

災害対応に要する時間の推定モデル— 複数パスからなる災害対応 への適用—

照沼 利浩¹・水野 秀明²・西本 晴男¹

Numerical model for estimating period of disaster response

Toshihiro TERUNUMA¹, Hideaki MIZUNO² and Haruo NISHIMOTO¹

Abstract

In the event of a disaster that might cause severe and extensive damage, such as natural damming due to large-scale mass wasting or out-of-channel flooding of a river due to a breach in a bank, disaster prevention organizations need to take emergency response actions as promptly as possible by making effective use of limited personnel. In order to complete planned activities within a short period of time, it is good practice to estimate the time required for accomplishing a network of emergency response-related activities as a factor to take into account when making decisions as to details such as efficient staffing and whether or not to request for assistance. In this study, a simple formula was developed for estimating the time needed to accomplish a multipath network of emergency response activities by deriving a mathematical model based on the Kolmogorov forward equations and approximating Gaussian integrals to find analytical solutions. The simple formula thus derived was applied to disaster response training associated with an emergency study to be conducted in the event of natural dam (landslide dam) formation to estimate two parameters of the mathematical model, namely, the work done ratio, μ_k , and the rework ratio, λ_k .

キーワード：災害対応, 作業ネットワーク, 確率過程, 処理率, 手戻り率

Key words: emergency response actions, multipath network of emergency response activities, stochastic process, work done ratio, rework ratio

¹ 筑波大学大学院生命環境科学研究科
Graduated School of Life Environmental Sciences,
University of Tsukuba.

² 国立研究開発法人土木研究所（現九州大学大学院農学
研究院）
Public Works Research Institute

本論文に対する討議は平成30年2月末日まで受け付ける。

1. はじめに

大規模な土砂崩壊の発生に伴う天然ダムの形成や河川堤防の決壊に伴う氾濫等、被害が甚大かつ広範囲に及ぶ恐れがある災害発生時には、防災組織は参集できた限られた人員で可能な限り迅速に災害対応にあたる必要がある。災害対応とは、人命を守るために災害発生直後に実施する対応であり、人命救助、避難などが挙げられる。災害対策を説明する基本的な概念として、災害マネジメントサイクルと呼ばれる考え方がある(林ら, 2008)。これは応急対応(Response)、復旧・復興(Recovery)、被害軽減(Mitigation)、事前準備(Preparedness)の4段階を一連の流れとして定義したものであり、応急対応と復旧・復興の段階はより短時間で実施することが求められている。本研究では、応急対応の段階を災害対応と呼ぶことにする。災害対応は被害調査や施設点検、避難救助支援、避難場所開設など複数の作業がネットワーク状に結びついて遂行されるものであり、より短時間で作業を完了させることが求められる。特に、同時多発的に災害が発生した場合の被害調査は、防災計画に基づいた作業を発生した災害の数だけ繰り返して実施することになり、時間を要することになる。作業を短時間で完了させるためには、防災訓練等を実施して個人の能力を向上させる方法が考えられるが、組織全体として考えた場合には、防災組織を構成する人員の効率的な配置が有効である。効率的な人員配置のためには、その判断材料として、作業にかかる時間を推定する必要がある。ただし、災害対応の作業に要する時間を推定するためには、次の二つの特徴を考慮しなければならない。

一つ目は、作業ネットワークの各作業にかかる作業時間は、ある程度の変動を伴って分布するという点である。工程管理の代表的な手法であるPERT/CPMでは、工程全体にかかる時間を求めるために、通常は各作業に対して平均値等の確定値を割り当てる方法が用いられる(例えば、Archibald and Yillore, 1967, 毛利ら, 1983, 岡田・豊田, 1996, 小山・翠川, 2006)。さらに、作業の不確実性やリスクを考慮する場合、作業時間を

幅広く見積もって正規分布やポアソン分布などの確率密度関数で近似することになり、工場生産やソフトウェア開発などの様々な場面で用いられている(例えば、吉川・春名, 1970, Clark, 1961, Bajis, 1985, 高岩・松井, 1994, 黒川, 2003, 愛須ら, 2012)。一方、災害対応の場合、災害発生時の緊迫した慌ただしい状況の中では、ある作業を平常時に実施する場合と条件が異なるため、作業を失敗して手戻りすることも多く存在し、作業を処理する率(「処理率」という)、処理した結果に含まれる計算等の誤りによる手戻りの率(「手戻り率」という)、何もせずに推移する率が時間的に積み重なって作業時間に分布が現れることになる。従って、災害対応に要する時間を推定するためには、正確な成果を得られるまでに要した時間からそれらの率を推定する必要があるが、その方法はいまだ開発されていない。

