

交通性能照査に向けた混合正規分布モデル によるトリップ長分布の推定

山本 真誉¹・柳沼 秀樹²・寺部 慎太郎³

¹非会員 株式会社東京建設コンサルタント 東北支社（〒980-0811 仙台市青葉区一番町2-10-17）

E-mail: yamamoto-ma@tokencon.co.jp

²正会員 東京理科大学 理工学部土木工学科（〒278-8510 千葉県野田市山崎2641）

E-mail: yaginuma@rs.tus.ac.jp

³正会員 東京理科大学 理工学部土木工学科（〒278-8510 千葉県野田市山崎2641）

E-mail: terabe@rs.noda.tus.ac.jp

性能照査型道路設計では、どのような指標で性能照査を行うかが重要となる。しかしながら、トラフィック機能だけでなくある程度のアクセス機能も求められる一般道路の性能照査では両機能の特性を十分に把握できていない状況にある。既往研究では、トラフィックおよびアクセス機能の特性はトリップ長分布で近似できるとされているが、精度良く推定する手法が確立していない。本論文では、性能照査型道路設計で必要となるトリップ長分布をプローブデータから推定する手法を構築する。具体的には、埼玉県春日部市から千葉県白井市間の国道16号をケーススタディとして、1ヶ月分のプローブデータを用いて、多峰性や非対称性などの複雑な形状を有するトリップ長分布を混合正規分布モデルにより推定した。その結果、どの交差点も6～7つの正規分布を用いれば、高い精度でトリップ長分布を近似できることが確認された。

Key Words: traffic performance, hierarchical road, probe data, trip length, gaussian mixture model

1. はじめに

現行の道路構造令に基づく道路設計は、単路部の計画交通量を基本として、そこから円滑な交通を実現する幅員などが算出できるため、ほぼ自動的に道路構造を決定することが可能である。ただし、これらの設計値は、設定した計画交通量の範囲において有効であり、かつ円滑な交通を示す指標は旅行速度ではなく交通容量が用いられている。すなわち、現行の道路設計は、単路部の交通量とそれに対応した交通容量に強く依存しており¹⁾、交通量を単純に処理することに特化しているため、道路の利用特性に関する配慮が不足している。

ある断面で観測される車両は、長距離を走行する通過交通、身近な生活利用としての短距離交通、沿道施設を利用するアクセス交通など多種多様である。そのため、想定した設計交通量と実交通量との間に乖離が発生し、かつ整備後に沿道施設が立地することによって幹線道路であっても供給されているサービスレベルは低い状況にある。

そのような背景の下、単路部の交通容量以外にも沿道状況など、より実交通を示す性能指標を設計に用いて道路機能を向上させる性能照査型道路設計が進められている。この考え方に基づいて、新たな道

路整備計画の検討も行われており、例えば、山川ら²⁾は、沼津・三島周辺での幹線道路整備計画について、性能照査型道路設計の考え方をを用いて旅行時間を性能指標とした検討をしている。しかしながら、一般道路では、トラフィック機能だけでなく、沿道施設に出入りするアクセス機能も求められているが、性能照査を実施する上で必要となるトラフィック機能とアクセス機能のそれぞれに応じた利用特性を把握できていない。さらに一般道路では、規制速度に関係なく沿道に商業施設が立地することで、アクセス交通が増大する要因となっている。例えば、トラフィック機能の高い道路にアクセス交通が多く混在することにより、待ち時間の増大などにより本来求められているトラフィック機能が損なわれる等の問題が生じる。

葛西ら³⁾は、トラフィック機能とアクセス機能のそれぞれを示す指標を何らかの方法で決定しない限り、一般道の正確なサービス水準の評価はできないと指摘している。さらに、一般道路の交差部で長距離のトリップが多い道路に比較的短距離のトリップの交通が混入する場合、上位のトラフィック機能に対してアクセス交通比率が高くなり、下位のアクセス交通が上位のトラフィック機能を阻害する可能性がある、とも指摘している。このため、トラフィッ

ク機能とアクセス機能を示す指標として、長距離トリップ側への許容阻害度といった指標が必要とし、これはトリップ長の比率を用いて近似できると考えた。

以上より、一般道路の性能照査のためには、トラフィック機能とアクセス機能の指標を示すトリップ長分布が有効であると考えられるが、複雑なトリップ長分布を推定する実用的な手法は存在しない。そこで、本論文では、埼玉県春日部市～千葉県白井市を含む5枚の2次メッシュの内の国道16号をケーススタディとして、2015年10月の1ヶ月分のプローブデータからトリップ長分布を推定する手法を構築する。具体的には、トリップ長分布が多峰性や非対称性などの複雑な形状を有していること、短距離、長距離などの複数のトリップにより構成されていることを踏まえて、混合正規分布モデルを援用したトリップ長分布の形状推定を試みる。これにより、不明瞭であった一般道路の性能指標の1つとしてトリップ長分布が利用可能となり、一般道路の性能照査の一助となることが期待される。

