

避難時の目的地集中性を考慮した 空間的局在過程のモデル化

浦田 淳司¹・羽藤 英二²

¹学生会員 東京大学大学院 工学系研究科都市工学専攻 (〒113-8656 東京都文京区本郷 7-3-1)
E-mail: urata@bin.t.u-tokyo.ac.jp

²正会員 東京大学大学院 工学系研究科社会基盤学専攻 (〒113-8656 東京都文京区本郷 7-3-1)
E-mail: hato@bin.t.u-tokyo.ac.jp

本研究では、災害時目的地選択モデルの構築にむけ、避難行動の空間的局在過程のモデル化を行った。自然災害の空間的局所性や災害時の他者との協調行動の局所的発生があり、災害時下の移動には空間的な集中現象が生起している。この集中性が再現できる空間的局在過程のモデル化を試みた。モデル化にあたっては、最低エネルギー準位への粒子の凝縮過程の存在が明らかになっている量子統計のモデルを援用した。量子統計の統計分布はエネルギー準位と温度により定式化される。また、避難時には時間・空間リスクが目的地選択・避難時刻に強い影響を与える。リスク概念の導入のため、ゾーン別の時空間リスク、全体に共通する時間リスクを与えるモデルを用いる。量子統計におけるエネルギー準位はゾーン別の時空間リスク、温度は全体に共通する時間リスクに対応する。また、東日本大震災時の津波避難行動データを元に、実証データとモデルの比較検証を行った。

Key Words : *Trip Distribution, Evacuation, Risk Evaluation, Quantum Statistical Theory, Condensation Process*

1. はじめに

(1) 背景

交通網計画作成の基礎検討のために、道路ネットワーク上の交通量配分がこれまで行われてきている。配分理論である交通均衡配分は、Wardropの配分原則¹⁾以降に急速に発展し、数多くの研究が行われている。また、ネットワーク配分的前提となる交通量分布についても、均衡配分の枠組みの中で統合モデルとして計算可能である。交通量分布の推定に関しては、佐佐木(1966)²⁾やWilson(1969)³⁾により、統計熱力学のエントロピーの概念を援用した方法が提案され、松井(1971)⁴⁾、宮城ら(1984)⁵⁾等によって拡張された。確率的利用者均衡配分モデル(SUE)においてもエントロピー概念を用いた計算がなされている⁶⁾。

このように交通計画・交通工学研究は日常の交通現象を再現・予測するために、時には他分野の理論も用いることで発展してきた。対して、昨今、東日本大震災、ハリケーンカトリナ、スマトラ沖津波や異常豪雨、洪水などの大規模災害が頻発しており、非日常的な交通行動・交通計画に関する研究が求められている⁷⁾。特に、わが国では東日本大震災からの復興や東海・東南海・南海地震への対策として、避難を考慮した交通網計画は必要不可欠である。

(2) 目的と研究のフレームワーク

本研究では避難行動の目的地の空間的局在過程のモデル化を行う。空間的局在とは、避難行動の目的地が地域の中で限られた場所に集中することを指す。災害時に局在がおきる場所とは、最終避難場所となる安全地帯と他者との協調のための集落部である。安全地帯への局在は、小林・横松(2000)⁸⁾で示されているように災害には生起の空間的局所性があるため、災害からの避難場所も空間的に限られるために生じる。集落部への局在は、Urata&Hato(2012)⁹⁾等の既存研究¹⁰⁾で示されているように、災害時の他者との協調行動の生起・集中過程の中で、他者と協調するための移動によって空間的局在が生じる。空間的局在現象は、個々人が各々の目的で行動している日常の交通行動では発生しない現象である。このモデル化は非日常の交通行動を再現するために重要な要素である。

次に、避難時の目的地選択は、具体的な施設ではなく安全な空間を目的地として移動し¹¹⁾、その後滞在可能施設に移動するという特徴がある。そのため、施設選択よりも空間選択を定式化するモデルの方が地域の避難の安全性の評価には適している。また、災害時は時間と空間の差異によりリスクが変動する。時間の経過は地域全体に共通するリスクであり、空間の差異は個々の地域に特化したリスクである。こうしたリスクの存在も日常の交通行動では発生しない特有の現象で

ある。そこで、目的地の空間的局在過程のモデル化にあたっては、空間をゾーンに分割し、そのゾーンごとにリスクを設定すること、また地域全体に影響を及ぼす時間のリスクを設定するモデルとする。

既往研究⁹⁾では、災害時の人間関係ネットワークの形成の集中過程が量子統計分野の凝縮過程と同等であることを示唆している。同様に、さきほど整理した避難行動の目的地の空間的局在過程は、粒子の凝縮過程と捉えられる。また、空間リスク・時間リスクはそれぞれ量子統計分野のエネルギー準位・温度と代替できる。そこで、本研究では避難行動の目的地の空間的局在過程のモデル化を目的とし、量子統計力学のモデルを援用したモデルを提案する。