二つ目は、災害対応の作業ネットワークは災害の発生情報が防災組織に届いた時点で開始されるが、その情報は工場のように一定間隔で防災組織に届くのではなく、災害の発生状況が判明した順に同時または断続的に届くことになり、その到着時間間隔は非正常であることが挙げられる。先に挙げた既往の研究成果はいずれも定常な方法、つまり作業の開始時刻から経過時間を変数に持たないため時間的に変化しないことが前提となっている。非正常状態のモデルを基本とした待ち行列理論でも作業時間を求めることができるが(紀ら, 2010)、時間を求める際には極限推移確率を求めるため定常状態となり、時間分布をもった非正常の現象の作業時間を求める方法には適用できない。さらに、時間的に変動する非正常の現象は数理モデルによって表すことができ、またその解は数値計算を用いて求めることが一般的であるが、計算が複雑になる上に計算時間も長く、災害時でも簡単かつ迅速に求められる手法はいまだ開発されていない状況である。

本研究では、作業時間が幅広く分布し、かつ災害の発生情報の到着時間間隔が非正常であるという特徴を踏まえた上で、災害対応に要する時間を簡単かつ迅速に推定できる数理モデルの簡易式を

開発する。前報(照沼ら, 2016)では単一のパスで構成される作業を対象としたが, 本研究ではより実際の災害対応に適合させるために, ネットワークを構成する作業を対象とする。また, 開発した数理モデルの簡易式を国土交通省が実施する緊急調査の作業に適用し, 計測された作業時間と比較することで, その適用性を検証する。なお, 災害対応に要する時間を簡単かつ迅速に推定できる数理モデルの簡易式のことを, 本研究では推定モデルと呼ぶ。

2. 災害対応に要する時間の推定モデル

2.1 仕事と作業の定義

図1に仕事と作業の関係を示した模式図を示す。本研究では, 災害時に防災組織が実施する対応を「作業」, ネットワーク状にむすびついた作業を「仕事」, すべての仕事をまとめて「災害対応」と呼ぶことにした。災害の発生情報が防災組織に届くと, その発生箇所と同数の仕事が防災組織に与えられし, それぞれの仕事において作業を順番に処理する。作業が分岐した場合は, 分岐した作業を同時並行で進める。

2.2 基礎方程式

2.2.1 確率過程の定式化

図2に作業パスと作業ネットワークの考え方を示す。ネットワークを形成した作業において, ある作業間の一連の流れを作業パスとし, 複数の作業パスによって構成されるネットワークを作業

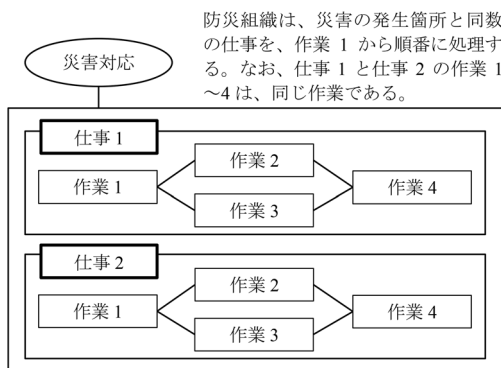


図1 仕事と作業の関係

ネットワークと定義する。作業ネットワークは2.1で定義した「仕事」と同義となる。例えば図2の作業Aから作業Bに至るまでの作業ネットワークを考えた場合, 2つの作業パス(作業パス①・②)が存在する。防災組織に2種類の作業パスを有する作業ネットワークが4個与えられた災害対応の場合, 同一種類の作業パスが4個ずつ生成されることになる。

図3に作業パスの仕事数によって構成される空間の模式図を示す。本研究で開発する推定モデルは, 災害が複数箇所発生して同一の作業ネットワークを複数回実施する必要がある場面を想定し, ある任意の時間で残っている仕事数の確率密度関数が推移することで, 災害対応が完了する確率を求めるものである。作業パスで対応すべき仕事数(個)を m_k 軸 ($k=1,2,\dots$) に設定する。従って, 作業パスが n 種類存在すると, m_k 軸が n 本存在する \vec{m} ベクトル空間を形成する。作業パス