2. 既往研究のレビュー

(1) 性能照査型の意義

交通工学会の報告書⁴⁾では、性能照査型の意義について述べられており、これが実現されると道路の階層化が達成される。図-1は、道路階層が高速道路と一般道の2階層の場合（図中の現状）に対して、一般道が複数に階層化された場合のトリップ長と旅行時間の関係を概念的に示したものである。現状では、道路利用者は35km/h程度の旅行速度で一般道を走行し、必要に応じて高速道路を利用することで目的地に到達している。すなわち、ある一定の移動距離において、利用者が享受されるサービスは、高速道路を利用できる機会（出発地から高速道のICまでの距離）を考慮しなければ一様となる。これに対して、一般道の階層化により図-1に示す機能が確保されているとすれば、長距離トリップ交通は上位の道路階層を利用する機会が多くなるため、旅行時間

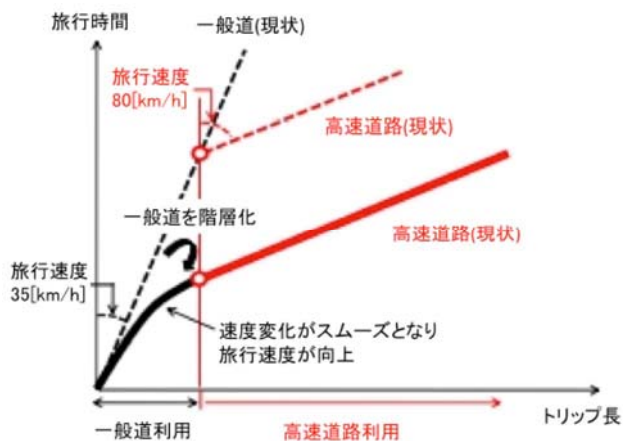


図-1 階層化によるサービス速度の変化²⁾

が相対的に向上することにより、利用者ニーズに即したサービスレベルが実現可能となる。

(2) 一般道路の性能照査³⁾⁵⁾⁶⁾

下川ら⁵⁾は、性能照査型道路設計の課題として、性能照査に用いる指標が曖昧であることを指摘している。中村ら⁶⁾はドライバーの観点から性能照査することを試みているが、高速道路の単路部に絞って旅行速度を性能指標とした分析を行っている。このように、道路計画における性能照査は、議論を複雑化させないために、多種多様な交通が存在する一般道ではなく、トラフィック機能の卓越する自専道に焦点を当てて取り組まれてきた経緯がある。

一般道は、トラフィック機能、もしくはアクセス機能のみを重視する道路はほとんど無く、一般国道のようにトラフィック機能を担保すべき道路もあれば、生活道路のようにトラフィック機能よりもアクセス機能を担保すべき道路もあり、広く定義される。そのため、トラフィック機能とアクセス機能の重みが重要となる。しかしながら、トラフィック機能が1単位損なわれるときにアクセス機能がどの程度向上するのと言ったトラフィック機能とアクセス機能の重み（代替関係）を示す研究は見られない。トラフィック機能とアクセス機能との重みについて、何らかの方法で決定しない限り、一般道の適切な性能照査の実施は困難であると考えられる。さらに、一般道では、規制速度に関係なく沿道に商業施設が立地していることがアクセス交通を増大させる要因となっている。トラフィック機能の高い道路にこのようなアクセス交通が多くみられた場合、待ち時間の増大、本線通行側の低下速度など交通流への阻害などの問題が発生し、旅行速度の低下につながるため、性能指標には沿道土地利用の考慮も必要である。

葛西ら³⁾は、前述したトラフィック機能の高い道路にアクセス交通が多くみられる状況は、一般道路の交差点で長距離のトリップが多い道路に比較的短距離のトリップの交通が混入することでも起きているとしている。これにより、下位のアクセス交通が上位のトラフィック機能を阻害する可能性がある、と指摘している。このため、トラフィック機能とアクセス機能を示す指標として、長距離トリップ側への許容阻害度といった指標が必要とし、これはトリップ長の比率を用いて近似できると考えた。

(3) 本論文の位置付け

トラフィック機能とアクセス機能を示す指標として、一般道の性能照査ではトリップ長分布が重要であるとする。しかしながら、トリップ長分布は多峰型かつ、非線形な複雑な形状をしているため、容易に推定できない。そこで、本論文では、トリップ長分布を性能照査型に用いることを念頭に、多峰型の分布に対応した混合正規分布を用いてトリップ長分布の形状の推定を行い、推定されたトリップ長分布のパラメータ等から性能照査型に対する示唆を整理する。

