

都市内道路ネットワークにおける旅行時間の信頼性：プローブカーデータを用いた社会的費用の計測と最適な経路誘導に関する研究

東京工業大学大学院 准教授 福田 大輔

概要：

初年度の研究では、都市内道路ネットワークにおける旅行時間信頼性の経済評価を行うべく、まず、プローブデータより得られるリンク単位の旅行時間データを、確率変数の加法性を有する「安定分布」と言う統計分布に適合させる方法の考案とその有効性の検証を行った。次に、旅行時間信頼性指標の大小を決定付けている要因を明らかにすることを目的として、関東物流プローブのデータを用いて、旅行時間信頼性指標を被説明変数とする回帰分析を用いた検討を行った。

キーワード：旅行時間信頼性、費用便益分析、将来予測、加法性、プローブデータ

1. はじめに

道路整備や料金施策による交通流の円滑化は、平均旅行時間によって測られる速達性の向上のみならず、旅行時間信頼性の向上にも大きく貢献するため、その経済便益を適切に計測して事業評価に導入可能かどうかを検討することが求められている。その経済便益を推計するに当たっては、その価値付けを行うと共に、旅行時間変動の変化を予測する作業が必要となる。本年度の研究では、特に後者の旅行時間変動の予測に着目して分析を行った。これに当たり、次に示す2つの点を解決することがプロジェクト評価の実務において重要と考えられる。

一つ目は、旅行時間信頼性指標もしくは旅行時間変動の「加法性」に関するものである。一般に、旅行者の起点から終点までの“トリップ全体”を対象とした旅行時間変動を把握することは難しい。なぜなら、旅行時間データの蓄積は、一般に“短いセクション（リンク）単位”で行われており、ある旅行者の特定の“トリップ全体”に対する旅行時間変動を十分な精度で把握するために必要なデータ数を確保することは一般に困難だからである。

次に、施策実施後の将来の旅行時間変動の将来予測手法の確立が重要な課題の一つとして挙げられる。旅行時間信頼性の経済効果を費用対効果分析の俎上に乗せるためには、その価値付けに加えて将来予測を行うこ

とが必要である。例えば海外においては、高速道路を主な対象としてプロジェクト評価のための具体的な旅行時間信頼性指標の予測式の検討も試みられている²⁾⁴⁾。このように、旅行時間信頼性指標の規定要因の分析が徐々になされるようになってきたものの、一般的法則の解明のためにはさらなる事例分析の蓄積が必要と考えられる。

以上2つの問題意識に基づき、初年度の研究では、都市内道路ネットワークにおける旅行時間信頼性の経済評価を行うべく、まず、プローブデータより得られるリンク単位の旅行時間データを、確率変数の加法性を有する「安定分布」と言う統計分布に適合させる方法の考案とその有効性の検証を行うこととする。次に、旅行時間信頼性指標の大小を決定付けている要因を明らかにすることを目的として、関東物流プローブのデータを用いて、旅行時間信頼性指標を被説明変数とする回帰分析を用いた検討を行う。

2. 旅行時間変動のリンク間加法性の検討

第1章でも述べたように、現状では、大量の旅行時間データが得られる短いセクション毎に旅行時間変動を計測し、それらをつなぎ合わせて経路全体の旅行時間変動を推計するような手順を取らざるを得ない。しかし、リンク単位での旅行時間変動から経路全体の旅行時間変動を求めるにあたっては二つの大きな課題が

残されている。一つ目はリンク間での旅行時間の相関の存在である。通常、渋滞等による旅行時間の増加はリンクをまたいで波及する。相関が存在する場合には、旅行時間信頼性向上プロジェクトの便益が過大推計されてしまう可能性がある。

二つ目の課題は、旅行時間“分布”の集計化（畳み込み：Convolution）に関するものである。価値付けのためのより一般的なマイクロ行動モデルに整合させるためには、旅行時間変動を標準偏差等の代表値のみで把握するのではなく、旅行時間分布そのものの変化として把握する必要がある。その場合、旅行時間分布を畳み込んで得られる旅行時間分布が、元の分布と同じ分布族となると分析上都合が良い。そのような分布の加法性を有する統計分布の代表例が正規分布である。しかし、実際の旅行時間分布は左右非対称で右裾が長い等の特徴を有しており、正規分布とは大きく異なっている。

