

災害による道路通行規制時の交通選択行動に関する実証分析*
Empirical Studies on Travel Choice Behaviour
in the Degraded Road Network due to Natural Disasters

高木一浩**, 朝倉康夫***, 柏谷増男****
by Kazuhiro Takagi, Yasuo Asakura and Masuo Kashiwadani

1. はじめに

著者らはこれまでに、通行規制時によるネットワーク交通量の変化を考慮した災害時の道路ネットワークの信頼性評価モデルをいくつか提案してきた^{(1),(2)}。モデル構築における重要な要因のひとつは、どのような方法でネットワーク交通流を記述するか、すなわち、通行規制されたネットワークにおける交通量配分の方法である。これまでは、リンク容量制約付きの需要変動型均衡配分モデル⁽²⁾を用いたり、Burrell のモデルを応用した確率配分モデル⁽¹⁾を検討してきた。しかしながら、いずれの場合でも道路網の一部が利用できない状態におけるドライバーの交通行動の記述にはやや大胆な仮説を設けざるを得なかったし、また、実際の経路選択行動の検証が十分であったとはいえない。

そこで、本研究の目的は、災害によって通行規制されたネットワークにおけるドライバーの交通選択行動について実証的な分析を行うことにある。具体的には、以下の2つの視点から四国地域の一般ドライバーを対象にアンケート調査を実施した結果を分析したものである。

(1)過去に災害による通行規制に遭遇した経験の有無とその際の交通選択行動

(2)仮想的な通行規制条件下での交通選択行動

この研究は、災害時の道路網信頼性評価モデルに組み込むことのできる交通量配分モデルを開発するための行動分析として位置づけられる。以下、2では災害時の道路網信頼性評価モデルの考え方と配分モデルの役割、3では交通行動調査の概要、4では集計分析結果、5では非集計モデルによる交通選択モデルの推定

について述べる。

2. 災害時の道路網信頼性評価モデルの考え方⁽¹⁾

(1)信頼性評価モデルの全体構造

ネットワークの連結状態を状態ベクトル $\mathbf{x}$ 、状態の発生確率を $p(\mathbf{x})$ で表す。 $\mathbf{x}$ の要素は(0,1)でリンクが通行可能であれば1、不通であれば0である。それぞれの $\mathbf{x}$ に対してODペア rs 間が機能していると判断されるとき1、機能していないと判断されるとき0を取る関数である稼働・停止関数 $Z_{rs}(\mathbf{x})$ を求め、その数学的期待値をODペア rs 間の信頼度とする。

(2)配分モデルの役割

ODペア間の連結度によって信頼性を評価するなら、すなわち、ネットワークの状態が $\mathbf{x}$ であるときに、ODペア間が物理的に連結しているか否かにより稼働・停止関数を評価するのであれば、配分計算は必要ではない。しかしながら、物理的な連結度のみによる信頼性指標は、「交通ネットワーク」の評価指標としては必ずしも十分ではない。たとえば、残された通行可能リンクに集中した交通による混雑は、ネットワークのパフォーマンスを著しく低下させ、実質的に通行できないのとはほとんど変わらない状態を生じさせるかもしれない。

ネットワーク交通流から求められるOD間の旅行時間や交通需要水準などを介在させて稼働・停止関数を評価するのであれば、何らかの方法による配分計算が必要になる。災害時ネットワークを対象とした配分が平常時の配分と異なる点は、部分的に通行できないネットワークにおけるドライバーの迂回行動や、平常時に比較して迂回距離（もしくは時間）が余りに長いことによるトリップ中止行動を記述しなければならない点にある。ドライバーの交通選択行動としてとらえるな

*)Keywords:交通行動分析, 経路選択, 防災計画

**)学生員, 愛媛大学大学院博士前期課程土木海洋工学専攻
(〒790松山市文京町.TEL.089-927-9829,FAX.089-927-9843)

***)正会員, 工博, 愛媛大学工学部環境建設工学科(同上)

****)正会員, 工博, 愛媛大学工学部環境建設工学科(同上)

ら、たとえば、トリップを中止するか否かの選択が第1段階、トリップを中止しない場合の迂回経路の選択が第2段階の選択であるような構造を想定することもできる。いずれにしても、一部の区間が通行できない状態のネットワークにおけるドライバーの交通選択行動を記述できる配分モデルが必要であるということになる。

