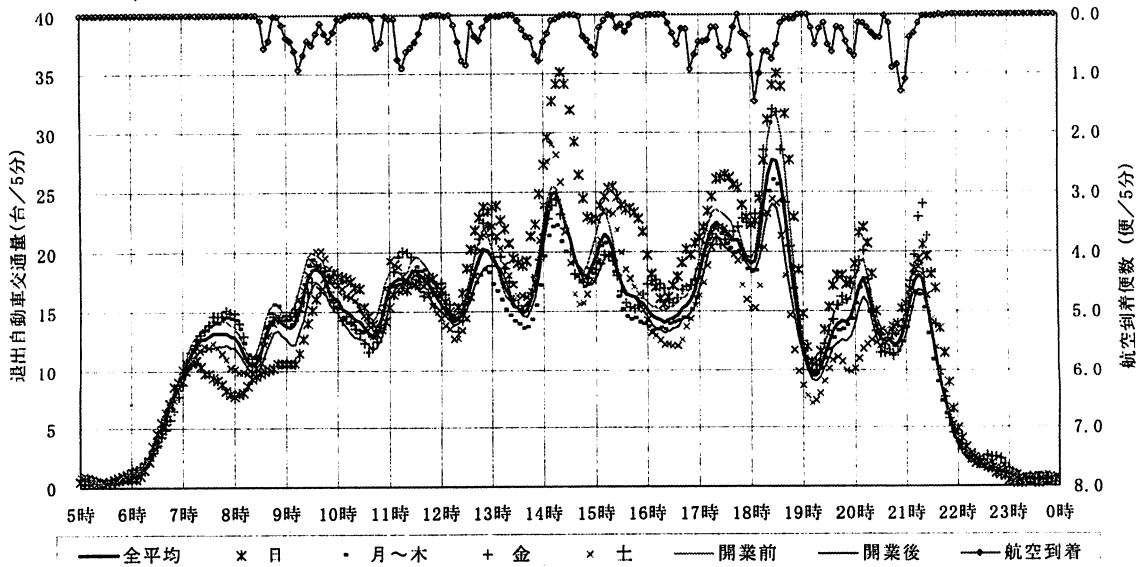


図1 5分間退出交通量の時間変動と航空便の実到着時刻の分布

3月18日(日)をはさむ3月2日~4月4日であるが、航空ダイヤに変更がなく、航空便の運行情報を獲得できた3月4日(日)~3月31日(土)の28日間における5:00~24:00の5分間交通量について分析する。

期間中の退出交通量を表1に示す。曜日別に見ると日曜日、金曜日は他の曜日よりも交通量が多い。3月21日の春分の日はその前後の平日よりも交通量が多い。また、3月18日の鉄道開業以降は平日では300~800台程度、週末では200~500台程度交通量が減少しており、鉄道への転換が起こっていると考えられる。

(2) 退出交通量の時間変動

退出交通量は時間的に変動しており、14:00から14:30、18:15から18:45という時間帯のほか、7:40、9:40、11:30、12:50、15:10、17:20、20:10、21:15ごろにピークが存在することが多い。図1は、5分間交通量の細かな変動をならすために30分間の移動平均値を計算し、さらに分布の特徴が異なる曜日をまとめてそれらの平均値を計算したものである。これによるとピークの出現時刻はほぼ似ているものの、ピークの高さは曜日によって異なる。日曜日は午前中は少ないが、14時台と18時台のピークをはじめとして午後交通量が多い。金曜日は7時台から9時台の交通量と18:00以降の交通量が多い。土曜日は13:00と14:10のピーク時は多いが16:00以降の交通量が少ないのが特徴的である。他の月曜から木曜までの平日の交通量は、図中太線で示した全体の平均値とほぼ一致しているが、9:00までの朝の通勤時の交通量が多く、13:00から17:00の日中の交通量が若干少ない。