以下では、トリップ（経路）レベルでの旅行時間変動把握のためには避けて通ることのできない上記二つの課題に対し、安定分布という新たな統計分布族の適用可能性並びに有用性を検討する。

(1) 基準化旅行時間の算出

流入時刻 t における当該リンクの旅行時間 T を以下のように位置-尺度型の形式で表わす。

$$T = \mu(t) + \sigma(t)X$$

ここで、 $\mu(t)$ は時刻における平均旅行時間、 $\sigma(t)$ は時刻における旅行時間変動の尺度である。本研究では変動尺度として四分位範囲を用いる。 $\mu(t)$ 並びに $\sigma(t)$ はノンパラメトリック回帰分析を適用することにより滑らかな関数としてデータから推定することができる。また、 X が基準化旅行時間である。

旅行時間と流入時刻の組み合わせの i 番目の観測結果を (T_i, t_i) とすると、推定された平均旅行時間関数 $\hat{\mu}(t_i)$ 並びに変動尺度関数 $\hat{\sigma}(t_i)$ を用いて、対応する基準化旅行時間 X_i を以下の式で求めることができる。

$$X_i = \frac{T_i - \hat{\mu}(t_i)}{\hat{\sigma}(t_i)} \quad (1)$$

一般に平均旅行時間や旅行時間変動は、ピーク時とオフピーク時の違いからも明らかのように、流入時刻によって大きく異なる。式 (1) により求められる各基準化旅行時間のデータは、流入時刻に固有の平均旅行時間並びに旅行時間変動の各値を用いて基準化されることにより、リンク間での相関の程度が削減されることが期待される。

(2) 安定分布へのフィッティング

a) 安定分布とは

安定分布は、極値の存在に起因する分布の裾厚、及び、分布の非対称性を表現することが可能な統計分布族である。物理的な限界から旅行時間には下限が存在する一方、甚大なインシデントの発生等により、稀ではあるものの非常に大きな旅行時間が生起する場合もある。安定分布は、旅行時間分布に特徴的なこれらの経験的特性を適切に考慮することができる。

基準化旅行時間が安定分布 S に従うと仮定すると、一般に $X \sim S(\alpha, \beta, \gamma, \delta)$ と表わすことができる⁵⁾。ここで $\alpha \in (0, 2]$ は安定性パラメータと呼ばれ、分布の裾厚を規定する最も重要なパラメータである。次に $\beta \in [-1, 1]$ は歪度を規定するパラメータであり、 $\beta = -1$ の場合には左に最大に歪み、逆に $\beta = +1$ の場合には右に最大に歪む。基準化旅行時間分布の場合には、 β 値は $+1$ に近い値になることが期待される。また、 $\gamma > 0$ は分布のスケールを、 $\delta \in \mathbf{R}$ は中心の位置をそれぞれ規定するパラメータである。

b) 安定特性

安定分布が持つ好ましい特性のひとつが“安定特性 (Stability property)”である。これは、「互いに独立した異なる安定分布に従う確率変数の和は、それらの安定分布が同一の安定パラメータ α の値を持つ場合に限り、安定分布に従う」という性質である。すなわち、畳み込みにより生成された新たな安定分布は同じ安定パラメータ α を有する。また、残りのパラメータについても次の手順で求めることができる。

$X^j \sim S(\alpha, \beta^j, \gamma^j, \delta^j)$, $j = 1, \dots, J$ を J 個の異なる安定分布に従う互いに独立な確率変数とする（但し α は共通）。このとき、これらの確率変数の平均 $\bar{X} = (1/J) \sum_{j=1}^J X^j$ は、次の安定分布に従うことが分かっている⁶⁾。

$$\bar{X} \sim S(\alpha, \bar{\beta}, \bar{\gamma}, \bar{\delta}), \quad (2)$$

ここで、安定分布の各パラメータは以下で与えられる。

$$\bar{\beta} = \frac{\sum_{j=1}^J \beta^j |\gamma^j / J|^\alpha}{\sum_{j=1}^J |\gamma^j / J|^\alpha},$$

$$\bar{\gamma} = \left(\sum_{j=1}^J |\gamma^j / J|^\alpha \right)^{1/\alpha},$$

$$\bar{\delta} = \begin{cases} \sum_{j=1}^J \delta^j / J + (\tan \frac{\pi\alpha}{2}) [\bar{\beta}\bar{\gamma} - \sum_{j=1}^J \beta^j \gamma^j / J] & (\alpha \neq 1) \\ \sum_{j=1}^J \delta^j / J + \frac{2}{\pi} [\bar{\beta}\bar{\gamma} \log \bar{\gamma} - \sum_{j=1}^J \beta^j \gamma^j / J \log |\gamma^j / J|] & (\alpha = 1) \end{cases}$$