3. 分析データの概要

(1) プローブデータの取得期間

本論文では、携帯カーナビによるプローブデータとETC2.0プローブデータの2つを用いる。取得期間は、2015年10月1日から31日までの1ヶ月間である。データは、両者共に「10/01 00:00:00」から開始されるが、取得終了は携帯カーナビプローブデータでは「10/31 23:59:59」を越えると終了する。一方、ETC2.0プローブデータでは10月31日中で走行しているならば、エンジンが止めない限り11月1日中でも取得されることに注意したい。

(2) 携帯カーナビによるプローブデータ⁷⁾

本論文では、(株)ナビタイムジャパンから購入した携帯カーナビプローブデータを使用した。このデータは、同社が提供しているアプリケーション「NAVITIMEドライブサポーター」もしくは「CAR NAVITIME for Smartphone」が起動しているときに記録される走行履歴データである。運転者ごとに日別ユーザーIDと経路IDが付与されており、アプリが終了もしくは同じ地点に15分以上停車するとデータの記録が打ち切られて、再出発時に新たに異なる経路IDが付与される。なお、プローブ車両の走行道路は、株式会社ゼンリンの道路ネットワークデータのリンク・ノードデータにマッチングされており、道路ネットワークデータには、走行道路の道路規格など道路情報も含まれている。

(3) ETC2.0によるプローブデータ⁸⁾

本論文では前述の携帯カーナビにくわえてETC2.0プローブデータも用いる。ETC2.0から得られるプローブデータは、走行履歴データと挙動履歴データに大別される。走行履歴データは、当該車両が200m走行もしくは進行方向が45°以上変化した時点で位置情報が記録される。格納されているデータは、時刻、緯度経度、道路種別、速度等の情報である。一方、挙動履歴データは、前後加速度、左右加速度、ヨー角速度のどれか一つが一定の閾値を超えた時点でデータを取得する。データは時刻、緯度経度、道路種別、速度に加え前後加速度、左右加速度、ヨー角速度等の情報である。ETC2.0プローブデータは、ITSスポットの通信領域を通過してから上限80kmまでのデータをITSスポットに送信されてデータが取得される⁹⁾。ITSスポットを通過し続ければ、80km以上のトリップも取得可能である。本研究では、走行履歴データをデジタルロードマップ(DRM)のリンク単位に集計したデータも用いる。分析に利用するデータは、車両ID、トリップID、リンクに進入・退出した時刻、その時刻に通ったリンクID、道路種別、旅行速度等の情報である。

(4) プローブデータの留意点

上記のようなプローブデータを用いる場合、日常交通の取得、トリップの分断、抽出率について留意す

る必要がある。

日常交通の取得について、携帯カーナビプローブデータでは、携帯アプリに目的地を入力する必要があるため、日常的に発生する通勤や買物などのトリップデータが取得されにくい点があるが、ETC2.0では車両に取り付けたセンサーによりエンジンのオン・オフで自動的に取得される。現状、ETC2.0は、軽自動車等の取得率は低い。携帯カーナビプローブデータより日常交通のデータの取得が可能である。

トリップの分断について、ETC2.0ではトリップの分断が頻繁に発生するが、携帯カーナビプローブデータでは、電波が遮断されてもマップ・マッチングで補正を行うため、ETC2.0よりもトリップの分解は発生しない。

抽出率について、ETC2.0の普及率はまだ低い。圏央道での割引などの普及政策が実施されており、将来的にこの問題は解消されると思われる。

本論文では以下のようにも考えている。抽出率の低いと、十分な精度で母数を推定できない。しかし、navitimeでは日常交通、ETC2.0では特定の車に偏っているなど、普及率が十分でも1種類のデータでは取得できないトリップも存在する。これより、本論文では、トリップ長の取得が可能なことと、普及率より多種類のデータを用いることが重要とし、2つのプローブデータを用いている。

以上を踏まえて、本研究では2つのデータを用いることで補完し合うことができると考える。

なお、ETC2.0を搭載した車両がnavitimeのアプリを使用している可能性があるが、ごく少数と考えられるため、本研究ではこれを考慮しない。

(5) データクレンジング

本論文では、ETC2.0プローブデータと携帯カーナビプローブデータの2つを統合したデータからトリップ長分布を求める。以下に本論で行ったデータクレンジングの手順を示す。

はじめに、100km以上のトリップ数が全体の10%以下だったため、推定対象から除外した。さらに、100km未満のトリップで統合したデータでは、0~1kmのデータが全体の7.5%を占めていた。それらのデータはトリップの記録が中断されたデータが多く存在すると考えられるため、分析に用いる際には取り除く必要がある。以上より、本研究でのクレンジングは、0~100kmの統合データの5パーセンタイルのデータを削除するものとした。トリップ長で表すと、0~0.637km帯のデータを削除した。よって、分析の際は、0.637~100kmのプローブデータを用いる。図-2にそれぞれのデータのトリップ長分布と、1[km]単位トリップ長で2つデータの割合がわかるトリップ長分布を示す。

