

# バスプローブデータを利用した所要時間信頼性評価手法の構築\*

## Evaluation Method of Travel Time Reliability Using Bus Probe Data\*

永廣悠介\*\*・宇野伸宏\*\*\*・飯田恭敬\*\*\*\*・田村博司\*\*・中川真治\*\*\*\*\*

By Yusuke NAGAIRO\*\*・Nobuhiro UNO\*\*\*・Yasunori IIDA\*\*\*\*・Hiroshi Tamura\*\*・Shinji Nakagawa\*\*\*\*\*

### 1. はじめに

現在道路交通のサービス水準の評価には、目的地までの所要時間を用いることが多いが、平均的な評価のみではなく、その変動に注目することも高水準のサービスの提供の観点からは重要である。一方、時空間的に詳細で広範囲の道路交通状況を把握可能なITS関連技術として、プローブカーの利用が考えられている。この時々刻々での道路交通状態を把握可能なプローブカーデータを有効活用し、道路ネットワークを多面的に評価するための方法論を構築することは、非常に重要な課題であると言える。本研究では、これまでに多数の詳細データが収集・蓄積されているバスプローブデータの有効活用を図り、道路交通のサービスレベルを評価するためのネットワークの所要時間信頼性に関する評価手法の検討・提案を目指す。

### 2. 利用バスプローブデータとデータ補正手法

#### (1) 分析に用いたデータ

本研究では、国土交通省近畿地方整備局によりプローブデータ収集端末が設置されている、路線バスによるプローブ調査データのうち、京阪バス枚方営業所管内を走行する路線バスのデータを借用し利用した。利用データは2003年12月13日から24日までの12日間のもので、バス1台1日の走行データが記録されている。このバスプローブデータにはバス運行関連の情

\*キーワード：ITS，ネットワーク交通流，交通計画評価  
\*\*学生員 京都大学大学院工学研究科都市社会工学専攻  
(京都市左京区吉田本町, TEL 075-753-5125)

\*\*\*正員 京都大学大学院工学研究科都市社会工学専攻  
\*\*\*\*フェロー 京都大学名誉教授, (社)システム科学研究所会長  
\*\*\*\*\*正員, (社)システム科学研究所

報(系統番号, 始発バス停での出発記録, 終点バス停での到着記録など)の記録がないことも考慮すると, 分析対象バス路線のデータを効率良く抽出し, 加工する方法の構築も重要である。

#### (2) 運行系統単位でのデータ抽出

1日分のプローブデータから分析対象となるバス路線の走行軌跡を抽出する。各バス系統に含まれる全バス停の座標を列挙したバス停位置座標テーブルと, プローブデータを照合し, バス停位置座標テーブルに記録されたバス停座標の近傍を座標テーブルの順に従って通過するプローブデータを対象系統のバス運行とみなした。

次にこのバス運行データに対し1次元化の処理を施す。本研究で用いるプローブデータはGPSにより計測される緯度・経度であり, 誤差の影響により対象路線の道路リンクから外れた地点情報が記録されることもあり得る。このようなデータを道路リンク上に吸着する操作を行うことで, バスの走行軌跡をバス路線に沿った距離成分のみで表現可能となる。バスプローブデータでは, 吸着先の道路リンクが与件であるため複雑なマップマッチング処理が不要である。

ここではバス路線を複数のリンクの集合として表す。プローブデータの道路リンクへの吸着処理は各観測点について独立に行い, 時間的に前後となる観測点の状況は考慮していない。プローブデータの各観測点の吸着先リンクの選択は, 各観測点から道路リンクまでの距離により決定し, 距離が最も短いリンクに対して, その最も近い位置へ観測点を吸着させることとする。