すなわち、連続する道路リンク区間において、各リンクの基準化所要時間が共通の α を持つ安定分布にそれぞれ従い、さらに、それらの基準化所要時間が互いに独立だと仮定すれば、安定特性により、リンク単位で推計された基準化所要時間分布を経路全体での基準化所要時間分布へと容易に集計化（畳み込み）するこ

とが可能となる。

c) 一般化中心極限定理

安定分布に関するもう一つの重要な特性は、“一般化中心極限定理 (Generalized Central Limit Theorem: GCLT)” と呼ばれるものである。簡単に述べるとこの定理は、「互いに独立な“(分散が有界でない場合も含めた) いかなる”確率変数の正規化された和に対しても、その唯一の極限分布が存在し、それが安定分布となる」ということを示すものである⁵⁾。

さて、大きな数のリンクによって構成される都市内道路ネットワークを考えよう。各リンクで観測される基準化旅行時間分布は、正規分布のような左右対称のものではなく、稀ながらも起こりうる大きなインシデントの影響により、右の裾が厚くなっていると仮定する。このような状況で一般化中心極限定理を適用すると、「この全ネットワーク上で長期間にわたって観測された各リンクの基準化旅行時間の総和の分布は、安定分布に収束する」という結論を導くことができる。これにより、経路レベルあるいは OD レベルでの基準化旅行時間分布の推計や、さらには、該当する旅行時間変動値等の推計が可能になることが示唆される。

(3) ケース・スタディ

a) データの概要

用いるデータは、デンマーク・コペンハーゲンの中心部と郊外とを結ぶ Frederikssundsvej という放射状道路の一部区間 (11.263 km) において、2007 年 1 月 16 日～5 月 8 日に観測されたリンク流入時刻と旅行時間のデータである (図 - 1)。表 - 1 に各道路セクションの概要と推計に用いたバンド幅を、表 - 2 にデータの要約統計量をそれぞれ示す。

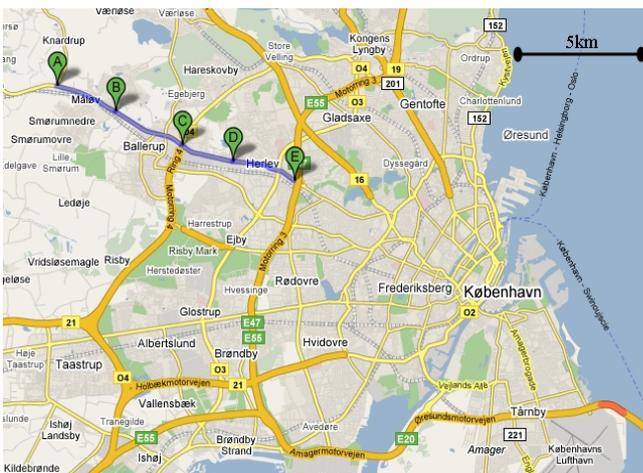


図 - 1 分析対象の都市内道路 (Frederikssundsvej)

b) 基準化旅行時間の推計と安定分布への当てはめ

まず、ノンパラメトリック回帰⁷⁾によって、平均旅行時間関数 $\hat{\mu}(t_i)$ 、並びに、変動尺度 (四分位範囲) 関

表 - 1 旅行時間データの概要と Plug-in バンド幅 (分)

ID	方向	延長 (km)	n	$h_T^{plug,\mu}$	$h_T^{plug,\sigma}$	h_T^{plug,σ^2}
1	A → B	2.725	60669	32.9	47.5	0.162
2	B → C	3.279	59950	32	46.1	0.406
3	C → D	2.508	57759	32.1	46.2	0.183
4	D → E	2.751	54462	32.6	46.9	0.339
5	A → E	11.263	24271	37.9	53.1	0.895