本論文では、2. で災害時の目的地・経路選択の既往研究について整理する。次に、3. では、まず統計力学分野のエントロピーモデルと交通分野のエントロピーモデルの等価性について整理する。その上で、量子統計力学における凝縮過程のモデルについて説明し、交通分野のSUEモデルと量子統計の粒子の遷移過程の対称性を示す。次に、4. では、量子統計モデルの避難時の空間的局在過程のモデル化への援用について説明する。また、実際に東日本大震災時の陸前高田市の避難行動データを用いて、モデルの実証分析を行う。最後に、5. に本研究のまとめと今後の課題を示す。

2. 災害時の目的地・経路選択研究

災害時の目的地選択モデル、経路選択モデルの既往研究のレビューを行う。Gladwin et al.(2007)¹³⁾では災害時の行動モデリングは不十分と指摘されており、これは目的地選択・経路選択モデルについても同様である。ただし、大規模災害が頻発している社会的背景もあり、近年、多くの研究が行われている。

まず、目的地選択問題のモデル化は、大きく避難場所属性選択モデル¹⁴⁾¹⁵⁾と避難ゾーン選択モデル¹⁶⁾に大きく分けられる¹⁷⁾。避難場所属性選択モデルでは、選択肢を避難場所属性(知人宅、避難所、ホテル等)とする多項ロジットモデルが構築されている¹⁴⁾¹⁵⁾。避難ゾーン選択モデルでは、施設規模等を説明変数とした重力モデルを構築している¹⁶⁾。ゾーン選択問題では、安全な場所への避難とそれ以降の避難を分けた問題設定¹¹⁾も可能であり、ゾーンの設定方法自体が研究対象となる¹⁸⁾¹⁹⁾。

次に、経路選択問題のモデル化は、通常の経路選択問題と同様にPre-trip型とEn-route型に分けられる。Pre-trip型の場合は避難経路指示に従った行動選択はされるが、混雑回避行動は再現が難しい。En-route型の場合は、混雑回避行動を再現可能だが、経路指示を想定

することはできない。そこで、2つを混合したHybrid型の経路選択モデルがある。Pel et al.(2011)²⁰⁾では、指示に従う選好を構造化したモデルを用いている。また、CTMモデル²¹⁾を用いることで動的な混雑状況変化と回避、経路指示追従を再現した研究もなされている²²⁾²³⁾。

交通網計画問題に関しては、目的地・経路選択問題に加えて、計画者側の避難指示や交通容量制御等の最適戦略と避難者側の避難開始時刻選択の間には相互依存関係がある。既往の研究としては、エリア別にリスクと交通容量を設定した上で、交通容量制御のシンプルな最適戦略を示した研究²⁴⁾²⁵⁾やバスでの集団避難を前提に出発時刻選択と目的地選択の最適な組合せをVehicle Routing Problemとして求めた研究がある²⁶⁾。

本研究では、空間を複数のゾーンに分割し、目的地選択問題をゾーン選択問題として定式化を行う。目的地のうち、最終避難場所を安全地帯とし、安全地帯への移動の局在過程をモデル化する。局在過程のモデル化にあたっては、量子統計力学における粒子の凝縮過程にモデルを援用する。詳細については、4. で述べる。

3. 統計力学分野における凝縮過程

本章では、まず、交通量分布モデル、ネットワーク配分モデルとエントロピーモデルの関係を説明する。次に、古典統計力学におけるエントロピーの考え方を用いた粒子の統計分布、粒子の凝縮過程について説明する。

(1) エントロピーモデルと分布・配分モデルの関係

交通量分布パターンの統計的エントロピーモデルを用いた説明は、佐佐木(1966)²⁾、松井(1971)⁴⁾等で行われている。

その基本的な考え方は次となる。まず、ゾーン*i*からゾーン*j*へのOD交通量 N_{ij} 、ゾーン*i*からの発生交通量を N_i とする。ゾーン間を移動する車両1台1台を区別して考えたとき、全車両のトリップの組み合わせの中で最も起こりやすい組み合わせは次式の最大化問題の解である。

$$\max \frac{\prod_i N_i!}{\prod_{ij} N_{ij}!} \quad (1)$$

これを対数最大化問題と変形し、スターリングの近似公式を用いると、次となる。

$$\max \left(- \sum_i \sum_j \omega_i P_{ij} \ln P_{ij} \right) \quad (2)$$

$$\sum_i \omega_i = 1 \quad (3)$$

$$\sum_j P_{ij} = 1 \quad (4)$$

$$\sum_i \omega_i P_{ij} = \omega_j \quad (5)$$

P_{ij} はゾーン*i*からゾーン*j*への遷移確率である。 ω_{ij}

を所与とした場合は、式(2)の解は P_{ij} の最大化問題となる。

次に、式(1)の拡張として、 ij 間の所要時間 t_{ij} を遷移確率に対する減衰効果と考え、先験的な分布確率 p_{ij} を用いた定式化がある。その場合は、次式の同時確率の最大化問題となる。

$$\max \left(\frac{N!}{\prod_{ij} N_{ij}!} \prod_{ij} p_{ij}^{N_{ij}} \right) \quad (6)$$

$$p_{ij} = \alpha \omega_i \omega_j e^{-\theta t_{ij}} \quad (7)$$

ここで、 N は全域の総交通量であり、 α, θ は定数である。すると、式(6)は次の最大化問題となる。

$$\max \left(-\frac{1}{\theta} \sum_i \sum_j P_{ij} \ln P_{ij} - \sum_i \sum_j P_{ij} t_{ij} \right) \quad (8)$$