4. ケーススタディの概要

(1) 対象地域

本研究のケーススタディ地域を図-3に示す。今回

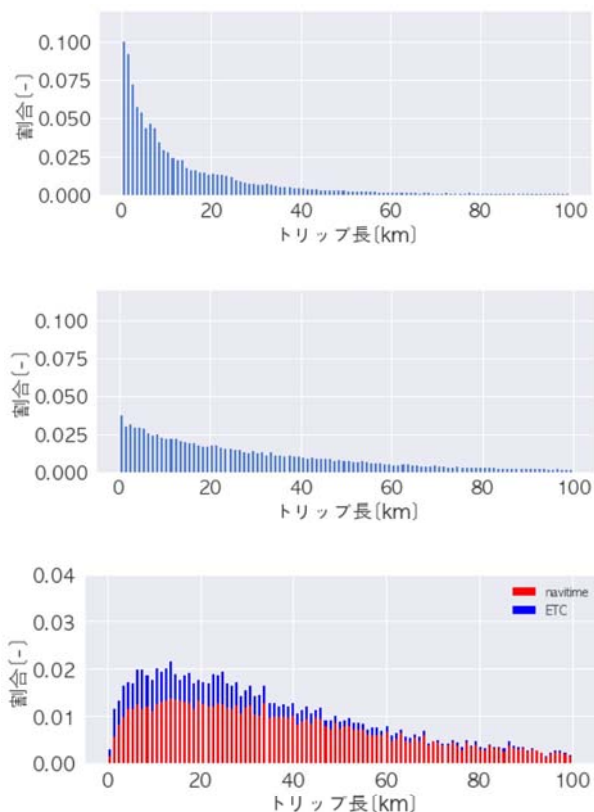


図-2 トリップ長分布

(上:ETC2.0, 中:Navitime, 下:データの割合)

は、埼玉県春日部市から千葉県白井市を含む5枚の2次メッシュに含まれる国道16号を対象とした。その理由として、住宅開発や大規模店舗の開発により、交通量が増加することで渋滞が促進されていること¹⁰⁾、開発により異なるトリップ長の混在が想定されることなどが挙げられる。

国道16号の対象区間で代表的な交差点として、春日部市、野田市、柏市、白井市から小湊、野田市駅前、呼塚、白井の4ヶ所を選定した。交差点は、様々なトリップ長が混在するように市役所付近かつ一般国道または主要地方道と接続する交差点を選出した。さらに、交差する道路の種別が異なる環境でのトリップ長の混在の違いを見るために、柏市内で主要地方道と交わる若柴も選定し、以降では計5ヶ所での分析を行う。



図-3 ケーススタディ

5つの交差点の1ヶ月データのデータ数と日別の抽出率について、表-1に示す。表-1より5つの交差点の抽出率は1%以下と低いが、3-(4)で前述した理由で本研究では使用する。

(2) トリップの判定

トリップの抽出判定について、イメージ図を図-4に示す。トリップの抽出判定は、交差点の中心ノードを持つ国道16号線上のリンクを路線に沿って通過することを条件にしている。交差点中心のノードに対して接続する2つのリンク（上流・下流のリンク）を判定に用いる。交差点を通過、進入、退出した対象トリップとするため、2つのリンクを両方とも通過する必要はなく、どちらか一方のリンクを通過した場合に交差点を通過したトリップとして判定する。なお、交差点の中心ノードを通過しても国道16号線上のリンクを通過しない横断交通は、交差点のトリップと判定しない。

5. トリップ長分布の推定

(1) トリップ長分布の推定における留意点

本研究では、トリップ長分布の推定を試みる。一般動路のトリップ長分布は、短距離、長距離などの様々な距離帯のトリップが混在していることにより、図-2で示すような多峰型かつ非対称性の分布をしているので、単純には推定できない。また、トリップ長の混在も考慮して距離帯属性で分けた上で近似しなければならない。これらの2点を満たすものとして、図-5に示す混合正規分布モデルに着目した。

混合正規分布モデルは、正規分布を要素モデルとして、複数の要素モデルからなる混合分布を表現するモデルである。図-5では3つの正規分布からなる混合正規分布が示されている。複数の正規分布をつ

表-1 ケーススタディのデータ数

	1月分 データ数		抽出率 (日別)	
	navitime	etc	navitime	etc
呼塚	5518	1460	0.004	0.001
白井	3854	1660	0.003	0.001
小湊	2980	601	0.003	0.001
野田市駅入口	3801	839	0.003	0.001
若柴	5264	1461	0.004	0.001