表 - 2 旅行時間の要約統計量 (分)

ID	Mean	S.D.	Min.	L.Q.	Median	U.Q.	Max.
1	2.967	0.957	0.98	2.49	2.69	3.14	24.6
2	4.854	2.395	1.55	3.45	3.94	5.22	27.4
3	3.037	1.074	0.1	2.38	2.66	3.3	19.5
4	4.442	1.967	1.4	3.16	3.84	5.05	28.59
5	15.399	4.543	8.76	12.15	13.83	17.67	47.5

数 $\hat{\sigma}(t_i)$ を推計した。次に、得られた関数を式 (1) に代入して、各区間の任意の旅行時間サンプル i に対する基準化旅行時間 X_i を算出する。

この得られた基準化旅行時間データセットに安定分布を当てはめて、最尤推定を行った結果を表 - 3 に示す。いずれの区間においても、 α の推定値は有意に 2 (正規分布) より小さく、分布の右裾が正規分布のそれよりも厚い、すなわち、基準化旅行時間の分布は安定分布の形状に近いことが示唆される。また、 β の推定値がいずれも上限の 1 に近いことから、分布が大きく歪んでいることが分かる。

表 - 3 安定分布のパラメータ推定値

Section	1	2	3	4	Convolved	5
α	1.1585	1.113	1.1385	1.118	1.132	1.3
β	0.8824	0.9089	0.9172	0.99	0.924	1
γ	0.3265	0.2825	0.3153	0.3043	0.2614	0.3049
δ	-0.528	-0.5181	-0.484	-0.4762	-0.3003	-0.3785
対数尤度	-67,600	-59,883	-61,490	-55,424	-	-21,940
n	60,669	59,950	57,759	54,462	-	24,271

また、異なる区間どうし (1~4) で比べると、 α の推定値は互いに近い値となっている。図 - 2 には α の推定値の平均 (≈ 1.132) を用い、式 (2) に基づいて畳込を行った結果 (Convolved) も併せて示している。道路地点 A から E までの通してのデータの分析結果 (Link 5) の場合の α の推定値が 1.300 であることから、二つの分布はややずれている。これは主に、基準化旅行時間の次元で見た場合でも、全く無相関にはなっていない可能性を示唆している。このことは、隣接する区間どうし (Link 1 と 2, 2 と 3, 3 と 4) の間において対応する基準化旅行時間の組み合わせについての同時確率密度関数を推定した結果 (図 - 3, 図 - 4, 図 - 5) から概ね確認される。

3. プローブデータを用いた旅行時間信頼性の規定要因

本章では、旅行時間信頼性指標の大小を決定付けている要因を明らかにすることを目的として、貨物車に

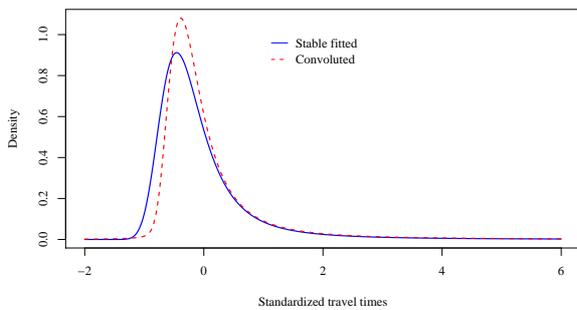


図 - 2 推定された安定分布と畳み込みによって求められた安定分布の比較 [区間 A → E]

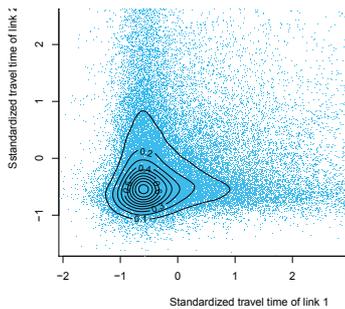


図 - 3 隣接する区間どうしでの基準化旅行時間の同時分布 [Links 1 and 2 (54,310 sample)]