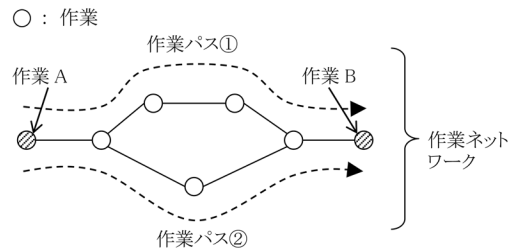


図2 作業パスと作業ネットワークの考え方

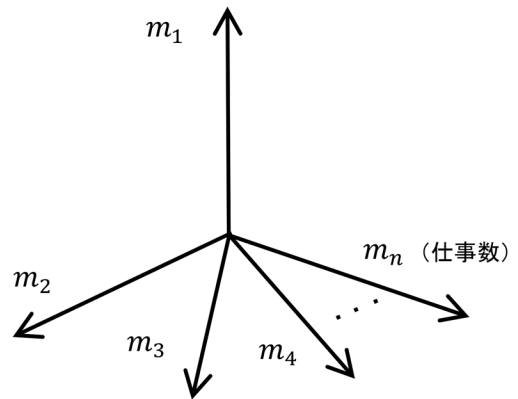


図3 仕事数によって構成される空間の模式図

間の仕事数は互いに独立であるとした。

時刻 T において \vec{m} ベクトル空間内の任意の点 $\vec{L}=(m_1, m_2, \dots, m_k, \dots, m_n)$ の組み合わせとなる確率密度関数を $P(T, \vec{L})$ とする。

$$\vec{L} \equiv (m_1, m_2, \dots, m_k, \dots, m_n) \quad (1)$$

$P(T, \vec{L})$ は各作業パスに残っている仕事数が時刻 T で \vec{L} となる確率密度関数を意味する。災害が発生すると、 \vec{m} ベクトル空間内の初期位置 \vec{L} (発生した天然ダム分の仕事数) に確率密度関数 $P(0, \vec{L})$ の値が、 P_0 とデルタ関数 $\delta(\vec{L}-\vec{L}_d)$ の積として与えられる。 P_0 は初期の確率の値を意味し、1 となる。前報 (照沼ら, 2016) では、 m_k 軸において単位時間当たりに仕事数が \vec{L} から \vec{L}_d に減少する確率を処理率 μ_k 、単位時間当たりに仕事数が \vec{L} から \vec{L}_u に増加する確率を手戻り率 λ_k とした。各作業パスの仕事数の推移に出生死滅過程 (尾崎, 1996) を適用し、コルモゴロフの前進方程式 (成田, 2016, 大住, 2002) をたてた上で、連続型の確率変数に近似した移流拡散方程式を基礎方程式とした。なお、出生死滅過程において、各作業パスの仕事数の増減の絶対値を合計した値が 2 以上となる確率は非常に小さいものとして無視した。基礎方程式は、前報 (照沼ら, 2016) では時刻 T と 1 個の確率変数を対象としたため、一次元移流拡散方程式となった。本研究では時刻 T と n 個の確率変数を対象としたため、式 (2) の多次元移流拡散方程式となる。

$$\frac{\partial P}{\partial T} = \sum_{k=1}^n \left\{ (\lambda_k + \mu_k) \frac{(\Delta m_k)^2}{2} \cdot \frac{\partial^2 P}{\partial m_k^2} - (\lambda_k + \mu_k) \Delta m_k \frac{\partial P}{\partial m_k} \right\} \quad (2)$$

なお、処理率 μ_k と手戻り率 λ_k は仕事数 m_k と独立であると仮定した。さらに、

$$a_k \equiv (\lambda_k - \mu_k) \Delta m_k \quad (3)$$

$$b_k \equiv (\lambda_k - \mu_k) \frac{(\Delta m_k)^2}{2} \quad (4)$$

とおけば、式 (2) は以下の式に変形できる。

$$\frac{\partial P}{\partial T} + \sum_{k=1}^n \left(a_k \cdot \frac{\partial P}{\partial m_k} \right) = \sum_{k=1}^n \left(b_k \cdot \frac{\partial^2 P}{\partial m_k^2} \right) \quad (5)$$