#### (3) バス停停止に伴う影響の除去

道路ネットワークにおける一般車両の走行特性と路線バスの走行特性との差異は, バス停での停止の有無, 走行車線の違い, 自由走行速度

の大小などに起因する。本研究では、このうちバス停での停止について補正を行い、バスプローブが計測した交通状態を、一般交通が遭遇する交通状態に近づけるための補正を試みる。

a) バス停停止判定法

ここではバスプローブデータの位置座標及び速度データを用いてバス停への停止を判定する。時点  $t$  における走行速度を  $v_t$ 、その路線上のバス停  $i$  までの距離を  $l_{it}$  とする。バス停での停止判別結果  $R_{it}$  を次のように定義する。

$$R_{it} = \begin{cases} 1 & \text{バス停停止} \\ 0 & \text{バス停停止以外} \end{cases} \quad (1)$$

バス停での停止判定は次式で表される。

$$\text{if } v_t \leq V \text{ and } l_{it} \leq L \text{ then } R_{it} = 1 \quad (2)$$

$$\text{else } R_{it} = 0$$

ただし、 $V$  はバス停停止と判定する速度の上限値、 $L$  はバス停までの距離の上限値である。

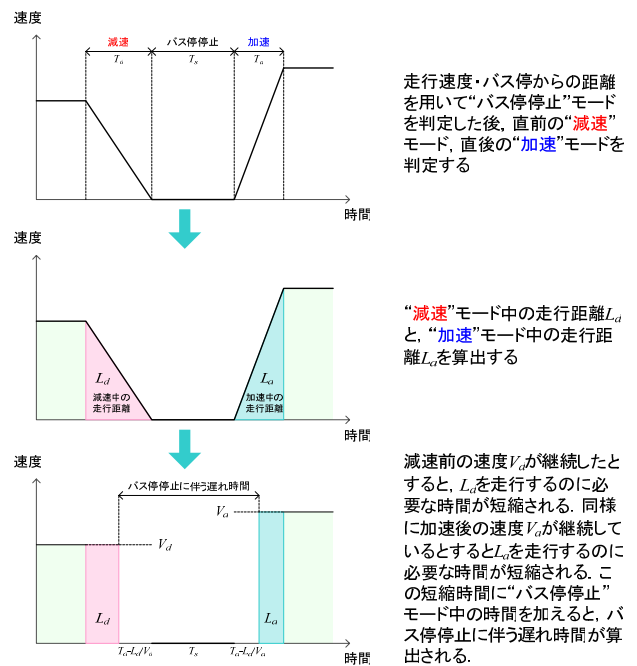
b) バス停停止前後の減速・加速判定法

バス停停止による減速・加速に伴う遅れも路線バスプローブと一般車両の走行特性との乖離に影響を与えると考えられるため、その乖離を補正する方法について説明する。“減速”モードについては、“バス停停止”モードと判定された時間帯直前のデータを対象として、バスの速度が概ね単調減少する時間帯のデータを抽出する。“加速”モードについても“バス停停止”モード直後から連続した時間帯で、速度が概ね単調増加する時間帯のデータを抽出する。

c) バス停停止に伴う遅れ時間の除去

バス停停止、減速、加速の各モードと判定されたデータを対象として遅れ時間を除去する。

“バス停停止”モードと判定された時間帯については、その時間を全て所要時間から除去する。次にバス停停止直前の“減速”モードについては、減速前の速度  $V_d$  が継続していると仮定し、減速中の走行距離  $L_d$  を速度  $V_d$  で走行した場合に要する時間  $L_d/V_d$  を推定し、これを“減速”モードの時間  $T_d$  から差し引いた遅れ時間  $T_d - L_d/V_d$  を除去対象とする。バス停停止直後の“加速”モードに関しても同様に、加速後の速度  $V_a$  が継続していると仮定し、加速中の走行距離  $L_a$  を速度  $V_a$  で除した  $L_a/V_a$  を“加速”モードの時間  $T_a$  から差し引いて推定した遅れ時間  $T_a - L_a/V_a$  を除去対