これは、ゾーン ij 間の遷移確率 P_{ij} を OD ペア rs 間の k 番目経路交通量 f_k^{rs} 、ゾーン ij 間の所要時間 t_{ij} を OD ペア rs 間の k 番目経路の経路費用を c_k^{rs} とおくと、確率的利用者均衡モデル (SUE モデル)⁶⁾ と同じ定式化となる。

$$\min \left(\sum_{rs} \sum_k f_k^{rs} c_k^{rs} + \frac{1}{\theta} \sum_{rs} \sum_k f_k^{rs} \ln f_k^{rs} \right) \quad (9)$$

subject to

$$q_{rs} = \sum_k f_k^{rs} \quad (10)$$

$$f_k^{rs} \geq 0 \quad (11)$$

ここで、 θ は確率的配分モデルの分散パラメータ、 q_{rs} は rs 間の OD 交通量となる。また、経路交通量 f は、次のロジットモデル型で与えられる⁶⁾。

$$f_k^{rs} = q_{rs} \frac{\exp(-\theta c_k^{rs})}{\sum_k \exp(-\theta c_k^{rs})} \quad (12)$$

式(9)では $\theta \rightarrow \infty$ とすれば、エントロピー項(第2項) $\rightarrow 0$ となる。コスト項のみが残り、最短経路配分と等価になる。逆に、 $\theta \rightarrow 0$ とした場合、エントロピー項がコスト項と比較して大きくなり、コスト項の大きさに関係なく、ランダムに配分される。

(2) 古典統計力学における粒子の統計分布

次に、古典統計力学における粒子を識別できる場合の粒子の統計分布について、同様の定式化が可能である。ここでは、温度が一定で外部空間とは平衡状態にあり、粒子は自由にやりとりできる場合の分布にあたるグランドカノニカルアンサンブルの分布関数を示す²⁷⁾²⁸⁾。エネルギー $E_j(N)$ をもつ粒子数を $n_j(N)$ ($0 \leq n_j(N) \leq N$) とすると、粒子の分配の組合せの数 W は次式で表される。

$$W = \frac{M!}{\prod_N n_1(N)! \cdots n_j(N)! \cdots} \quad (13)$$

$$\sum_N \sum_j n_j(N) = M$$

エネルギー $E_j(N)$ をもつ粒子の確率分布を $P(E_j(N), N) = n_j(N)/M$ とし、スターリングの公式を用いると、次式となる。

$$\frac{1}{M} \ln W = - \sum_N \sum_j P(E_j, N) \ln P(E_j, N) \quad (14)$$

subject to

$$\sum_N \sum_j P(E_j, N) = 1 \quad (15)$$

$$\sum_N \sum_j E_j P(E_j, N) = \bar{E} \quad (16)$$

$$\sum_N \sum_j N P(E_j, N) = \bar{N} \quad (17)$$

式(14)がグランドカノニカルアンサンブルのエントロピーを示し、エントロピーを最大にする確率分布 $P(E_j, N)$ が実現する。なお、 \bar{E} 、 \bar{N} はそれぞれの平均を示す。ここで、式(6)の ij 間交通量 N_{ij} とエネルギー E_j の粒子数 n_j が対応している。

また、式(14)を最大にする $P(E_j, N)$ を Lagrange の未定乗数法で算出すると、次となる。

$$P(E_j, N) \propto \exp(-\beta E_j + \alpha n_j) \quad (18)$$

ボルツマンの関係式を用いて同様の導出ができ、係数 α, β は具体的な物理量と対応づいた形式となる。分布関数は温度 T 、化学ポテンシャル μ 、ボルツマン定数 k により、次式となる。

$$P_i = \frac{1}{\Xi} \exp\left(-\frac{E_i - \mu N_i}{kT}\right) \quad (19)$$

$$\Xi = \sum_i \exp\left(-\frac{E_i - \mu N_i}{kT}\right) \quad (20)$$

ここで、 Ξ は規格化定数であり、大分配関数と呼ばれる。

(3) 量子統計の導入

a) 量子統計における統計分布

次に、量子統計を用いた場合の統計分布を説明する²⁷⁾²⁸⁾。量子統計は粒子が識別不可能な場合の統計分布であり、超低温下において粒子の状態の凝縮が発生する(凝縮が発生する統計分布をボーズ・アインシュタイン統計という)。4.において、この粒子の凝縮過程を避難行動の空間的局在のモデル化に援用するが、本項では量子統計について説明する。なお、全体のエネルギーが小さいときに識別不可能性は無視できなくなり、エネルギーが高い場合は前節で述べた識別可能性を前提とした分布関数で説明できる。