式 (5) は、 \vec{m} ベクトル空間内において、時刻 T で各作業パスに残っている仕事数が \vec{L} である確率密度関数 P が、 a_k の速度で移流するとともに、 b_k の速度で拡散することを意味し、 a_k を移流係数、 b_k を拡散係数と呼ぶ。なお、 a_k は作業の処理速度であると考えることができ、一定時間内にできる作業の割合を意味する「能率」ということができる。

なお、以降解析するにあたり、パラメータ μ_k 、 λ_k は、時刻 T と独立である (時刻によらず一定である) と仮定する。ただし、能率は作業者の疲労や環境要因など様々な作業要因によって変化することが報告されている。作業者の疲労による影響として、作業負荷となる長時間作業や高難度作業は疲労が蓄積し、能率を低下させることが分かっている (大島, 1979)。実際、連続不眠作業実験では 13~17 時間を経過するまでは一定の能率を保持しているが、それ以降になると急激に低下する結果が見られている (例えば、栗盛ら, 1994, Lamond and Dawson, 1999)。なお、能率が低下するまでの時間は、作業の継続時間とともに、生物時計から発せられる覚醒シグナルによる概日リズムが関係していると考えられており、疲労の度合いを定量的に把握するためのモデルも提案されている (Dann, et al., 1984)。

環境要因としては温度や照度の影響が挙げられる。温度に関しては、作業成績が最大となる温度を 22℃ とし、21~22℃ に至るまでは作業効率が向上し、23~24℃ を超える環境では作業効率が低下するモデルが提案されている (Seppanen, et al., 2006)。その一方で、室内の温熱環境要素が作業効率に与える影響については、未だに決定的な知見が得られていないとの報告もある (Lorsh and Abdou, 1994, Heath and Mendell, 2002)。また、照度については、光の質と量を変えた 9 種類に及ぶ照明システムを用いて言語能力や事務作業の効率に与える影響を評価したが、統一した見解は得ら

れなかったとの報告 (Veitch and Newsham, 1997) がある一方、作業場の照明をアップライトとダウンライトで比較し、VDT作業の作業成績に影響を及ぼしていることが分かっている (Hedge, et al., 1995)。

実際の災害対応においては数日間継続して作業しなければならぬこともあり、その場合はこれらの作業要因もパラメータ μ_k, λ_k に影響を及ぼすものと考えられる。本研究では μ_k, λ_k は、時刻 T と独立としたが、将来的には各作業要因と μ_k, λ_k との関係を明らかにし、本モデルの適用範囲を明確にする必要があると考えている。

2.2.2 多次元移流拡散方程式の解

式 (5) の解を求めるために

$$\xi_k \equiv \frac{m_k - a_k T}{\sqrt{b_k}} \tag{6}$$

$$\tau \equiv T \tag{7}$$

とおくと、 ξ_k 軸が n 本存在する $\vec{\xi}$ ベクトル空間を形成する。時刻 τ において $\vec{\xi}$ ベクトル空間内の任意の点 $\vec{R} \equiv (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k, \dots, \xi_n)$ の組み合わせとなる確率密度関数を $p(\tau, \vec{R})$ とする。

$$\vec{R} \equiv (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k, \dots, \xi_n) \tag{8}$$

$$\begin{aligned} P(T, \vec{L}) &\equiv p(\tau, \vec{R}) \\ &= p(\tau(T, m_1, m_2, \dots), \\ &\quad \xi_1(T, m_1, m_2, \dots), \\ &\quad \xi_2(T, m_1, m_2, \dots), \dots) \end{aligned} \tag{9}$$

式 (5) にコール・ホップ変換 (座標変換) を施すと、新たな変数 ξ, τ 平面上で、原点を初期値とした多次元の拡散方程式に変換できる。

$$\frac{\partial p}{\partial \tau} = \sum_{k=1}^n \left(\frac{\partial^2 p}{\partial \xi_k^2} \right) \tag{10}$$

式 (10) の主要解は、 $G(\xi_1, \xi_1', \xi_2, \xi_2', \dots, \xi_k, \xi_k', \dots, \tau, \tau')$ グリーン関数 (松浦ら, 2000) を用いて、以下のように求めることができる。

$$G = \prod_k \left\{ \frac{1}{2\sqrt{\pi(\tau - \tau')}} \cdot e^{-\frac{(\xi_k - \xi_k')^2}{4(\tau - \tau')}} \right\} \tag{11}$$