図－1 バス停停止に伴う遅れ時間の除去

象とする。図－1 に以上の手順を示す。

3. 所要時間分布の合成手法の構築

ここでは実測所要時間分布の合成によってネットワーク内の任意のOD間の所要時間分布を推定する方法について述べる。

(1) 検討対象バス路線

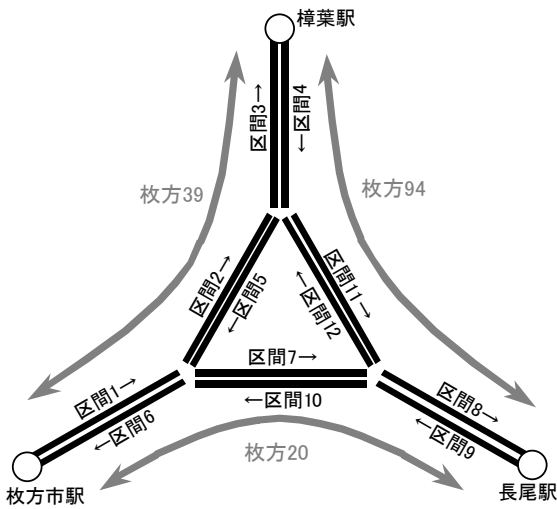
本研究の検討対象バス系統を表－1 に、その路線概要を図－2 に示す。表中の3系統は運行頻度が高くデータ数が多いこと、国道1号と接近・交差しており交通状態の時間変化が顕著であること、各路線が一部区間で重なっており、相互の関係を分析できること、そして、同じ起終点間をつなぐ2経路を構成することができ、経路毎の所要時間特性の評価ができることから検討対象路線として選択した。

(2) 実測所要時間分布の理論分布への適合性

図－2 に示した12区間について、計測された所要時間分布の特徴について分析した。所要時間がある種の理論分布に従うと仮定できれば、3(3)で述べる様に、平均値や分散といった特性値パラメータは異なる計測区間単位同士で合成可能であり、この合成後の特性値を用いて異なる計測区間の所要時間分布を合成して任意のOD間所要時間分布の分布形状を概ね把握可

表－1 各路線のバス停数と路線長

系統	起点	終点	バス停数	路線長(km)
枚方20	枚方市駅	⇒ 長尾駅	19	6.6
	長尾駅	⇒ 枚方市駅	19	6.3
枚方39	枚方市駅	⇒ 樟葉駅	21	8.3
	樟葉駅	⇒ 枚方市駅	21	7.9
枚方94	樟葉駅	⇒ 長尾駅	21	7.2
	長尾駅	⇒ 樟葉駅	21	7.3



図－2 路線概要図

能と考えている。各区間の実測所要時間について、その頻度分布を集計したもののうち、区間10について図－3に例示する。

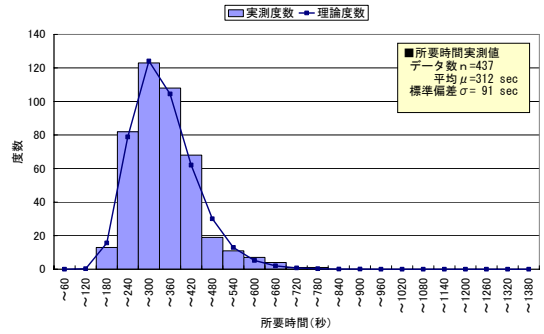
12区間の実測所要時間分布に共通する特徴は、分布形の左側の立ち上がり之急で、右側は比較的なだらかなことである。このような特徴を持った理論分布として、確率密度関数が次式で表される対数正規分布が考えられる。

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left\{-\frac{(\log x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right\} \quad (x > 0), \quad 0 \quad (x \leq 0) \dots\dots (3)$$

ここで  $\mu$ 、 $\sigma$  はそれぞれ所要時間  $X$  の自然対数  $\log X$  についての平均、標準偏差である。

図－3の折線グラフは、区間10の実測所要時間分布の平均値・分散と等しい値を有する対数正規分布の理論度数を表している。この理論分布と実測分布はかなり似通った形状であることがわかる。そこで、これらの区間所要時間実測データが対数正規分布に従うとの仮説を立て、適合度検定を行うことにした。表－2に有意水準  $\alpha=0.05$  で行ったカイ二乗検定の結果を示す。