まず、大分配関数は全粒子のエネルギーの和である。また、グランドカノニカルアンサンブルにおいては粒子数の制限はないため、式(20)は次のように展開できる。

$$\Xi = \sum_{all} \exp\left(-\frac{E - \mu N}{kT}\right)$$

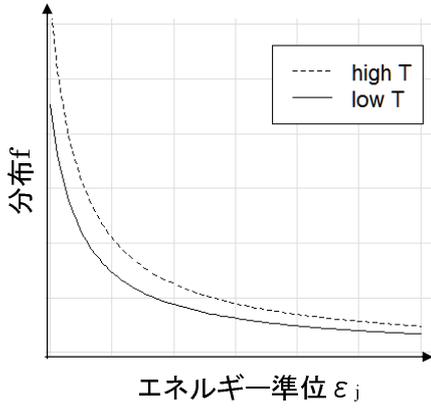


図-1 ボーズ・アインシュタイン分布関数のイメージ

$$\begin{aligned}
&= \sum_{n_1=0}^{\infty} \cdots \sum_{n_J=0}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{kT} \sum_{j=1}^J n_j(\epsilon_j - \mu)\right) \\
&= \sum_{n_1=0}^{\infty} \cdots \sum_{n_J=0}^{\infty} \prod_{j=1}^J \left(\exp\left(-\frac{n_j(\epsilon_j - \mu)}{kT}\right)\right) \\
&= \prod_{j=1}^J \left(\sum_{n_j=0}^{\infty} \exp\left(-\frac{n_j(\epsilon_j - \mu)}{kT}\right)\right) \\
&= \prod_{j=1}^J \frac{1}{1 - \exp\left(-\frac{\epsilon_j - \mu}{kT}\right)} \quad (21)
\end{aligned}$$

なお、ここで全エネルギー $E = \sum_{j=1}^J n_j \epsilon_j$ 、全粒子数 $N = \sum_{j=1}^J n_j$ としている。 J は粒子が取りうるエネルギー準位の数である。また、最後の式変換は等比数列の和の公式を用いており、 $\epsilon_j - \mu > 0$ を仮定している。

次に、全粒子数 N は熱力学のグランドポテンシャル J の化学ポテンシャル μ の偏微分により次となる。なお、 V は全粒子数を求める対象の空間の体積を示す。

$$\begin{aligned}
N &= -\left(\frac{\partial J}{\partial \mu}\right)_{T,V} \\
&= -\left(\frac{\partial(-kT \ln \Xi)}{\partial \mu}\right)_{T,V} \\
&= -kT \sum_{j=1}^J \frac{\partial}{\partial \mu} \ln\left(1 - \exp\left(-\frac{\epsilon_j - \mu}{kT}\right)\right) \\
&= \sum_{j=1}^J \frac{1}{\exp\left(\frac{\epsilon_j - \mu}{kT}\right) - 1} \quad (22)
\end{aligned}$$

ここで、あるエネルギー状態 ϵ_j にある粒子数の分布関数 $f(\epsilon)$ となる。これをボーズ・アインシュタイン分布と呼ぶ。

$$f(\epsilon) = \frac{1}{\exp\left(\frac{\epsilon_j - \mu}{kT}\right) - 1} \quad (23)$$

ボーズ・アインシュタイン分布関数は図1となる。温度 T が低いほど、エネルギー準位が小さい側に偏る性質を持つ(図では実線が低温の場合を示している)。

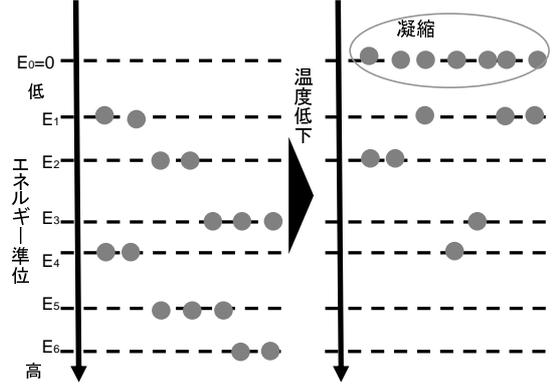


図-2 ボーズ・アインシュタイン凝縮のイメージ

b) 粒子の凝縮過程

粒子は、冷却により最低エネルギー準位 $\epsilon_0 (= 0)$ に巨視的な数の粒子が集まり、ボーズ・アインシュタイン凝縮が起こる²⁹⁾³⁰⁾(厳密には、粒子のうちボーズ粒子はこの凝縮が起こる)。最低エネルギー準位への凝縮のイメージは図2の通りである。温度低下により、エネルギー準位の一番低い状態に粒子(灰色の●)が凝縮する。