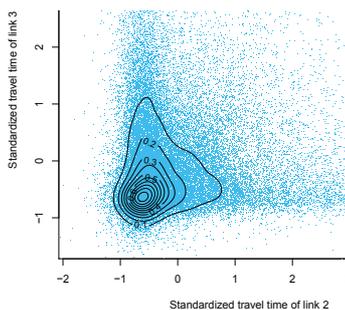


図 - 4 隣接する区間どうしでの基準化旅行時間の同時分布 [Links 2 and 3 (50,499 sample)]

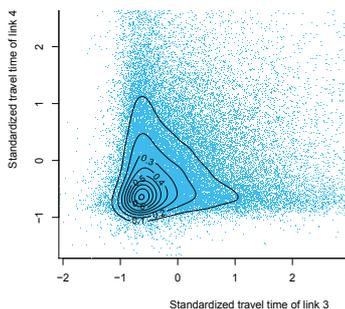


図 - 5 隣接する区間どうしでの基準化旅行時間の同時分布 [Links 3 and 4 (52,649 sample)]

搭載した GPS 装置により得られたプローブデータから旅行時間信頼性を推定し、これを決定付けている要因を、回帰分析を用いて明らかにすることを目的とする。

(1) データの概要と処理手順

用いるデータは、物流会社 2 社の合計 161 台で 2007 年 6 月から 11 月にかけて、圏央道の料金変更の社会実験に伴い得られたデータである。プローブデータは、時刻、緯度経度、リンク長、旅行速度から、貨物車の走行経路を時間経過に沿って追うことができる。データはリンクという単位区間で区切られて記録されている。このリンクとは、1 つ目のノード (交差点または合流地点) から次のノードまでの間のことを表す (図 - 6)。

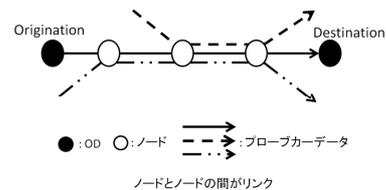


図 - 6 経路の設定

a) 説明変数・被説明変数の設定方法

被説明変数である旅行時間信頼性指標には、A. 速度の変動係数 = (平均速度の標準偏差 / 平均速度) (以下、変動係数と記す) と B. (平均速度の 95% と 50% タイル値の差 / 平均速度) (以下、タイル変動係数と記す) の 2 つを用いる。

説明変数については、リンク長、車線数、右折レーンや信号の有無、そして平均速度あるいは (自由走行速度 (リンク長を走行時間の 10% タイル値で除した値 = 速度の 90% タイル値) / 平均速度、以下では速度比⁸⁾ と記す) を用いる。説明変数に平均速度を用いる場合を case 1、速度比を用いる場合を case2 として、推定を行う。

b) 対象リンクの決定とサンプルの抜き出し

サンプル数で色分けした結果が図 - 7 である。総リンク数は 109,643 である。ここから一般道路において、サンプルが多いリンクから順番に 275 サンプルを抜き出した。方向を考慮し、各リンクで一方向のみを使用している。また、交通量が少なくなり、ぼらつきがなくなる深夜の時間帯 (23 時 ~ 翌 5 時) のデータは予め取り除いた。

また、被説明変数および説明変数の基本統計量を表 - 4 に示す。

表 - 4 基本統計量

	最小値	中央値	平均値	最大値	標準偏差
変動係数	0.06	0.20	0.25	0.84	0.16
タイル変動係数	0.90	0.27	0.40	2.10	0.34
リンク長(m)	15.0	225.5	342.0	456.8	329.3
車線数(0=車線1, 2=車線)	0	1	0.55	1	0.87
平均速度(km/h)	13.51	40.43	39.67	61.86	10.44
速度比	1.07	1.24	1.32	2.27	0.24
交差点 信号なし() 信号あり() 信号ありかつ右折レーンあり()					
() はサンプル数					



図 - 7 サンプル数色分けマップ

(2) 分析結果

case1 の結果を表 - 8, 表 - 9, 図 - 12 に示す。また, case2 の結果を表 - 10, 表 - 11, 図 - 13 に示す。

図 - 8 一般化加法モデル (被説明変数: log(変動係数))

	case1		case2	
	推定値	t値	推定値	t値
切片	-1.91	-44.79	-1.68	-99.62
車線数	0.35	6.59	0.07	4.08
信号	0.14	2.34	0.02	1.05
右折レーン	0.21	3.86	0.05	2.46
	F	p-value	F	p-value
s(log(リンク長))	7.09	0.00	9.81	0.00
s(log(平均速度))	62.02	<2e-16		
s(log(速度比))			794.68	<2e-16
決定係数	0.77		0.97	
AIC	155.00		-360.66	