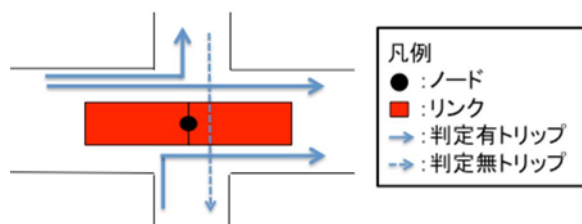


図-4 トリップの判定

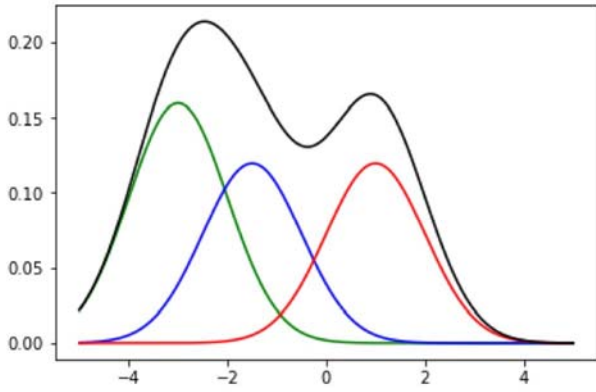


図-5 混合正規分布の例

なげて形成されるので形状が多峰型かつ非対称の分布となる。

また、混合正規分布は、要素モデル毎に正規分布平均、分散、混合比の3つのパラメータを出力される。この特性からクラスタリングにも用いられている¹⁰⁾。これより、要素モデルのパラメータを解釈することでトリップ長分布を距離帯属性に分けることができる。以上のことから、トリップ長分布の形状の近似には混合正規分布モデルを用いる。

(2) 混合正規分布モデル¹²⁾

混合正規分布モデルの定式化について述べる。正規分布の確率密度関数 $\phi(\cdot)$ は以下のとおりである。

$$\phi(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) \quad (1)$$

ここで、 x はデータ、 μ 平均、 σ^2 は分散である。M個の正規分布を要素モデルとする場合、確率密度関数は以下になる。

$$p(x; \theta) = \sum_{m=1}^M \pi_m \phi(x; \mu_m, \sigma_m) \quad (2)$$

パラメータ π_m は要素モデルがデータを生成するために選ばれる混合比を表しており、以下の制約を満たす必要がある。

$$\pi_m \geq 0 (m = 1, \dots, M), \quad \sum_{m=1}^M \pi_m = 1 \quad (3)$$

式(3)より、混合比 π は、要素モデルがデータを生成するために選ばれる確率とみなせる。要素モデル m が選ばれ、そのモデルからデータ x が生成される同時分布の密度関数は式(4)のようになる。

$$p(x, m; \theta) = \pi_m \phi(x; \mu_m, \sigma_m) \quad (4)$$

このため、混合分布はどの要素モデルから生成されたかという情報に関して式(4)の同時分布を周辺化したものと考えることができる。ベイズの定理を用いれば、データ x が観測されたとき、それが要素モデル m から生成された事後確率は以下のように算出できる。

$$p(m|x; \theta) = \frac{p(x, m; \theta)}{p(x; \theta)} = \frac{\pi_m \phi(x; \mu_m, \sigma_m)}{\sum_{m=1}^M \pi_m \phi(x; \mu_m, \sigma_m)} \quad (5)$$

この事後確率を用いて、データが生成されたと考えられる要素モデルを決定する。

n 個のデータが観測された時、混合正規分布モデルの尤度関数は以下の式で定義される。

$$\begin{aligned} \hat{\theta} &= \operatorname{argmax}_{\theta} \sum_{i=1}^n \log p(x_i; \theta) \\ &= \operatorname{argmax}_{\theta} \sum_{i=1}^n \log \sum_{m=1}^M \pi_m \phi(x_i; \mu_m, \sigma_m) \end{aligned} \quad (6)$$

式(6)では対数の中に和があるため推定量は陽に推定できない。もし、データ x_i を生成した要素モデル m_i がわかっていると、最尤推定量は以下のように陽に記述できる。

$$\begin{aligned} \hat{\theta} &= \operatorname{argmax}_{\theta} \sum_{i=1}^n \log p(x_i, m_i; \theta) \\ &= \operatorname{argmax}_{\theta} \sum_{i=1}^n \log \pi_{m_i} \phi(x_i; \mu_{m_i}, \sigma_{m_i}) \end{aligned} \quad (7)$$

しかし、入力されるデータには生成した要素モデルを示すラベル m_i が欠損しているため、式を適用できない。そこで、欠損している不完全データを完全データのフレームワークで逐次的に解決する EM アルゴリズムを用いる。

(3) EM アルゴリズム¹³⁾

EM アルゴリズムは、期待値を計算する E-step と最大化を行う M-step で構成されており、この2つを反復してパラメータを推定する。まず、暫定的に初期値 $\theta^{(0)}$ を与える。E-step では現在のパラメータ $\theta^{(0)}$ のもとで尤度関数の条件付き確率に関する期待値である Q 関数を計算する。最期に M-step では E-step で計算した Q 関数を最大化するパラメータ $\theta^{(1)}$ を、非線形最適化等を用いて求める。その上で、初期値 $\theta^{(0)}$ を $\theta^{(1)}$ に更新し、収束条件を満たすまで2つの step を反復することで、 θ を推定する。