凝縮していない励起状態の粒子数 N_{ex} を次式で表す。

$$N_{ex} = \int_0^{\infty} d\epsilon g(\epsilon) f(\epsilon) \quad (24)$$

$g(\epsilon)$ は $\epsilon \sim \epsilon + d\epsilon$ のエネルギー準位数(準位密度)を示し、 $g(\epsilon) = C_\alpha \epsilon^{\alpha-1}$ である (C_α は体積と粒子の質量の関数)。 α は粒子(気体粒子)の古典的な自由度であり、入っている容器等により異なる。ボーズ・アインシュタイン凝縮が始まる転移温度 T_c では全粒子が励起しており、 $N = N_{ex}$ である。また、 N_{ex} は $\mu = 0$ で最大となる。 $T = T_c$ とすると次式となる。

$$\begin{aligned}
N &= N_{ex}(T_c, \mu = 0) = \int_0^{\infty} \frac{d\epsilon g(\epsilon)}{\exp\left(\frac{\epsilon}{kT_c}\right) - 1} \\
&= C_\alpha \Gamma(\alpha) \zeta(\alpha) (kT_c)^\alpha \quad (25)
\end{aligned}$$

ここで、 $\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} dx x^{\alpha-1} e^{-x}$ はガンマ関数、 $\zeta(\alpha) = \sum_{n=1}^{\infty} n^{-\alpha}$ はリーマン・ツェータ関数である。温度 T_c 以下の励起状態の粒子数は $\mu = 0$ とし、次式で表される。

$$\begin{aligned}
N_{ex}(T) &= C_\alpha \int_0^{\infty} \frac{d\epsilon \epsilon^{\alpha-1}}{\exp(\epsilon/kT) - 1} \\
&= C_\alpha \Gamma(\alpha) \zeta(\alpha) (kT)^\alpha \quad (26)
\end{aligned}$$

式(26)は粒子数に依存しておらず、式(25)とあわせて、次のように書ける。

$$N_{ex} = N \left(\frac{T}{T_c}\right)^\alpha \quad (27)$$

$$\begin{aligned}
N_0(T) &= N - N_{ex}(T) \\
&= N \left(1 - \left(\frac{T}{T_c}\right)^\alpha\right) \quad (28)
\end{aligned}$$

つまり、凝縮状態の粒子数は温度 T の関数となる。温度 $T = 0$ で全ての粒子が凝縮する。

(4) ボーズ・アインシュタイン統計と SUE モデルの対称性

最後に、SUE モデル (式 (9)) の分散パラメータ θ と温度 T について考察する。 $\theta \propto 1/T$ と仮定して、粒子の分布と経路選択を 1 対 1 対応させる。まず、SUE モデルでは $\theta \rightarrow \infty$ で最短経路配分と一致する。この場合、 $T \rightarrow 0$ となり、全粒子が最低エネルギー準位への凝縮が起こる。式 (23) において、 $\epsilon = 0$ 以外の $f(\epsilon)$ は 0 に近づく。逆に、SUE モデルでは $\theta \rightarrow 0$ ではランダム配分となる。この場合、 $T \rightarrow \infty$ となり、式 (23) において、 $f(\epsilon)$ は ϵ によらず等しい値に近づき、エネルギー準位によらないランダムな分布となる。

以上から、分散パラメータ θ と温度 T を対応させることで、SUE モデルとボーズ・アインシュタイン統計が対称なモデルとなることが示された。これは交通量分布モデルの式 (8) についても同様である。 $\theta \rightarrow \infty$ の場合は、移動コスト (式 (8) では所要時間) が最も小さい組合せの移動が集中する。

4. 避難行動の空間的局在過程

本章では、3. で説明したボーズ・アインシュタイン統計を避難時の目的地選択モデルへの導入を行う。次に、東日本大震災時の陸前高田市における避難行動データと導入したモデルを比較する。

(1) 量子統計の目的地選択モデルへの援用

多くの避難者がリスクの低い安全地帯へと移動し、空間的局在が発生する現象を説明するモデルとして、ボーズ・アインシュタイン凝縮を導入する。導入にあたっては、ボーズ・アインシュタイン統計における物理変化量にあたる温度 T とエネルギー準位 ϵ_j を設定する必要がある。

まず、温度 T に対応する変数として、エリア全体に影響を及ぼす全体リスク R を設定する。この全体リスクは時間経過に影響を受けると考えられ、時間 t の関数とする。全体リスク $R(t)$ が上がるほど避難行動の局在、安全な避難場所への移動は起こりやすくなる。つまり、温度 T が下がる過程は全体リスク $R(t)$ は上がる過程と対応し、局在 (凝縮) が起こりやすくなる。

次に、エネルギー準位に対応する変数について説明する。目的地選択モデルの目的地集合として空間をゾーン分割する。各ゾーンに対して、空間 j ごとに空間リスク D_j を設定する。これがエネルギー準位 ϵ_j と対応することとする空間リスク D_j は時間 t と空間特性 β_j