図 - 9 重回帰モデル (被説明変数: log(変動係数))

	case1		case2	
	推定値	t値	推定値	t値
切片	-14.31	-6.30	-3.13	-15.94
log(リンク長)	0.37	2.11	0.05	0.67
log(リンク長) ²	-0.05	-2.72	-0.01	-1.25
車線数	0.31	5.60	0.05	2.16
信号	0.13	2.12	0.04	1.67
右折レーン	0.22	3.99	0.08	3.46
log(平均速度)	8.83	6.97		
log(平均速度) ²	-1.52	-8.33		
log(速度比)			7.56	36.56
log(速度比) ²			-5.52	-20.59
決定係数	0.76		0.95	
AIC	176.33		-276.99	
最大となる平均速度/速度比	18.3		1.98	

a) 被説明変数: 変動係数

まず, 車線数と右折レーン有りにおいては, 2つのいずれの case でも有意な結果となり, 符号はどちらも変動に対して+という結果になった。車線数が多い方が交通が流れるはずであり, また, 右折レーンがある方

図 - 10 一般化加法モデル (被説明変数: log(マイル変動係数))

	case1		case2	
	推定値	t値	推定値	t値
切片	-1.36	-30.83	-1.14	-42.62
車線数	0.22	3.84	-0.11	-3.45
信号の有無	0.06	0.95	0.00	0.12
右折レーン	0.10	1.74	-0.01	-0.26
	F	p-value	F	p-value
s(log(リンク長))	1.83	0.08	3.84	0.00
s(log(平均速度))	70.04	<2e-16		
s(log(速度比))			343.53	<2e-16
決定係数	0.80		0.93	
AIC	172.85		-111.93	

図 - 11 重回帰モデル (被説明変数: log(マイル変動係数))

	case1		case2	
	推定値	t値	推定値	t値
切片	-6.18	-2.81	-1.83	-6.43
log(リンク長)	-0.06	-2.50	-0.24	-2.13
(log(リンク長)) ²			0.02	2.08
車線数	0.21	3.78	-0.13	-4.01
信号	0.08	1.26	0.03	0.90
右折レーン	0.12	2.12	0.04	1.05
log(平均速度)	5.29	4.13		
log(平均速度) ²	-1.06	-5.73		
log(速度比)			5.95	19.81
log(速度比) ²			-2.81	-7.21
決定係数	0.78		0.92	
AIC	185.68		-72.08	
最大となる平均速度/速度比	12.13		2.88	

が, ない方に比べてスムーズに流れるはずなのに, 逆の結果である。これは, 信号サイクル長の代理変数になっている可能性があると考えている。またリンク長と信号有りでは case1 では有意な結果になったが, case2 では有意にならなかったため, 影響を及ぼしているかどうかは断言できない。

平均速度や自由走行速度については, GAMの推定結果より2次関数で近似表現することが適切と判断されたため2次の項まで説明変数に含めている。変動係数が最大となるのは, 平均速度が18.26 ≒ 18km/hで, 自由走行速度の1.98 ≒ 2倍と推定された。

b) 被説明変数: タイル変動係数

こちらではリンク長が有意な結果となり, 符号は一である。リンク長が短い方がばらつきも小さくなるという予想に反する結果になった。車線数においては, 影響を与えていると推定されたが, 2つの case で符号が逆になっているため, 指標Aと同様に断定できない。右折レーン有りについては, case1 では有意だが, case2 では有意ではなく, 変動係数を被説明変数とする場合とは異なる結果になった。平均速度や自由走行速度については, 変動係数同様に2次関数で表現され, 平均速度が12.13 ≒ 12km/hで, 自由走行速度の2.88 ≒ 3倍の時に変動係数が最大になることが示された。