具体的には、E-step は式(8)、M-step は式(9)のようになる。

$$Q(\theta, \theta^{(t)}) = \sum_{i=1}^n \sum_{m=1}^M p(m|x_i; \theta^{(t)}) \log p(x_i, m; \theta) \quad (8)$$

$$\theta^{(t+1)} = \operatorname{argmax}_{\theta} Q(\theta, \theta^{(t)}) \quad (9)$$

なお、EM step が1回終了するごとに $t=t+1$ とする。

(4) 混合正規分布モデルの留意点

EM アルゴリズムの収束値は極大値であるが、大域的極大値になるとは限らないため、異なる初期値か

表-2 推定パラメータ

要素モデル	呼塚			白井			小淵			野田市駅入口			若柴		
	平均	分散	混合比	平均	分散	混合比	平均	分散	混合比	平均	分散	混合比	平均	分散	混合比
1	1.78	0.58	0.02	2.71	1.03	0.02	4.36	1.69	0.06	4.34	1.74	0.05	2.06	0.79	0.03
2	5.40	2.04	0.10	7.43	2.18	0.07	10.91	3.32	0.16	12.40	4.39	0.17	5.64	1.86	0.07
3	11.31	3.73	0.15	13.54	2.66	0.09	19.11	3.36	0.11	26.44	8.79	0.29	11.87	3.55	0.12
4	23.59	7.25	0.25	22.59	5.77	0.26	31.41	9.17	0.31	53.36	15.74	0.41	22.61	6.59	0.21
5	43.62	12.11	0.33	36.37	10.10	0.32	57.37	13.34	0.30	86.74	6.05	0.06	42.43	12.08	0.39
6	71.43	10.34	0.13	63.83	13.06	0.20	85.16	6.17	0.05	97.48	1.18	0.01	71.41	10.69	0.15
7	91.47	5.00	0.04	90.49	5.57	0.04	97.31	1.37	0.01				91.79	4.91	0.04
相関係数			0.967			0.955			0.923			0.918			0.955

ら幾つかの推定値を求め、最も尤度が高いものを採用する。また、混合正規分布モデルを推定する際には、要素モデルの数(混合数)が問題となる¹⁴⁾。要素モデルの数が多ければ、データへの当てはまりはよくなるが、**overfitting**が懸念される。そのため、分布の特徴を十分に捉えられる範囲で可能な限り少ない混合数で推定できることが望ましい。

本研究では、初期値 $\theta^{(0)}$ を平均が 1 から 100 の間で無作為抽出し、分散を全て要素モデルに対して 1、混合比は 1 を要素モデルの数で除した数値として、合計 100 通りの初期値で計算を行い、最も尤度が高い θ を採用した。また、混合数が 1 から 10 の各ケースでそれぞれモデルを推定し、最も BIC(ベイズ情報量規準)が低い混合数を採用している。図-6 に混合数の選出例を示す。

(5) 推定結果と考察

表-2 に推定されたパラメータを示す。全ての交差点で相関係数が 0.9 以上と当てはまりは良好である。混合数は野田市駅入口で 6 となり、白井、小淵、呼塚、若柴は 7 となった。混合数に大きな差が見られない。推定されたパラメータについて、野田市駅入口の第 5、6 要素モデルと白井、小淵、呼塚、若柴の第 6、7 要素モデルでは、パラメータに差が見られず、トリップ長が 90km 以降のトリップは全ての交差点を通過していると推察される。

混合正規分布モデルを用いて推定した呼塚と白井のトリップ長構成分布を図-7 に示す。図-7 より、呼塚、白井ともに 7 個の正規分布で構成されている。そして、呼塚では 35km、白井では 24km から 26km で見られるような急激な変化は正確には推定できてはいないが、全体的に分布の形状はあっている。

既往研究³⁾から、アクセス交通が多い短距離トリップをアクセス機能、道路を直進する通過交通が多い長距離をトラフィック機能とみなし、トリップ長分布から道路機能を判定できる。推定された要素モデルでは、短距離トリップを示す第 1 要素モデルなどをアクセス機能、長距離トリップを示す第 6、7 要素モデルをトラフィック機能として表現できる。呼塚と白井で比較すると、第 1、2 要素モデルでは呼塚