表-1 陸前高田市の震災被害状況 (2012/10/23 時点)

総人口	24,246 名
死者・行方不明者	1,732 名
浸水面積	13km ²
被災戸数	3,368 戸

による関数とする。

(2) 空間的局在過程の実証分析

a) 避難行動データ

実証分析では、東日本大震災時の陸前高田市における避難行動データを用いる。

まず、陸前高田市の震災被害状況を表 1 に示す。当時の総人口のうち約 7% が震災で死亡または行方不明となっている。また、低地部の建物の多くが最上階まで浸水した。津波到達時刻は、最も到達が早かった地点では地震発生から 37 分後、最も遅かった地点では 45 分後に到達したと報告されている³¹⁾。

避難行動データは、2011 年に国土交通省が行った津波被災現況調査 (表 2) 及び 2012 年に著者らの研究室が主体となって行った避難行動・交通行動調査 (表 3) で取得されたデータである。国土交通省の津波被災現況調査は訪問聞き取り方式で、津波被災地域全域を対象に、2011 年 9 月～12 月に行われた。地震発生以後の避難行動や危機認識等を調査している。陸前高田市における総回答者数は 227 名である。研究室調査は訪問聞き取り方式と郵送配布郵送回収方式の両方式で 2012 年 9 月に行われた。日常生活での移動行動や地震発生以後の避難行動等について調査している。研究室調査の回答者数は 373 名である。避難行動に関する設問内容は 2 つの調査でほぼ同様の内容であり、地震発生時にいた場所とそれ以降の移動目的・手段・出発時刻・到着時刻・同行人数等を調査している。調査データのうち、津波到達時刻までに避難目的の移動を行っている回答者のうち、調査結果から避難までの居場所が特定できる避難者の行動を分析対象とする。また、実際に得られている避難経路の例を図 3 に示す。トリップごとに避難時の場所の位置と場所の到着出発時間が把握可能である。

b) 実証分析

安全地帯への到着 (避難) を空間的局在過程と捉え、その推移を分析する。避難行動のツアーのうち、最後の避難目的の移動の到着時間を安全地帯に避難した時間として、分析する。安全地帯に避難した人は局在しており、粒子の凝縮状態と同様に捉え、その割合と時間経過を比較する。

表-2 東日本大震災の津波避難調査 (国交省都市局)

概要	
調査日時	2011年9月～12月
調査対象	津波浸水被害を受けた太平洋側の62市町村(6県)
調査方式	避難所、仮設住宅での聞き取り
回答者数	10,603名(陸前高田市は227名)
調査項目	地震発生から日没までの行動、津波認識、情報入手状況

表-3 陸前高田市の津波避難調査 (研究室)

概要	
調査日時	2012年9月
調査対象	陸前高田市内(行政区の地理的バランスを考慮して抽出)
調査方式	1) 訪問聞き取り調査 2) 郵送配布郵送回収調査
回答者数	1)31名, 2)342名
調査項目	地震発生後1時間の行動, 日常の1日の過ごし方, 公共交通・施設の要望



図-3 陸前高田市中心部の避難経路データ例

また、温度 T に対応する全体リスクの関数として、次式を設定する。

$$T = \frac{1}{R(t)} = \frac{1}{\beta * t^2 + 1} \quad (29)$$

津波からの避難行動であり、全体リスク $R(t)$ は時間とともに単調増加することを表す定式化である。また、全体リスク $R(t)$ の単調増加にあわせて、温度 T が単調減少する形とするため、温度は全体リスクの逆数としている。ここで、地震発生直後から安全地帯への避難が

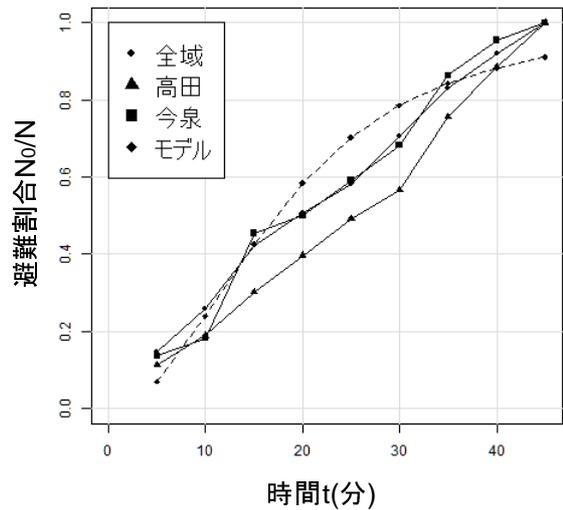


図-4 避難者数の時系列推移

発生しており、転移温度 T_c は $t = 0$ での温度 $T = 1$ となる。

避難行動データを取得した全避難者のうち、避難した割合を縦軸に示し、横軸に時間経過を示す(図4)。実線が実データ、破線が式(29)の推定式の結果を示す。実データは、陸前高田市全域(データ数:177人)と高田地域限定(53人)、今泉地域限定(22人)の3種類について、プロットしている。高田地域は周辺に山はなく海から2km程度離れた場所への避難が必要であるが、震災前は津波はそこまでは来ないと考えられていた場所である。今泉地域も事前に津波の危険性はそれほど認知されていなかったが、500m以内に山があり、比較的逃げやすい地域である。図4では、避難割合の時系列推移に地域による大きな差は確認されない。破線はリスク関数の係数を $\beta = 2.0 * 10^{-3}$ とした場合の破線である。以上の近似曲線の関数形は次となる。