3. 交通行動調査の概要

災害時の道路ネットワーク利用に関する交通行動分析のためのパイロットデータを得るために、1995年11月にアンケート調査を実施した。アンケートは、通行規制の経験とその際の行動を被験者が記入する調査票Iと、仮想状況下での交通選択行動を記入する調査票IIから構成されている。調査対象者は一般ドライバーであるが、建設省四国地方建設局の各工事事務所及び愛媛県久万土木事務所を通じて配布できる者に限定した。配布数計200に対し180人から回答を得た。

調査票Iでは主に以下の内容を尋ねた。

- ①過去に自然災害による通行止めに遭遇した経験があるか否か。
- ②規制に遭遇したときトリップを中止したかどうか。
- ③規制に遭遇したとき、迂回したか、復旧後平常ルートを利用したか。
- ④迂回ルートを利用した場合の道路名と所要時間。

調査票IIでは、被験者に選択対象となる仮想のネットワーク(図.1)と経路の所要時間の組み合わせをいくつか与えてその選好を尋ねた。平常ルートを利用したとき、迂回ルートを利用したとき、復旧するまで待機して平常ルートを利用したときの3つの場合の所要時間をそれぞれ与えて、次の3つの選択肢から1つを選択するものである。

1. 平常ルートが復旧するまで待つ。(待機)
2. 迂回ルートを利用する。(迂回)

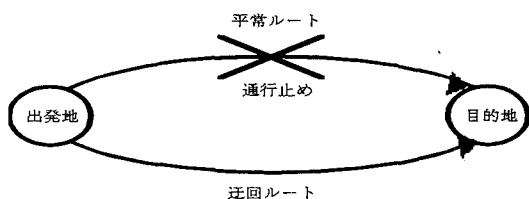


図.1 調査票IIで用いた仮想ネットワーク

3. 目的地へ行くことを取りやめる。(中止)

なお、交通目的による選択の差異を想定して、目的を通勤・業務・観光・私用の4目的に分け、1被験者に対して各目的ごとにそれぞれ3回(計12回)の選択回答を求めた。

4. 実際の通行規制の行動(調査票IIの分析)

(1)通行規制時のトリップ中止・待機行動

過去に通行規制に遭遇した被験者数は77名で、全体の4割を越える。表.1は通行規制の経験のある被験者(77名)のうち、規制時にトリップを中止した人数と割合を交通目的別に示したものである。目的計では11名が通行規制時にトリップを中止しており、77名に対する割合は約15%である。目的別に見ると、通勤・業務目的では通行規制時でも90%以上の人がトリップをしており、トリップを中止する割合は低い。一方、観光目的では約30%、私用目的の場合には50%以上がトリップを取りやめている。

通行規制時にもトリップを中止しなかった65名(目的の不明を除く)について迂回・待機の別に集計すると、迂回路を利用した者が59名(91%)、待機が4名(6%)、回答なしが2名(3%)であった。一旦待機した後にトリップする割合は低い。

表.1 交通目的別トリップ中止数と中止率

	通勤	業務	観光	私用	その他	目的不明	計
サンプル数	30	17	7	9	13	1	77
中止数	3	1	2	5	0	—	11
中止率(%)	10	5.9	28.5	55.6	0	—	14.3

(2)経路変更の実態

通行規制に遭遇して迂回路を利用したドライバー59名のうち、利用ルートの変更に関与した55名について変更パターンをまとめたのが表2である。最も多いのが二桁国道から三桁国道への変更で4割を越えている。次に多いのが国道から一般道への変更で約2割、同程度の一般道への変更は1割である。一般道から高速道路への変更も約1割見られ、高速道路が代替機能を果たしているといえる。

次に、経路変更による危険度の変化に着目してこの表をさらに集約したのが表3である。ここに危険度の大小関係は道路の機能に比例するものと仮定した。す

なわち、危険度の小さい方から順に、高速道路<二桁国道<三桁国道<県道<一般道である。経路変更により危険度が增大するとみなされるのは、表3の①、②、③、④のケースであり、このパターンに該当するのは41名（74.5%）である。危険度が低下するのは⑤、⑥の2ケースで該当するサンプルは8名（14.5%）、危険度の変化がないのは⑦で6名（10.9%）である。このことから、迂回路を利用する場合は7割以上のドライバーが危険度の高い経路へ変更していることがわかる。

表2 利用ルートの変更パターン

利用ルートの変更パターン	人数 (人)	構成比 (%)
①二桁国道から三桁国道への変更	24	43.6
②国道から一般道への変更	13	23.6
③県道から一般道への変更	2	3.6
④高速自動車道から一般道への変更	2	3.6
⑤県道から国道への変更	2	3.6
⑥一般道から高速自動車道への変更	6	10.9
⑦同程度の一般道への変更	6	10.9
計	55	100