図1の中の細い実線で、鉄道開業前の14日間と開業後の14日間の平均交通量を示している。開業後の低下が顕著な時間帯は、朝の通勤を含む7:00から11:00まで、12:50前後、15:00前後、夕方の通勤を含む16:00から20:30まで、21時台の前半である。7:00までの早朝と21:30以降の深夜はほとんど変化がなく、鉄道の頻度が低いことが原因である可能性がある。また、日中の13時台から15時台にかけての退出交通量は、鉄道開業の影響が見られない。この時間帯は土日の交通量が多い時間帯であり、家族連れの観光目的旅客など、自動車から鉄道への転換を起こしにくい旅客の割合が大きいことが推察される。

(3) 航空便到着時刻と基準時刻の設定

期間中の国内線39便の到着時刻を、航空会社のホームページから採取した。図1の上部に5分ごとに観測期間中に到着した便数の平均値を示す(右目盛)。これより5分間に1機以上が到着することはほとんどないこと、16:00から21:00の間はほぼ連続的に到着していること、日中や夜間に比べて朝や夕方は到着時刻が乱れやすく広く分布していることがわかる。なお、分析期間中(28日間)には15:40着の

IBEX伊丹便が客の少ない平日に10日間計画欠航したほか、突発的な理由による欠航が4便で生じた。なお、国際線は毎日就航の便が12:30着のソウル便のみで使用機材も小さいため、以下の分析では考慮しない。

先に述べたように、39の国内便については実際の到着時刻の10分後を基準時刻とするハザード関数を設定する。図1からわかるように、朝の到着便に先立ち7:50ごろをピークとして前後に多くの交通量がある。また金曜日には最終の到着便以降の22時台にも小さなピークが見られる。これらを表現するため、国内便に対応する39個のハザード関数に加えて、7:50と22:05を基準時刻として、それぞれの前後方向にハザード関数を設定する。

これらの早朝と深夜のほか、日中においても、断面交通量の中には定期バスや空港施設への荷物の搬入やなどの業務交通が存在するため、到着便とは直接関係のない交通が含まれている。本来は別途費用をかけて目視等によりこれらの業務交通量を計測し、トラカンの計測交通量から差し引くことが望ましいが、費用の問題も大きいので今後の課題とする。より簡易な方法としては4.で述べるように、観測交通量の中から自家用車に当たる車長の交通量を抜き出して分析することも考えられる。

(4) パラメータの収束性

EMアルゴリズムの特性上、尤度関数の大域性が保障できないため、複数の初期値の組み合わせに対して計算を行った。パラメータの初期値が便ごとに異なる場合や π_j^k の初期値のばらつきが大きい場合には、10回以内の計算の途中ですべての日の利用率がゼロとなるような便が出現し、それ以降のパラメータの更新が行われなくなるという現象が生じた。逆に、パラメータ値や π_j^k の初期値を均等に設定すると、どのような初期値から開始しても、ほとんどのハザード関数のパラメータは同一の値に接近していくことがわかった。

式(13)と(15)からわかるように、本アルゴリズムにおいてある日のある便の利用率 π_j^k が一旦0になると、それ以降は0に固定されて正の値を持つことはない。複数の便の到着時刻が集中する時間帯では、どの便の利用率が最初に0になるかによって、以降の計算結果が不連続的に異なってくる。初期値を均等においた繰り返し計算では、約20回目まではパラメータがスムーズに更新されていくが、それ以降は集中時間帯の便に対応する2~4個のハザード関数のパラメータが不規則に振動し安定しないという状況が発生した。

以上のことから、EMアルゴリズムに立脚した本手法のパラメータの大域的な収束性には問題が残されているが、到着時刻が近接しない時間帯の便に対しては安定な値が得られている。不安定な動きを見せる便についての利用率 π_j^k の計算値についても、隣接便についての和

をとればその値はほぼ安定している。以上から、交通量を厳密に各便に配分するという点では問題は残るが、交通量の時系列的な変化を理解して時間帯別の交通量の予測を行うという用途であれば、実用上の問題は少ないと判断した。

(5) ハザード関数の推定結果

以下では43のハザード関数のすべてについて、パラメータの初期値を $\lambda_j = \exp(1)$, $\gamma_j = 2.0$ と設定した場合の計算結果を述べる。なお欠航便の π_j^k は0に固定し、その他の便の初期値は利用率が均等になるように設定した。パラメータ値は1回目の更新で大きく変化した。その後の変化幅は λ が0.001以下、 γ が0.2以下