$$\frac{N_0(t)}{N} = 1 - \left(\frac{R_c}{R(t)} \right)^{3/2} \quad (30)$$

$$R(t) = 2.00 * 10^{-3} * t^2 + 1 \quad (\text{決定係数: } 0.89)$$

避難行動を安全地帯への凝縮過程として捉えた場合は、比較的精度の高い近似曲線が描けている。一方で、今回の実証分析では死者・行方不明者を除いた避難割合の時系列推移を分析しており、死者・行方不明者を加えた分析が必要である。一般的な行動モデルやネットワーク配分モデルを用いた場合に、死者・行方不明者の行動データは手に入れる術がないために不可能である。しかし、今回のモデルの場合は避難割合のみを扱っており、死者・行方不明者を追加した分析も可能である。

5. まとめ

本研究では、災害時目的地選択モデルの構築にむけ、避難行動の空間的局在過程のモデル化を行った。自然災害の空間的局所性や他者との協調行動の存在を踏まえると、災害時下の移動には空間的な集中現象が生起していることに着目し、その空間的な局在過程のモデル化を試みた。モデル化にあたっては、最低エネルギー準位への凝縮過程が明らかになっている量子統計のモデルを援用した。モデル結果と避難行動の実証データを比較し、避難場所への空間的局在性が全体リスクを考慮したモデルにより説明できることが明らかになった。

今後の課題としては、本研究では目的地の局在はモデル化を行ったが、そのための道路ネットワーク上の移動性や混雑状況は考慮されておらず、課題である。目的地選択行動と経路選択行動を同時にモデル化する必要があると考える。また、これらを考えるにあたって、災害時の混雑状況やリスクの時々刻々の変化に対応可能な動学的なモデルを構築する必要がある。最近では、災害時の出発時刻選択モデルの動学化³²⁾³³⁾や動学的配分モデル²²⁾の研究が進められており、避難行動研究においても動学化は欠かせない要素である。

謝辞： 本研究を行うにあたって、被災地域の住民の方々にヒアリングやアンケート等へのご協力をいただいた。また、調査実施にあたり、陸前高田市、復建調査設計 三谷卓摩氏(当時)、吉野大介氏にご協力いただいた。ここに感謝の意を記す。