$\xi_1', \xi_2', \dots, \xi_k', \tau'$: 初期値

従って、 $\tau' = 0$ とすると、式 (11) の拡散方程式の主要解は、以下の通りに表される。

$$G = \prod_{k=1}^n \left\{ \frac{1}{2\sqrt{\pi\tau}} \cdot e^{-\frac{(\xi_k - \xi_k')^2}{4\tau}} \right\} \tag{12}$$

主要解 G は、時刻 τ において $\vec{\xi}$ ベクトル空間内の仕事数が \vec{R} である確率密度関数を意味する。

2.3 災害対応に要する時間の推定モデル

災害対応が完了するという意味は、仕事数 \vec{L} が 0 となることを意味する。従って、 m_k 軸上の開始点 m'_k (災害の発生件数) から、災害対応完了位置 ($\vec{L}_0 = (0, 0, \dots, 0, \dots, 0)$) に向かって確率密度が移流拡散した際の、災害対応完了位置を通過した確率密度関数 $P\{U_k(-\infty < X(\vec{L}) \leq 0)\}$ の積分値が、時刻 T において災害対応が完了する確率 $P_{compl}(T)$ を意味する。

\vec{m} ベクトル空間内での積分区間は

$$-\infty < \vec{L} \leq 0 \tag{13}$$

となるが、新たな $\vec{\xi}$ ベクトル空間では、

$$-\infty < \vec{R} \leq \left(-\frac{a_1 T}{\sqrt{b_1}}, -\frac{a_2 T}{\sqrt{b_2}}, \dots, -\frac{a_k T}{\sqrt{b_k}}, \dots, -\frac{a_n T}{\sqrt{b_n}} \right) \tag{14}$$

となる。従って、 $\vec{\xi}$ ベクトル空間における災害対応に要する時間の確率 $P_{compl}(\tau)$ は、

$$P_{compl}(\tau) = \prod_{k=1}^n \left[\int_{-\infty}^{-\frac{a_k T}{\sqrt{b_k}}} \left\{ \frac{1}{2\sqrt{\pi\tau}} \cdot e^{-\frac{(\xi_k - \xi_k')^2}{4\tau}} \right\} d\xi_k \right] \tag{15}$$

となる。

式 (15) を元の \vec{m} ベクトル空間に戻すと、式 (16) の通りとなる。

$$P_{compl.}(T) = \prod_{k=1}^n \left[\frac{1}{2\sqrt{\pi T b_k}} \int_{-\infty}^0 e^{\frac{-(m_k - a_k T - m'_k)^2}{4\tau}} dm_k \right] \quad (16)$$

式 (16) は開始点 m'_k から確率密度関数が係数 a_k および b_k で移流拡散し、災害対応完了位置 $m_k=0$ を通過した確率密度の面積が $P_{compl.}(T)$ となる。

図 4 は式 (16) の解のイメージである。係数 a_k は $a_k \equiv (\lambda_k - \mu_k) \Delta m_k$ であるので、 $\lambda_k < \mu_k$ (処理率が手戻り率よりも大きい) であれば $a_k < 0$ となり、 m_k の負の方向に移動する。また、 $\lambda_k > \mu_k$ であれば $a_k > 0$ となり、 m_k の正の方向に移動する。仕事が進むという意味は、確率密度関数 P が m_k 軸の負の方向に流れることであるので、 $\lambda_k < \mu_k$ でなければならぬ。

ところで、ガウス積分を数%の誤差で近似できる Williams- 山内の式(山内, 1972)を応用すると、以下の近似式が成り立つ。

$$\Phi(x) = \frac{1}{2\sqrt{\pi}} \int_{-x}^x e^{-ct^2} dt \approx \sqrt{\frac{1}{2a}} \left(1 - e^{-\frac{4cx^2}{\pi}} \right) \quad (17)$$

ここで、 c は任意の定数である。式 (17) はガウス積分を二次元に拡張した上で、一辺が $2x$ の正方形となる積分領域を円に近似することで導いたものである。なお、近似した際の発生する誤差については、今後の研究で検証する予定である。式 (17) を用いて、式 (16) を式 (18) のように近似した。式 (18) を用いると、時刻 T において災