であり、18回目までは変化幅は徐々に小さくなった。40回目で π_j^k の変化が十分に小さくなったと判断し、計算を打ち切った。その時点のハザード関数のパラメータ推定値を表2に示す。なお、最尤法の計算においては $\lambda, \log \gamma$ を変数としているため、 t 値は γ が有意に1以上でハザードの最大値は基準時刻から離れた場所に存在することを表している。

パラメータ推定値から求めた平均滞在時間は15分から50分であるが、他の便との到着時刻の間隔が影響している。すなわち9:55着JAL福岡便、12:50着ANA札幌便、14:00着ANA伊丹便、15:40着IBEX伊丹便など、次の到着便までに50分以上の間隔がある便では平均滞在時間が長い。前述したように、本研究の観測交通量には時間的

表2 推定されたハザード関数と平均利用者数

ハザード	exp(λ)	(t 値)	γ	(t 値)	相関係数	平均滞在時間	平均台数	開業前 台数	開業後 台数	変化量 (台)	変化率
名A0845	0.000667	2.92	2.121	59.7	0.945	27.9	77	86	69	-17	0.80
名J0905	0.000197	5.53	2.668	26.4	0.752	21.8	15	16	14	-2	0.88
伊J0910	0.000275	4.01	2.406	48.2	0.821	26.8	50	55	45	-10	0.82
伊A0915	0.000111	5.47	2.841	38.5	0.798	22.0	32	33	31	-3	0.91
札A0935	0.000255	11.46	2.489	48.1	0.838	24.6	50	66	38	-28	0.58
福J0955	0.000358	5.68	1.958	96.9	0.953	49.1	204	220	188	-32	0.85
伊A1050	0.000035	3.45	2.917	61.2	0.944	30.0	80	80	80	0	1.01
伊J1115	0.000199	10.14	2.600	31.1	0.701	23.6	21	21	21	0	1.02
福A1130	0.000386	7.01	1.972	85.0	0.895	46.8	157	176	149	-28	0.84
成A1135	0.000537	8.60	1.972	56.5	0.757	40.2	69	60	79	19	1.32
伊J1230	0.000512	4.94	1.837	69.7	0.759	50.4	106	128	101	-27	0.79
札J1230	0.000062	9.47	2.786	50.3	0.849	28.8	55	71	43	-28	0.60
札A1250	0.000290	4.82	2.055	82.1	0.898	46.1	147	154	162	8	1.05
札J1345	0.000178	8.15	2.480	44.1	0.842	28.8	43	47	39	-9	0.82
札A1400	0.000245	9.58	2.190	72.0	0.711	39.4	111	103	127	24	1.23
伊A1400	0.000276	11.15	2.031	83.5	0.808	48.9	152	163	142	-20	0.88
伊J1450	0.000174	8.51	1.854	102.3	0.732	48.5	229	318	139	-179	0.44
名A1500	0.000638	5.89	2.046	67.2	0.810	32.3	97	79	114	35	1.44
伊J1540	0.000051	4.46	2.381	61.2	0.688	55.0	81	169	115	-54	0.68
神J1635	0.000243	4.48	2.528	39.4	0.863	23.9	34	34	36	2	1.05
広A1655	0.000051	4.43	2.867	46.5	0.776	28.0	47	62	33	-29	0.53
沖J1655	0.000041	4.09	2.895	46.9	0.776	29.2	48	42	57	15	1.35
沖A1700	0.000004	5.57	3.484	52.5	0.784	32.5	59	61	61	0	1.00
福J1730	0.000057	4.64	2.803	57.3	0.829	29.1	71	92	55	-37	0.60
伊J1810*	0.000040	4.01	2.909	49.4	0.806	29.0	53	43	62	19	1.44
成A1810	0.002410	4.11	2.111	26.4	0.608	15.4	15	17	15	-2	0.86
伊A1810	0.000148	3.98	2.760	38.4	0.680	21.7	32	42	27	-15	0.64
札A1815	0.000067	6.69	3.001	40.3	0.705	22.0	35	31	43	12	1.39
札J1825	0.000249	9.77	2.556	59.0	0.772	22.8	76	82	69	-13	0.84
小A1835	0.000595	4.25	1.993	77.7	0.882	36.8	130	135	125	-10	0.93
札A1925	0.000036	4.71	3.055	45.7	0.848	25.4	45	56	34	-22	0.61
名A1940	0.000048	5.08	3.026	49.2	0.885	23.9	53	58	47	-10	0.82
名J1955	0.000108	4.25	2.638	49.0	0.805	28.3	52	61	42	-19	0.70
伊A2000	0.000002	3.47	3.905	57.2	0.903	26.1	68	75	66	-9	0.87
伊J2025	0.000002	3.59	3.839	47.7	0.896	27.6	47	48	47	-2	0.97
福A2050	0.000027	3.44	3.111	39.6	0.827	26.3	34	35	36	1	1.04
札J2055	0.005900	3.36	1.768	19.6	0.474	16.2	8	8	9	1	1.13
神A2100	0.000028	3.69	3.194	36.9	0.833	23.9	29	45	23	-22	0.51
福J2100	0.000008	16.69	3.466	45.0	0.722	26.6	43	44	42	-2	0.96
bef0750	0.010400	9.63	1.248	86.1	0.897	33.9	161	173	150	-23	0.87
aft0750	0.008450	8.20	1.229	95.7	0.944	38.3	201	215	186	-29	0.86
bef2205	0.010600	0.94	1.341	49.4	0.855	27.0	53	49	58	9	1.19
aft2205	0.013700	7.61	1.140	39.8	0.525	35.1	37	39	36	-3	0.93