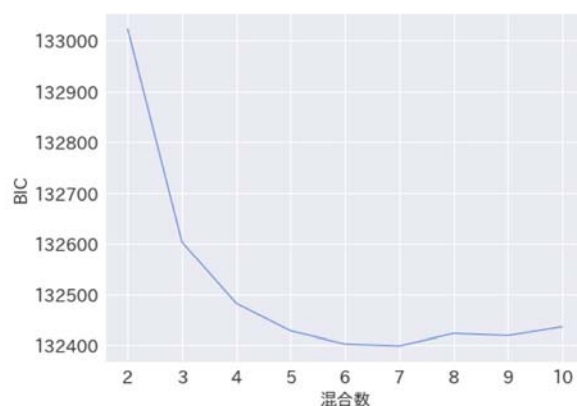


図-6 混合数の選出例

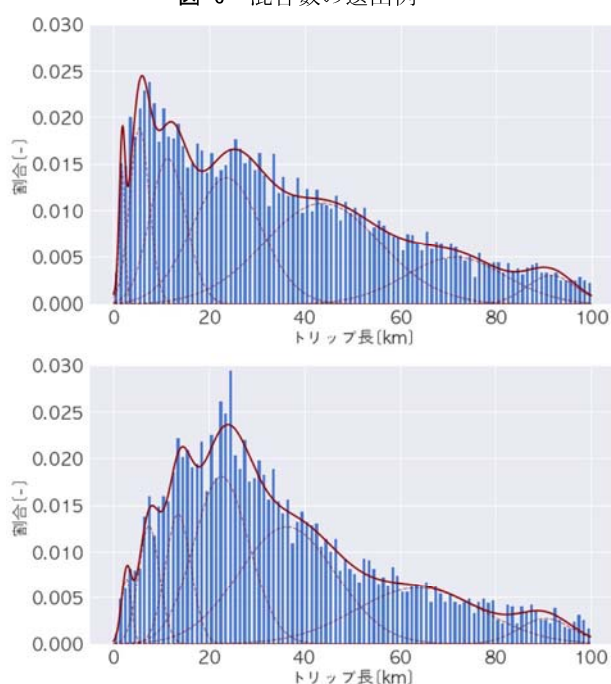


図-7 混合正規分布(上：呼塚、下：白井)

は白井より平均、分散が低く正規分布が短距離に寄っている。これより、呼塚は国道 16 号の中でもアクセス機能を多くもつことを示している。これは、呼塚周辺では商業施設が多く点在しているためと考えられる。

性能照査型では、道路機能を明確にする階層化を目指しており、例えば、呼塚のようなトラフィック機能が優先される道路にも関わらずアクセス機能が優勢となる交差点は好ましくない。混合正規分布モデルでは、各要素モデルでパラメータが算出されるので、土地利用など別のデータとの関係性についても整理できれば、特定のトリップ長を増減させることも可能となる。例えば、商業施設の立地を規制するなどの政策介入が短距離トリップのみを減らし道路機能の向上が期待され、本検討が性能照査型設計に資すると考えられる。

6. おわりに

本研究では、プローブデータを用いて、混合正規分布モデルを援用したトリップ長分布の推定を行った。成果として、混合正規分布モデルを用いることにより、高い精度でトリップ長構成の推定ができることが示された。さらに、各々の要素モデルのパラメータが土地利用などの別のデータから推定できれば、より明確なトリップの属性分けが可能となる。

今後の課題として、各々の要素モデルのパラメータ（平均および分散）と交差点付近の土地利用変数との関係を検討したい。これにより、道路周辺の土地利用に関する施策が特定のトリップ長の増減に与える影響を評価することが可能になる。しかしながら、現時点ではデータ数が少なく、混合数も交差点によって異なるため定式化を行うためには工夫が必要である。また、旅行速度など他の性能指標とトリップ長分布との関連も分析し、トラフィック機能とアクセス機能の重み付けの検討が必要である。さらに、道路機能を説明するために、50[km]以上の要素モデルを1つにし、トラフィック機能（長距離トリップ）とすることも考えられる。

混合数の決定については、本論文ではトリップ長分布の形状を良好に推定することを優先するために、ある程度細かく分類して BIC に基づいて混合数を決定した。しかしながら、各要素モデルについて別のデータで推定を行い、実利用を念頭においたモデルの簡略化や共通化についても検討も必要である。