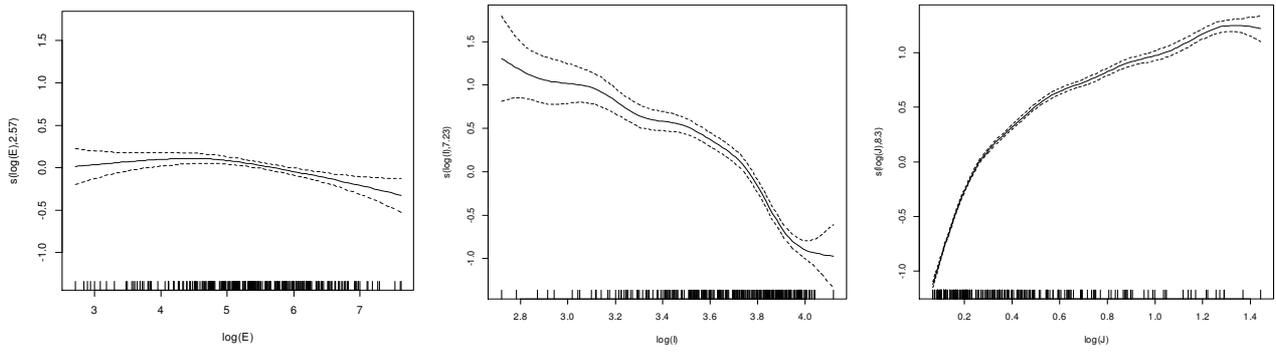


図 - 12 一般化加法モデルにおけるノンパラメトリックカーブ (被説明変数: \log (変動係数), 左: リンク長, 中: \log (平均速度), 右: \log (速度比))

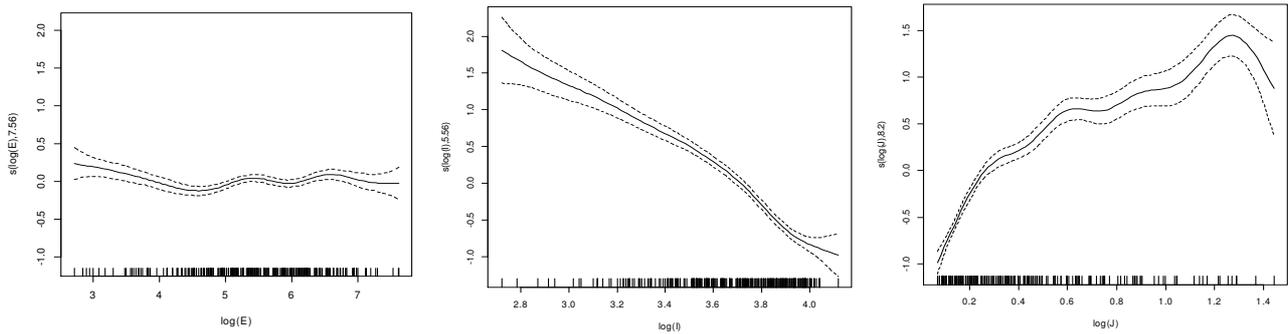


図 - 13 一般化加法モデルにおけるノンパラメトリックカーブ (被説明変数: \log (タイル変動係数), 左: リンク長, 中: \log (平均速度), 右: \log (速度比))

参考文献

- 1) 福田大輔: 旅行時間変動の価値付けに関する研究展望とプロジェクト評価への適用に向けた課題の整理, 土木計画学研究・論文集, Vol. 27, pp. 221–238, 2010.
- 2) Eliasson, J.: Forecasting travel time variability, In *European Transport Conference*, 2006.
- 3) U.K. DfT: Forecasting travel time variability in urban areas, *Technical Report*, 2007.
- 4) Peer, S., Koopmans, C. C., and Verhoef, E. T.: Prediction of travel time variability for cost-benefit analysis, *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, Vol. 46, No. 1, pp. 79–90, 2012.
- 5) Zolotarev, V.: *One-Dimensional Stable Distributions*, American Mathematical Society Providence, RI, 1986.
- 6) Nolan, J. P.: *Stable Distributions - Models for Heavy Tailed Data*, Birkhäuser Boston, in press.
- 7) 福田大輔・フォスグロウモーンズ: 道路交通における所要時間分布特性の統計解析: 時間信頼性の評価に向けて, 土木計画学研究・講演集, Vol. 37, 2008.
- 8) 井坪慎二・絹田裕一・中嶋康博・牧村和彦: 旅行速度把握を目的としたプローブカー調査に関する諸課題, 土木計画学研究・講演集, Vol. 32, 2005.