表3 危険度の変化に着目した利用ルートの変更パターン

危険度の変化パターン	人数 (人)	割合 (%)
大きくなる (①、②、③、④)	41	74.5
小さくなる (⑤、⑥)	8	14.5
変化なし (⑦)	6	10.9
計	55	100

5. 仮想的状況下での選択行動(調査票IIの分析)

トリップの中止・迂回・待機の選択は、平常時と比べたそれぞれの場合の所要時間の大小によるものと考えられる。調査票IIによって得られた仮想的状況下での選択行動のデータを用いて、平常時の所要時間(t_0)、迂回経路の所要時間(t_d)、一旦待機して再びトリップしたときの所要時間(t_w)の時間比や時間差による選択行動を非集計ロジットモデルにより分析した。

(1)モデル構造

配分モデルに組み込むことのできる簡明な選択行動モデルとするために、説明変数を所要時間に限定して分析を進めた。3つの時間変数(t_0, t_d, t_w)の組み合わせによるいくつかのロジット型段階的選択行動モデルを仮定した。すなわち、ドライバーは第1段階としてトリップを中止するか(行動s)中止しないか(行

動s)を選択する。第2段階として、中止しない場合は、迂回するか(行動d)、待機するか(行動w)を選択するものとした。第2段階の選択の説明変数には平常時経路との時間比あるいは時間差を用いた。第1段階の選択には、下位の選択である第2段階の選択のlogsum変数あるいは時間比(時間差)の小さい方を説明変数とするモデルを考えた。以下、便宜的に第2段階、第1段階の順に選択モデルの推定結果を示す。

(2)迂回・待機行動モデルの推定

トリップを中止しない場合に迂回する確率は次式で与えられる。

$$p(d|s) = 1 / \{1 + \exp(V_w - V_d)\} \quad (1)$$

ここに、 V_d, V_w はそれぞれ迂回および待機する場合の効用の確定項である。時間比モデルでは、確定効用の差は、

$$V_w - V_d = \alpha_0 + \alpha_1(t_w/t_0 - t_d/t_0) \quad (2)$$

であり、時間差モデルでは、

$$V_w - V_d = \alpha_0 + \alpha_1(t_w - t_d) \quad (3)$$

である。(α_0, α_1 はパラメータ)

目的別にパラメータ推定の結果を表4に示す。目的によってトリップ中止の傾向が異なるので、迂回・待機モデルの推定に用いたサンプル数は、通勤(320)、業務(329)、観光(132)、私用(169)である。時間比モデルでパラメータの値の大小関係をみると、 α_1 については絶対値もt値も業務>通勤>観光>私用の順に大きく、この順に待機よりも迂回の傾向が強いことがわかる。また、通勤や私用に比べて、業務や観光のパラメータ α_0 は大きく、時間比が同じなら待機の傾向が強いことを意味している。

表4 迂回・待機行動のパラメータ [] 内はt値。以下同様

パラメータ	①時間比モデル		②時間差モデル			
	α_0	α_1	χ^2 値 的中率(%)	α_0	α_1	χ^2 値 的中率(%)
通勤	0.135 [0.73]	-0.759 [-8.06]	186.6 82.5	0.037 [0.20]	-0.015 [-7.59]	188.3 82.8
業務	0.185 [1.11]	-0.875 [-8.97]	205.6 87.5	0.022 [0.14]	-0.010 [-7.79]	185.7 86.6
観光	0.340 [1.17]	-0.644 [-5.53]	78.0 86.4	0.220 [0.78]	-0.006 [-5.22]	75.1 86.4
私用	0.045 [0.16]	-0.455 [-4.63]	75.8 82.5	-0.280 [-1.11]	-0.005 [-3.89]	69.1 79.3

時間比モデルに比較すると、時間差モデルの全体的説明力はやや低下する。パラメータ α_1 の値が示す傾向は、時間比モデルと同様である。

(3) 中止行動モデルの推定

中止行動の選択確率は、

$$p(s) = 1 / \{1 + \exp(V_s - V_s)\} \quad (4)$$

である。ここに V_s, V_s はそれぞれ中止した場合としなかった場合の効用の確定項である。

まず、平常時の所要時間と比べたときの迂回あるいは待機した場合の時間の比（あるいは時間の差）の小さい方をトリップする場合の効用関数に組み込んだモデル（便宜的に比較最小モデルと呼ぶ）を考える。このとき効用差は、それぞれ