12区間のうち、5区間については実測分布が対数正規分布に従うという帰無仮説が棄却されたが、残りの7区間については棄却されないという結果となった。帰無仮説が棄却された区間の分布を見ると、データの中に極端な外れ値が



図－3 実測区間所要時間分布と理論分布の比較

表－2 区間所要時間分布と理論分布への適合性

区間	データ数	所要時間(秒)		所要時間の対数値		対数正規分布への適合度カイ二乗検定			結果
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	自由度	臨界値(%)	カイ二乗値	
区間1	874	703	184	6.523	0.257	22	33.92	156.77	棄却
区間2	355	447	95	6.080	0.209	22	33.92	18.60	棄却されない
区間3	692	345	126	5.782	0.353	22	33.92	27.99	棄却されない
区間4	636	377	68	5.915	0.180	22	33.92	30.55	棄却されない
区間5	327	569	176	6.299	0.303	22	33.92	13.36	棄却されない
区間6	764	656	239	6.424	0.352	22	33.92	143.93	棄却
区間7	519	228	54	5.403	0.233	22	33.92	75.25	棄却
区間8	828	206	86	5.246	0.402	22	33.92	674.39	棄却
区間9	774	207	72	5.274	0.339	22	33.92	237.29	棄却
区間10	437	312	91	5.703	0.284	22	33.92	10.64	棄却されない
区間11	309	780	92	6.652	0.117	22	33.92	22.74	棄却されない
区間12	337	842	137	6.722	0.161	22	33.92	22.71	棄却されない

※有意水準  $\alpha=0.05$

見受けられ、これらカイ二乗検定に影響した可能性が考えられる。区間1、6、8及び9については、枚方市駅及び長尾駅に接続する区間であり、駅周辺は沿道建物の影響等の原因によりデータ抽出過程において運行開始・終了時刻が正しく判定されず、区間所要時間の取得精度が低下している可能性が考えられる。本研究では、上記の考察と半数以上の区間について帰無仮説が棄却されなかったことを受けて、所要時間分布は対数正規分布に従うとみなすこととした。

(3) 所要時間分布合成の考え方

路線バスによるプローブデータを用いた場合、当該バス路線に存在しないOD間の所要時間を直接計測することができないことは自明である。本研究ではバス路線ネットワーク上の任意のOD間所要時間分布を求めるため、異なるバス路線の所要時間分布を合成する方法を提案する。

一般に分布同士の合成を考える場合、平均値には常に加法性が成り立つ。例えば確率変数  $X_1, X_2, \dots, X_n$  を足し合わせた確率変数  $Z$  を考える。

$$Z = \sum_{i=1}^n X_i \dots\dots\dots (4)$$

この時、確率変数  $Z$  の平均値  $E(Z)$  は、確率変数  $X_i$  の平均値  $\mu_{X_i}$  を用いて

$$E(Z) = \sum_{i=1}^n \mu_{X_i} \dots\dots\dots (5)$$

と表される。一方、分散については確率変数  $X_i$  の標準偏差  $\sigma_{X_i}$ 、確率変数  $X_i$  と  $X_j$  の相関係数  $\rho_{X_i, X_j}$

を用いて、次式の通りに表される 1)。

$$V(Z) = \sum_{i=1}^n \sigma_{x_i}^2 + 2 \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \sigma_{x_i} \sigma_{x_j} \rho_{x_i x_j} \dots \dots \dots (6)$$

上述の通りに、実測所要時間分布が如何なる理論分布に従うとしても、その平均値および分散については、合成可能であると考えられる。また、3(2)で述べた通りに、路線バスの走行により直接計測されている区間(区間1~12)については、その所要時間分布を対数正規分布に従うと見なしても差し支えないとしている。これらを踏まえて、本研究では任意の区間の所要時間分布は、対数正規分布に従うと仮定する。そして、異なる計測単位の所要時間分布同士を合成する場合は、合成後の平均値・分散を特性値パラメータとして有する、対数正規分布に合成後の所要時間分布も従うと仮定する。ところで、式(6)の分散の合成について、同一バス系統内の区間であれば区間所要時間のサンプルが運行毎に一対一対応するので相関係数の算出が可能であるが、別のバス系統上の区間同士の場合は、実測の区間所要時間が一対一対応しないため、計測所要時間を用いて当該区間同士の相関係数を算出できない。そのため、1時間毎に所要時間データを集計化し、その平均値同士の相関係数を算出することで代用している。