* JEX2209便は、3/4~3/15:1810着、3/16~3/31:1730着

な減衰が小さい業務交通が含まれており、次の便までの間隔が長い時間帯ではその影響が強くて、平均滞在時間が長くなっていると考えられる。逆に9時台、18時台及び21時前後の集中する時間帯の到着便に対する平均滞在時間は20～30分程度と短くなっている。また、集中時間帯の便では平均滞在時間帯の計算値が短いものほど、 π_j^k から計算される平均利用者数は小さく、ハザード関数の当てはまりを示す相関係数も小さな値となっている。また、22:05を基準として設定した後方へのハザード関数の当てはまりは悪い。

表2の右側では、各便に対応する交通量について、鉄道開業前の14日間の平均値と開業後の14日間の平均値を比較している。これより、朝の9時台と夕刻の18時台および19時台の便では、退出交通量は減少しており鉄道への移行が進んでいる。日中は交通量が増加している便と減少している便が混在しているが、福岡、広島、伊丹便など個人のビジネス客の利用が多い便では退出交通量の減少が見られるのに対し、観光客やグループでの利用が多い沖縄便では鉄道への移行が起こりにくいことやレンタカーの利用が多いことに起因して断面交通量の減少は見られない。さらに、追加的に設定した朝晩のハザードを見ると、鉄道のサービスレベルが比較的高い朝は13%程度の交通量の減少が見られるのに対して、22:05以降の深夜の交通量の減少は7%程度にとどまっている。

(6) 交通量の再現結果

各便に割り当てられた交通量にハザード関数から得られる確率を掛け合わせて5分間交通量の再現値を求め

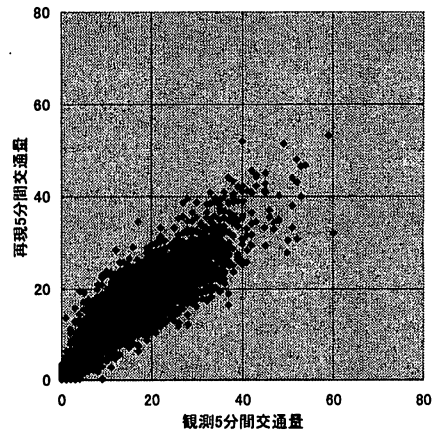


図2 5分間交通量の再現性

ることができる。これと実績値との散布図は図2のようであり、ピーク時の交通量もよく再現できている。相関係数は0.904であった。

一方、5分間交通量の再現値と実績値の28日間の平均値の比較を図3に示す。日中のピーク時を除けば、平均値はほぼ良好に再現されていることがわかる。図3の下方には、各ハザード関数による再現交通量の28日間の平均値もプロットしている。朝夕の便に関する交通量が短時間に集中した形状を取っているのに対して、日中の便の交通量は長時間にわたって広く分布している。また、追加的に設定した早朝深夜のハザードによる交通量は、それぞれ長時間に緩やかに変化していることがわかる。