害対応が完了する確率 $P_{compl.}(T)$ の近似解を簡単かつ迅速に求めることができ、本式を災害対応に要する時間の推定モデルとした。

$$P_{compl.}(T) \approx \begin{cases} \prod_{k=1}^n \left[\frac{1}{2} \left(1 - \sqrt{1 - e^{-\frac{(a_k T + m'_k)^2}{\pi T b_k}}} \right) \right] & (-(a_k T + m'_k) < 0) \\ \prod_{k=1}^n \left[\frac{1}{2} \left(1 + \sqrt{1 - e^{-\frac{(a_k T + m'_k)^2}{\pi T b_k}}} \right) \right] & (0 \leq -(a_k T + m'_k)) \end{cases} \quad (18)$$

3. 災害対応に要する時間の推定モデルの適用性

3.1 適用対象

式 (18) の推定モデルを利用すると、作業ネットワークを構成する災害対応に要する時間の確率分布を求めることができる。その際、推定モデルのパラメータである処理率と手戻り率を、作業ネットワークを構成する個々の作業パス単位で求める必要がある。そこで、作業パスにおける災害対応に要する時間の計測結果から、作業パスの処理率と手戻り率を推定した。適用対象としたのは、土砂災害防止法に基づいて実施する天然ダム(河道閉塞)対応の緊急調査である。天然ダムを対象とした緊急調査とは、豪雨や地震に伴って天然ダムが形成された際に、土砂災害が想定される土地の区域と時期の情報を推定し、その情報を関係機関に通知するものである(水野ら, 2011)。緊急調査は、緊急調査着手の判断、初動期の調査、継続監視期の調査、緊急調査終了の判断の4つの段階から構成される。本研究では、このうち初動期の調査を対象とした。

図 5 に初動期の調査の作業ネットワークを示す。初動期の調査は、土砂災害緊急情報第1号を作成する段階である。地上およびヘリコプターからの天然ダムの現地調査結果をもとに、机上解析によって天然ダムによる湛水区域、天然ダムの決壊時期、天然ダムによる氾濫範囲を推定する。複数の天然ダムが形成された場合は、この作業ネッ

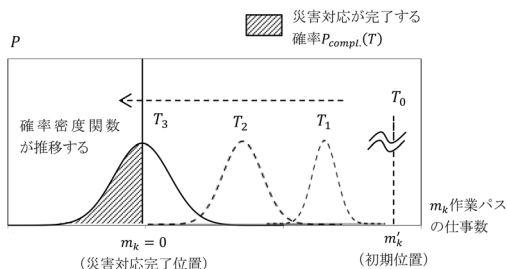


図 4 m_k 作業パスの災害対応が完了する確率

トワークを天然ダムの数だけ繰り返す。

緊急調査の作業にかかる時間の計測データとして利用したのは、国土交通省の直轄事務所で実施したロールプレイング型防災訓練での行動記録(作業内容と時刻の記録)であり、訓練参加者もしくは記録担当者が、各作業の実施時刻を随時記録している。なお、現地作業は未実施のため、現地で入手できる情報が全て揃ったことを前提とした机上解析を対象とした時間である。本研究では作業パスとして図5で示す「作業4：天然ダムによる湛水区域の推定」(m_1 作業パス： $S_1 \sim G_1$)および「作業5：天然ダムの決壊時期の推定」(m_2 作業パス： $S_2 \sim G_2$)を定め、 m_1 作業パスと m_2 作業パスとで構成される作業ネットワークを推定モデルの適用対象とした。作業6の天然ダムによる氾濫範囲を推定する作業も防災訓練の対象となっていたが、作業開始まで未到達もしくは作業を開始しても時間内に作業が未完了の状況で、計測時間の十分なサンプル数を確保できなかったため、今回は推定モデルの適用対象外とした。

表1に m_1 作業パスと m_2 作業パスの作業開始時刻、終了時刻、計測場所を示す。収集できたのは4事務所で実施した計9回のロールプレイング型防災訓練の結果である。なお、9回とも m_1 作業パスと m_2 作業パスをほぼ同時に行っているが、それぞれの訓練に参加した人物は別人であった。また、各訓練の m_1 作業パスと m_2 作業パスで