参考文献

- 1) Wardrop, J. G.: Some theoretical aspects of road traffic research, *Proceedings of the Institute of Civil Engineers Part II*, pp. 325-378, 1952.
- 2) 佐佐木 綱: 遷移確率法による OD 交通量の推定 (エントロピー法), 道路, pp. 70-77, 1966.
- 3) Wilson, A. G.: The Use of Entropy Maximizing Models in the Theory of Trip Distribution, Mode Split and Route Split, *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 3, pp. 108-126, 1969.
- 4) 松井 寛: 交通量分布パターンの確率論的考察, 土木学会論文報告集, Vol. 190, pp.99-109, 1971.
- 5) 宮城 俊彦, 加藤 晃: ランダム効用理論を基礎とした交通統合モデル, 1984.
- 6) 土木学会 (編): 交通ネットワークの均衡分析 -最新の理論と解法-, 丸善, 1998.
- 7) 例えば, 朝倉 康夫: 異常交通工学のすゝめ, 計画・交通研究会会報, pp.1-2, 2013.1.
- 8) 小林潔司, 横松宗太: カタストロフ・リスクと防災投資の経済評価, 土木学会論文集, No.639/IV-46, pp.39-52, 2000.
- 9) Urata, J., Hato, E.: Modeling the Cooperation Network Formation Process for Evacuation Systems Design in Disaster Areas with a Focus on Japanese Megadisasters, *Leadership and Management in Engineering*, Vol.12, pp.231-246, 2012.
- 10) 浦田淳司, 羽藤英二: 複雑ネットワークモデルを用いた豪雨災害時の協調行動形成に関する研究, 土木学会論文集 D3, Vol. 69, pp. 29-40, 2013.
- 11) Peeta, S., Hsu, Y.T.: Behavior modeling for dynamic routing under no-notice mass evacuation. In: Proceedings of the 12th International Conference on Travel Behaviour Research, Jaipur, India, 2009.
- 12) Murray-Tuite, P., Wolshon, B.: Evacuation transportation modeling: An overview of research, development, and practice, *Transportation Research Part C*, Vol. 27, pp. 25-45, 2013.
- 13) Gladwin, H., Lazo, JK., Morrow, BH., Peacock, WG., Willoughby, HE.: Social Science Research Needs for the Hurricane Forecast and Warning System, *Natural Hazards Review*, Vol.8, No.3, pp. 87-95, 2007.
- 14) Cheng, G.: Friction factor functions calibration for hurricane evacuation trip distribution. In: Proceedings of the 86th Annual Meeting Transportation Research Board, Washington, DC, USA, 2007.
- 15) Cheng, G., Wilmot, C.G., Baker, E.J.: A destination choice model for hurricane evacuation. In: Proceedings of the 87th Annual Meeting Transportation Research Board, Washington, DC, USA, 2008.
- 16) Cuellar, L., Kubicek, D., Hengartner, N., Hansson, A.: Emergency relocation: population response model to disasters. In: Proceedings of the IEEE Conference on Technologies for Homeland Security, Boston, MA, USA, pp. 628-635, 2009.
- 17) Pel, A.J., Bliemer, MC. J., Hoogendoorn, SP.: A review on travel behavior modelling in dynamic traffic simulation models for evacuations, *Transportation*, Vol.39, pp.97-123, 2012.
- 18) Wilmot, C.G., Meduri, N.: A methodology to establish hurricane evacuation zones. *Transp. Res. Rec.* 1922, pp.129-137, 2005.
- 19) Hsu, Y.-T., Peeta, S.: Risk-Based Spatial Zone Determination Problem for Stage-Based Evacuation Operations, National Evacuation Conference, New Orleans, LA., 2012.
- 20) Pel, A.J., Bliemer, MC. J., Hoogendoorn, SP.: Modeling traveller behavior under emergency evacuation conditions, *European Journal of Transport and Infrastructure Research*, Issue 11-2, pp.166-193, 2011.
- 21) Daganzo, CF.: The cell transmission model. Part I: A Simple Dynamic Representation of Highway Traffic, California path program institute of transportation studies university of california, 1993.
- 22) Chiu, Y.-C., Villalobos, J., Gautam, B., Zheng, H.: Modeling and solving optimal evacuation destination-route-flow-staging problem for no-notice extreme events. In: 85th Annual Meeting of the Transportation Research Board, Washington, DC., 2006.
- 23) Dixit, V.V., Radwan, E.: Optimal Scheduling of Evacuation Orders for Cities, Transportation Research Board, 2009.
- 24) So, Sk., Daganzo, CF.: Managing evacuation routes, *Transportation Research Part B*, Vol. 44, pp. 514-520, 2010.
- 25) Daganzo, CF., So, Sk. : Managing evacuation networks, *Transportation Research Part B*, Vol. 45, pp. 1424-1432, 2011.
- 26) Bish, DR.: Planning for a bus-based evacuation, *OR Spectrum*, Vol. 3, Issue 3, pp. 629-654, 2011.
- 27) 鈴木増雄: 岩波講座 現代の物理学 4 統計力学, 岩波書店, 1994.
- 28) EMAN の物理学: <http://homepage2.nifty.com/eman/>

- 29) ペシィック, スミス: ボーズ・アインシュタイン凝縮, 吉岡書店, 2005.
- 30) 藤田重次, S. ゴドイ: 超伝導の量子統計理論, シュプリンガー・フェアラーク東京, 2001.
- 31) 牛山素行, 横幕早季: タイムスタンプデータによる津波到達直前の陸前高田市内の状況推定, 日本災害情報学会第 13 回研究発表大会予稿集, pp. 297-300, 2011.
- 32) Fu, H., Wilmot, C.G.: A sequential logit dynamic travel demand model for hurricane evacuation, *Transportation Research Record*, Vol. 1882, pp. 19-26, 2004.
- 33) 羽藤英二, 植村恵里, 若林由弥: 構造推定を適用した紐帯の中の避難の非対称性, 第 47 回土木計画学研究発表会, CDROM, 2013.

Modeling of spatial localization process with destination convergence under evacuation

Junji URATA and Eiji HATO

The aims of this study are to build a destination choice model in the disasters and to model the spatial localization processes of evacuation. There are spatial locality of natural disasters and some local occurrence of convergence actions with others. Centralized spatial phenomenon is occurring to evacuate from the disasters. These spatial localization processes are modeled and the model can reproduce these convergences. We use the Quantum Statistical Theory for this modelling and statistical distribution of this theory is formulated by the temperature and energy levels. In this theory some particles condense to the lowest energy level and these condensation processes are similar to the spatial localization processes. The risks that are relations to time and positions influence the destination choices under evacuations. For the introduction of the concept of risk, the spatial risks of each zone and the temporal risks of whole area are brought in this model. The spatial risks is substitute for the energy levels in the Quantum Statistical theory and the temporal risks is substitute for the temperature. Lastly this model are verified by the data of the the Great East Japan Earthquake.