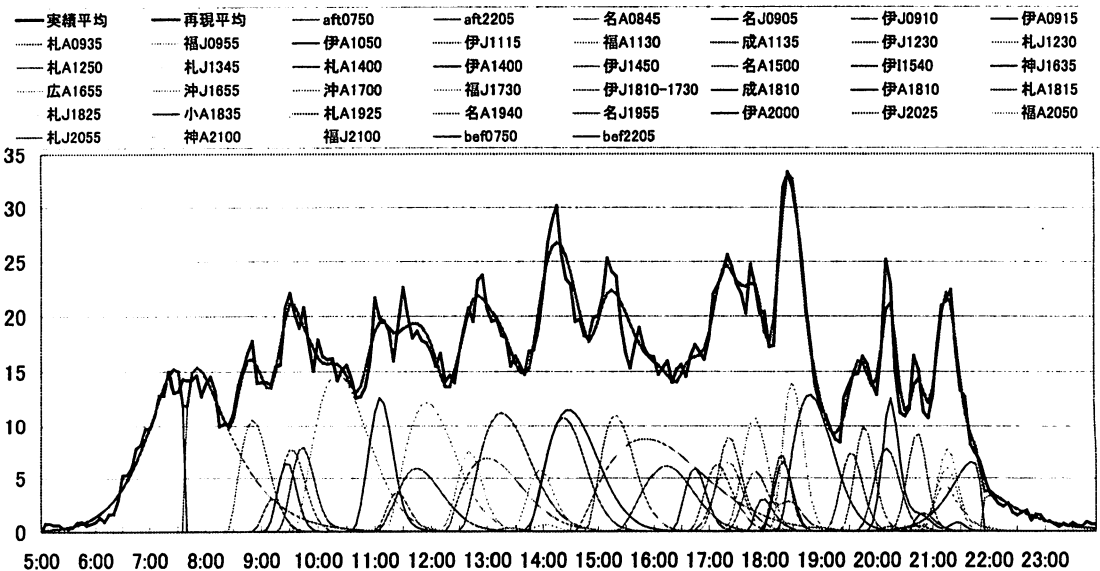


図3 実績・再現5分間交通量の28日平均値の比較

4. おわりに

本研究では、空港からの退出交通量を異なる航空便に対応する交通に分割する方法を、EMアルゴリズムの考え方に基づいて構築し、仙台空港の観測結果に当てはめることにより、アクセス鉄道開業の影響についての考察を行った。その結果、朝夕に比べ、日中の到着便利用者の鉄道利用は進んでおらず、それが航空便の性格に依存している可能性を示した。

本方法はこのようなサービス変化の前後における利用状況の変化を、実施が困難なアンケート調査なしに分析できるという特徴を有しており、今後の応用範囲は広いと思われる。もちろん、本方法の妥当性を確認するためには、自動車交通量調査と平行して空港ビルへの業務車両の出入りの目視調査、利用者へのアンケート調査を行って、検討を加えることが望ましい。さらにアクセス鉄道の利用に関して、自動改札機の通過データなどの細かな時間解像度のデータが入手できれば、本研究の知見を確認することに役立つと思われる。

今回使用したトラフィックカウンターでは、個々の車両の速度とおおよその車長を獲得できるが、以上の分析ではこれらの情報は使用していない。自家用車とバスでは利用者の特性が異なり、空港滞在時間も異なると考えられる。またトラックによる業務交通は日ごとの変動は少ないと考えられる。今後は交通量データを車長別に細分した上での分析を行うことが望まれる。

分析手法についてもいくつかの課題が明らかになった。本論文では、ハザード関数の形状は航空便ごとに一定であると仮定したが、遅延や先行便の欠航、到着便の集中によるターミナル施設や駐車場の混雑などの影響によって形状が変化する可能性がある。ハザードモデルの説明変数にこれらの状況を表す変数を追加することが望まれる。また、短い間隔でハザード関数を設定するとパラメータの推定値が振動するなど、信頼性が確保できないという性質が明らかとなった。今後の適用性を高めていくためには、適用例を蓄積して利用するデータ数と基準時刻の最小間隔との関係を経験的に明らかにしておくことが望まれる。