参考文献

- 1) 中村英樹, 内海泰輔, 大口敬: 性能照査型道路計画設計の考え方と検討課題, 土木計画学研究・講演集 Vol. 35, 2007.
- 2) 山川 英一, 藤間 翔太, 野中康弘, 石田 貴志: 道路機能の階層性を考慮した高次都市拠点エリアにおける道路整備方針策定に関するケーススタディ, 土木計画学研究・講演集, Vol. 55, 2017.
- 3) 葛西 誠, 小田 崇徳: 一般道サービス水準の考え方と計測法に関する論点整理, 土木計画学研究・講演集 No. 47, CD-ROM, 2013.
- 4) 一般社団法人 交通工学研究会: 平成 24~26 年度基幹研究課題 道路の交通容量とサービスの質に関する研究 最終成果報告書 平成 27 年 8 月.
- 5) 下川澄雄, 中村英樹, 内海泰輔, 大口敬: 道路の階層区分を考慮した交通性能照査手法の提案, 土木計画学研究・講演集 No. 43, CD-ROM, 2012.
- 6) 中村英樹・鈴木弘司・劉俊晟: ドライバーストレスの間接計測に基づく高速道路単路部におけるサービス水準の評価, 土木学会論文集 No. 772, IV-65, pp. 11-21, 2004. 10.
- 7) 太田恒平, 大重俊輔, 矢部努, 今井龍一, 井星雄貴: 携帯カーナビのプローブ交通情報を活用した道路交通分析, 土木計画学研究・講演集, Vol. 45, 2012.
- 8) 国土交通省: ETC2. 0 の概要, 2016
- 9) 内田 佳希: 都心部における道路プローブの適用に関する課題と解決法に関する一考察, 平成 27 年度近畿 地方整備局研究発表会 論文集, <https://www.kkr.mlit.go.jp/plan/happyou/theses/2015/05.html>, 2015. 6. 29
- 10) 国道 16 号や周辺道路の現状: http://www.ktr.mlit.go.jp/chiba/kashiwa/chiba_kashiwa/pdf/v3chiikinogenjou1.pdf
- 11) 赤穂昭太郎: EM アルゴリズム: クラスタリングへの適用と最近の発展, 日本ファジィ学会誌, 12 巻, 5 号, p. 594-602, 2000
- 12) 金森敬文, 竹之内高志, 村田昇: R で学ぶデータサイエンス 5 パターン認識, pp. 36-49, 共立出版, 2009
- 13) 中村永友, 小西貞則: 情報量規準に基づく多変量正規混合分布モデルのコンポーネント数の推定, 応用統計学 Vol27, No. 3, 1998
- 14) 赤穂昭太郎: EM アルゴリズムの幾何学, 一般社団法人情報処理学会, 情報処理 37(1), 43-51, 1996
- 15) 上田修功, 中野良平: 混合モデルのための併合分割操作付き EM アルゴリズム, 電子情報通信学会論文誌. D-2, 情報・システム 2-パターン処理 00082(00005), 930-940, 1999-05-25
- 16) 中村永友: 多変量正規混合分布モデルに基づく分類法, 計算機統計学第 8 巻・第 2 号, 1995, 117-133
- 17) 中村英樹, 大口敬, 森田 緯之, 桑原雅夫, 尾崎晴男: 交通需要の時空間変動を考慮した新たな道路ネットワーク計画設計試論, 土木計画学研究・講演集, Vol. 33, 2006.
- 18) 後藤梓, 中村英樹, 浅野美帆, : 階層型道路ネットワーク計画・設計のための性能目標設定と階層配置に関する考察, 土木計画学研究・講演集, Vol. 50, 2014
- 19) 内海泰輔, 中村英樹, 磯和賢一, 渡辺将光: 機能に対応した道路計画設計のための交通量変動特性分析, 土木計画学研究・講演集 No. 33, CD-ROM, 2006.
- 20) 内海泰輔, 中村英樹, 大口 敬: 性能照査型道路計画設計における設計交通量の考え方, 土木計画学研究・講演集 No. 43, CD-ROM, 2011.
- 21) 渡辺将光, 内海 泰輔, 中村 英樹: 年間を通じた時間交通需要変動の再現手法の構築, 土木計画学研究・講演集 No. 34, CD-ROM, 2006.
- 22) 野中康弘, 泉典宏, 下川澄雄, 大口敬, 中村英樹: 道路計画設計における実用的な性能照査実施方法の提案, 土木計画学研究・講演集 No. 51, CD-ROM, 2015.
- 23) 葛西誠, 小田崇徳, 内海泰輔, 泉典宏, 山川英一: 一般道性能照査のための性能曲線推定法, 土木計画学研究・講演集 No. 51, CD-ROM, 2015.

ESTIMATION OF THE TRIP LENGTH CONSTITUTION BY THE GAUSSIAN MIXTURE MODEL FOR THE PERFORMANCE-ORIENTED HIGHWAY PLANNING AND DESIGN

Masataka YAMAMOTO, Hideki YAGINUMA, and Shintaro TERABE

It is important to understand what kind of performance index should be used for performance-oriented highway planning and design. Trip length is one of the important indices to reflect highway function. The road design for traffic function should not be used by the drivers with purpose of short trip since those drivers may travel longer distance due to lack of entry/exit. On the other hand, road design for access function should not be used for drivers of long trip since vehicles have to slow down when entry in or exit from facilities. Short trips and long trips are mixed on the road due to the current urban planning along the road. In this paper, we approximate trip length distributions by applying Gaussian Mixture Model. The trip length distributions at five intersections along National Road 16 between Kasukabe City, Saitama and Shiroy City, Chiba are obtained from the probe data of October, 2015. The result shows that every distributions can be composed by six or seven normal distributions. We achieved high correlation, more than 0.9, between actual and estimated trip length distributions