は、箇所数は1箇所(仕事が1つで $m'_k=1$ となる)、天然ダムの高さは40~50 m程度で、作業を行った人員は1名であった

表2は表1の作業時刻より求めた作業時間である。 m_1 作業パスと m_2 作業パスに要した時間は、終了時刻から開始時刻を引いた時間を割り当てた。作業ネットワークに要した時間は、 m_1 作業パスと m_2 作業パスに要した時間のうち、長い方の時間を採用した。なお、今回の防災訓練では、机上解析の作業者が全て1名であり、2つの作業パスを交互に実施したため、上記の方法で算出した m_1 作業パスと m_2 作業パスに要した時間には、重複時間が含まれることになる。ただし、作業者が1名の場合には重複時間を含めた時間を計測すべきであるため、この点は問題とならない。仮に m_1 作業パスと m_2 作業パスのみに要した正味時間を抽出した場合、推定モデルによって推定できるのは、2つの作業パスを2名で同時に実施した場

表1 防災訓練における作業時刻の計測結果

No.	m_1 作業パス		m_2 作業パス		計測場所
	開始時刻	終了時刻	開始時刻	終了時刻	
1	9:50	11:20	9:50	11:20	会議室
2	13:30	14:30	13:30	14:30	会議室
3	11:00	12:20	11:00	12:20	会議室
4	10:10	11:50	10:10	10:59	多目的ホール
5	10:15	11:25	10:15	11:25	多目的ホール
6	10:50	11:40	10:50	12:00	体育館
7	10:50	12:50	10:50	12:50	多目的ホール
8	11:00	12:10	11:00	12:10	体育館
9	10:35	11:20	10:35	11:40	体育館

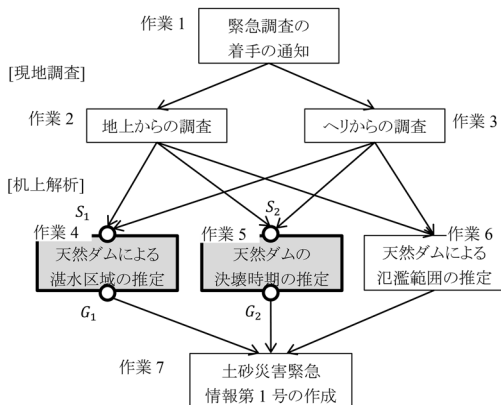


図5 緊急調査における初動期の調査の作業ネットワーク

表2 防災訓練における作業時間の計測結果

No.	計測時間(秒)		
	m_1 作業パス	m_2 作業パス	作業ネットワーク
1	5,400	5,400	5,400
2	3,600	3,600	3,600
3	4,800	4,800	4,800
4	6,000	2,940	6,000
5	4,200	4,200	4,200
6	3,000	4,200	4,200
7	7,200	7,200	7,200
8	4,200	4,200	4,200
9	2,700	3,700	3,700

合に要する時間となる。従って、 m_1 作業パスと m_2 作業パスを別々の作業者が並列に進めた場合の時間を推定した場合には、各作業パスの正味時間を抽出するべきであるが、今回は1名であるため、重複時間を含めた時間とした。

3.2 処理率と手戻り率の推定

3.2.1 移流係数と拡散係数の推定

作業ネットワークに対して推定モデルを適用するためには、はじめに作業パスである m_1 作業パスと m_2 作業パスに関する推定モデルを構築する必要がある。作業パスの場合、一次元の移流拡散方程式により災害対応が完了する確率の時間変化を求めることになり、その分布は移流係数 a_k と拡散係数 b_k によって変化する。 a_k と b_k の組み合わせは無数に存在するが、実測値の確率分布に最も近い計算値を示す a_k と b_k が、最適値の組み合わせであると考えることができる。そこで、 a_k と b_k を 1×10^{-8} の刻みで変化させて、式 (18) による確率分布の計算値を算出した。さらに、その計算値と表 2 で示した防災訓練の結果から求めた確率分布の実測値との残差二乗和を算出し、その値が最小となる場合の a_k と b_k を、 m_1 作業パスおよび m_2 作業パスに関する a_k と b_k として求めた。残差二乗和の計算式を以下に示す。

$$RSS = \sum_{i=1}^n (P_i(T) - P_{compl.}(T))^2 \quad (19)$$

ここで、 RSS は残差二乗和、 $P_i(T)$ は計測時間 T で仕事が完了する確率の実測値、 n は実測値数の 9 となる。なお、計測時間 T は、表 2 で示した m_1 作業パスと m_2 作業パスそれぞれの時間を利用した。

表 3 は式 (19) により求めた a_k, b_k, RSS の値である。表 2 の値をもとにすると、 m_1 作業パスの

表 3 m_1 作業パスおよび m_2 作業パスの移流係数と拡散係数

作業パス名	移流係数 a_k	拡散係数 b_k	RSS
m_1 作業パス	-0.00024610	0.00000734	0.0052
m_2 作業パス	-0.00024870	0.00000203	0.0206