本研究は科学研究費基盤研究(B)17360249の成果の一部である。また、自動車交通量の計測に当たり、国土交通省東京航空局仙台空港事務所、東北大学大学院の学生諸氏の協力をいただいた。記して感謝の意を表します。

参考文献

- 1) P.T.Wang and D.E.Pitfield: The derivation and analysis of the passenger peak hour: an empirical application to Brazil, *Journal of Air Transport Management*, Vol.5, 135-141, 1999.
- 2) 塚井誠人・奥村誠・吉村充功: 施設利用交通の目的時刻別交通量への分解, 交通工学研究発表会論文報告集, No.26, 237-240, 2006.
- 3) 奥村誠・塚井誠人・吉村充功: 仙台空港利用車両の時間分布特性の分析, 交通工学研究発表会論文報告集, No.27, 177-180, 2007.
- 4) McLachlan, G., Peel, D.: *Finite Mixture Model*, Wiley, 2000.
- 5) 塚井誠人・井上英彦・奥村誠: 集計的な到着・出発時刻分布に基づく滞在時間モデルの推定方法, 土木計画学研究論文集, Vol.21, No.2, 443-448, 2004.
- 6) 桑野将司・藤原章正・張峻屹・岡英紀: 複数ピークを持つ分布形状を取り入れた世帯自動車保有期間モデルの開発と政策分析への応用, 日本都市計画学会論文集, 571-576, 2007.
- 7) 田澤直幹: 潜在クラスを考慮した中心市街地回遊行動モデルの構築とシナリオ評価, 東京大学大学院工学研究科都市工学専攻修士論文, 2007.
- 8) S. Akaho: Mixture model for image understanding and the EM algorithm, ETL Technical Report TR-95-13, 1995.
- 9) S. Akaho and H.J. Kappen: Nonmonotonic generalization bias of Gaussian mixture models, *Neural Computation*, Vol.12, No. 6, 1411-1428, 2000.
- 10) Fujiwara, A., Sugie, Y. and Harada, S.: Effectiveness of EM-based imputation methods on correcting item non-response biases in travel diaries. *Selected Proceedings of the 9th World Conference on Transport Research*, 2003
- 11) 佐々木邦明・森川高行・杉本直: 潜在セグメントを考慮した動的な休日買物目的地選択分析, 土木計画学研究・論文集, Vol.12, 397-404, 1995
- 12) 池田大輔・西岡慎一: 価格設定行動とハザード関数—CPIマイクロデータを用いた実証分析, 日本銀行ワーキングペーパー, No.06-J-24, 2006.

空港退出自動車交通量に関する混合ハザードモデルのEM推定*

奥村 誠**・塚井誠人***・カルロス ナバ フォンセカ****・吉村充功*****

本論文は、空港からの退出交通量を異なる航空便に対応する交通に分割する方法を構築した。退出交通において各便に関連する交通の比率を非観測変数と見なせば、EMアルゴリズムの考え方に基づいて、この非観測変数とモデルのパラメーターを交互に計算する手順が導出できることを示した。さらに2007年3月18日のアクセス鉄道開業前後の4週間における、仙台空港からの退出車両の交通量観測値に適用した結果、朝夕に比べ、日中の到着便利用者の鉄道利用は進んでおらず、それが航空便の性格に依存している可能性を示した。

EM Algorithm for Mixed Hazard Model for the Road Traffic Exiting from Airport*

By Makoto OKUMURA**・Makoto TSUKAI***・Carlos Nava FONSECA****・Mitsunori YOSHIMURA*****

Road traffic exiting from airport can be modeled by a mixed hazard model, where each hazard function corresponds to the passengers from arrival flight. This paper proposes an iterative estimation procedure for the model based on the theory of EM (Expectation-Maximization) Algorithm. The procedure is applied to the traffic data of four weeks at Sendai Airport, where new railway access line were introduced on March, 18th, 2007. The results shows that arrival passengers by daytime flights do not use railway as much as the morning or evening flyers, possibly depending on their travel purpose.