$$V_s - V_s = \beta_0 + \beta_1 \min.\{t_d/t_0, t_w/t_0\} \quad (5)$$

$$V_s - V_s = \beta_0 + \beta_1 \min.\{t_d - t_0, t_w - t_0\} \quad (6)$$

で与えられる。（ β_0, β_1 はパラメータ）

パラメータ推定の結果を表5に示す。サンプル数はいずれの目的も513である。時間差モデルに比べて時間比モデルの説明力はやや低い。パラメータの絶対値の大小関係を見ると、 β_0 については時間比、時間差モデルとも通勤≧業務>観光≧私用である。通勤や業務に比べて、観光や私用ではトリップを中止する傾向が強いことを示している。パラメータ β_1 については、目的による傾向の差異を明確に読みとることが難しい。また迂回・待機モデルに比べると、 β_1 の値は小さくはないものの、中止モデルの説明力は相対的に低い。

表5 中止モデルのパラメータ（比較最小モデル）

パラメータ	①時間比モデル			②時間差モデル		
	β_0	β_1	χ^2 値 的中率(%)	β_0	β_1	χ^2 値 的中率(%)
通勤	2.998 [8.83]	-0.585 [-7.85]	103.3 68.2	3.016 [10.91]	-0.015 [-9.86]	176.6 76.0
業務	2.026 [6.28]	-0.366 [-4.78]	65.6 60.8	2.576 [10.76]	-0.008 [-9.13]	159.7 74.3
観光	1.870 [5.04]	-1.021 [-7.74]	200.0 76.2	1.181 [4.31]	-0.011 [-7.76]	222.9 77.4
私用	1.454 [4.26]	-0.669 [-6.45]	106.1 70.8	2.004 [6.73]	-0.020 [-8.74]	191.9 72.5

第2段階の選択肢（迂回および待機）の魅力を表す

logsum変数は、

$$\Lambda = \ln\{\exp(V_d) + \exp(V_w)\} \quad (7)$$

で表される。この変数が、中止しない場合の効用を説明するものとした。効用差は、

$$V_s - V_s = \beta_0 + \beta_1 \Lambda \quad (8)$$

となる。パラメータ推定の結果を表6に示す。モデル全体の説明力は、比較最小モデルとほぼ差がないかやや低い。パラメータの絶対値の大小関係を目的別に比較すると、 β_0 は通勤・業務で大きく、観光・私用で小さい。 β_1 については、明確な傾向を見いだせない。

表6 中止行動のパラメータ(Nested Logitモデル)

パラメータ	①時間比モデル			②時間差モデル		
	β_0	β_1	χ^2 値 的中率(%)	β_0	β_1	χ^2 値 的中率(%)
通勤	2.959 [8.78]	0.790 [7.79]	101.7 68.2	3.283 [10.99]	0.859 [9.97]	174.4 76.2
業務	1.918 [6.16]	0.398 [4.59]	63.6 62.6	2.616 [10.59]	0.642 [9.06]	153.9 74.7
観光	1.400 [4.01]	1.312 [6.97]	184.0 75.8	0.950 [3.21]	1.210 [6.62]	187.2 73.9
私用	0.775 [2.79]	1.218 [5.53]	93.6 67.8	0.306 [2.07]	2.122 [7.84]	146.2 66.7

非集計分析の結果は以下のようにまとめられる。(1) 迂回・待機モデルとしては、時間差よりも時間比を用いたモデルのほうが再現性に優れている。(2) 中止行動モデルは迂回・待機モデルよりも説明力がやや低下する。Nestedモデルと比較最小モデルの説明力の差は小さい。(3) 迂回・待機モデルではパラメータ値と目的との関連性に明確な傾向を見いだせるが、中止モデルの場合には必ずしも同様の傾向が見られるとは限らない。中止モデルについては、構造の再検討が必要かもしれない。

<参考文献>

- (1) 朝倉康夫，柏谷増男，為広哲也：災害時における交通処理能力の低下を考慮した道路網の信頼性評価モデル。土木計画学研究・論文集，No.12，pp.475-484,1995。
- (2) 藤原健一郎，朝倉康夫，柏谷増男：交通ネットワークにおける災害時のフローの変化を考慮したODペア間の信頼度の指標。土木計画学研究・講演集18(2)，pp.737-740,1995。
- (3) 高木一浩，朝倉康夫，柏谷増男：自然災害による道路通行規制時の迂回交通分析。第2回四国支部技術研究発表会講演概要集，pp.344-345,1996。
- (4) 高木一浩，朝倉康夫，柏谷増男：災害時における交通選択行動を考慮した道路網信頼性モデルの適用計算。土木学会第51回年次学術講演会講演概要1996。