次に区間所要時間分布の合成によるある OD 間の所要時間分布の推定可能性について検討する。表-1に示した検討対象バス路線3系統計6路線について、各路線を構成する3つの区間の所要時間分布を上記の方法で合成した対数正規分布と、路線全体の走行データによる実所要時間分布とを比較した。路線を通して計測した所要時間分布と、区間所要時間分布を合成した対数正規分布とを比較したもののうち枚方39系統枚方市駅行きのものを図-4に示す。

図中の棒グラフが観測分布を、折線グラフが合成された所要時間分布を示す。分布形の形状は類似していると見て取れる。そこで観測分布が合成後の対数正規分布に適合するとの仮説を立て、適合度検定を行った(表-3)。

6路線中2路線で観測分布が合成後の対数正規分布に適合するとの帰無仮説が棄却されたが、

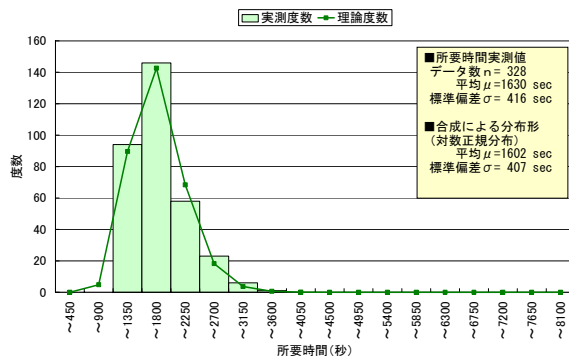


図-4 実所要時間分布と合成分布との比較

表-3 合成による所要時間分布の適合性検定

系統	行き先	データ数	所要時間(秒)		合成による所要時間(秒)		対数正規分布への適合度カイ二乗検定			
			平均	標準偏差	平均	標準偏差	自由度	臨界値(%)	カイ二乗値	結果
枚方20	長尾駅	521	1121	226	1137	228	18	28.87	45.29	棄却
	枚方市駅	439	1153	299	1175	330	17	27.59	44.04	棄却
枚方39	樟葉駅	354	1531	283	1495	302	20	31.41	29.21	棄却されない
	枚方市駅	328	1630	416	1602	407	17	27.59	9.72	棄却されない
枚方94	長尾駅	308	1364	139	1362	165	19	30.14	28.97	棄却されない
	樟葉駅	335	1371	233	1394	249	18	28.87	27.36	棄却されない

※有意水準α=0.05

4路線では棄却されなかった。仮説が棄却された2路線は起終点が枚方市駅と長尾駅であり、区間所要時間算出時と同様、データ抽出過程において運行開始・終了時刻が正しく判定されていない可能性がある。ここでは6路線中4路線について仮説が棄却されなかったことを受け、提案した所要時間分布の合成手法により任意のODについて所要時間分布が推定可能とみなす。

#### 4. まとめ

本研究ではバスプローブデータを活用し、バスが運行されている道路網の任意のOD間の所要時間分布を推定するための方法論を提案した。この分布形の情報を用いることで、道路ネットワークの所要時間信頼性を評価可能となる。今後は分析対象データを拡充し、曜日や時間帯別の所要時間特性についても研究を進める。

#### 謝辞

本研究を遂行するにあたっては、国土交通省近畿地方整備局ならびに京阪バス株式会社に多大なるご支援を頂いた。ここに記して深謝する。

#### 参考文献

- 1) 上杉友一, 井料隆雅, 小根山裕之, 堀口良太, 桑原雅夫: 断片的なプローブ軌跡の接合による区間旅行時間の期待値と分散の推定, 土木計画学研究・講演集, Vol.26, 2002