推定モデルは式 (20)、 m_2 作業パスの推定モデルは式 (21) のように表すことができる。なお、前述のとおり、 a_k は能率と考えることができるため、 m_1 作業パスの能率は -0.00024610、 m_2 作業パスの能率は -0.00024870 となる。

$$P_{compl.m_1}(T) \approx \begin{cases} \frac{1}{2} \left[1 - \sqrt{1 - e^{-\frac{(1-0.00024610T)^2}{0.00000734\pi T}}} \right] & (0.00024610 \cdot T - 1 < 0) \\ \frac{1}{2} \left[1 + \sqrt{1 - e^{-\frac{(1-0.00024610T)^2}{0.00000734\pi T}}} \right] & (0 \leq 0.00024610 \cdot T - 1) \end{cases} \quad (20)$$

$$P_{compl.m_2}(T) \approx \begin{cases} \frac{1}{2} \left[1 - \sqrt{1 - e^{-\frac{(1-0.00024870T)^2}{0.00000203\pi T}}} \right] & (0.00024870 \cdot T - 1 < 0) \\ \frac{1}{2} \left[1 + \sqrt{1 - e^{-\frac{(1-0.00024870T)^2}{0.00000203\pi T}}} \right] & (0 \leq 0.00024870 \cdot T - 1) \end{cases} \quad (21)$$

図 6、図 7 に災害対応を完了させるのに要する時間の計算値と実測値の比較を示す。図中の実測値は、表 1 で示したある計測時間以下の標本の数を母集団の数で割った値である。 m_1 作業パスでは約 8,288 秒 (138 分)、 m_2 作業パスでは約 5,872 秒 (97 分) で作業がほぼ完了、つまり災害対応が完了する確率が 0.99 となった。また、実測値と計算値を比較すると、 m_1 作業パス、 m_2 作業パスともに、実測値がほぼ計算値のグラフ上に位置した一方で、災害対応に要する時間が 4,800~5,400 秒付近で実測値と計算値が乖離する結果となった。これは、実測値の母集団の数が 9 件と少ないことが原因である可能性がある。

3.2.2 処理率と手戻り率の推定

構築した推定モデルをもとに、 m_1 作業パスと m_2 作業パスの処理率 μ_k と手戻り率 λ_k を求める。式 (3) と式 (4) より、 μ_k と λ_k は次式のように表すことができる。

$$\begin{cases} \lambda_k = \frac{1}{2} \left(\frac{a}{\Delta m_k} + \frac{2b}{(\Delta m_k)^2} \right) \\ \mu_k = \frac{1}{2} \left(-\frac{a}{\Delta m_k} + \frac{2b}{(\Delta m_k)^2} \right) \end{cases} \quad (22)$$

また、作業が進むためには、処理率 μ_k が手戻り率 λ_k よりも大きい必要があるとともに、 μ_k と λ_k を足した値は 0 以上 1 以下であるため、以下の関係式が成り立つ。

$$\begin{cases} 0 \leq \lambda_k \leq \mu_k \leq 1 \\ \lambda_k + \mu_k \leq 1 \end{cases} \quad (23)$$

式 (22) と (23) から、 Δm_k の取りうる範囲は、以下のように整理することができる。

$$\text{Max} \left(\frac{-a_k + \sqrt{a_k^2 + 16b_k}}{4}, \sqrt{2b_k} \right) \leq \Delta m_k \leq \frac{2b_k}{-a_k} \quad (24)$$

なお、式 (2) を求めるにあたり、 ΔT と Δm_k は微小な値とした。式 (2) の精度を高めるため

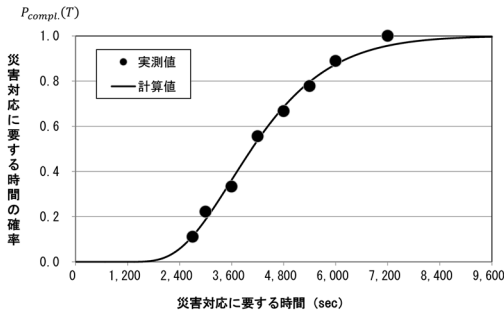


図 6 災害対応に要する時間の実測値と計算値の比較 (m_1 作業パス)

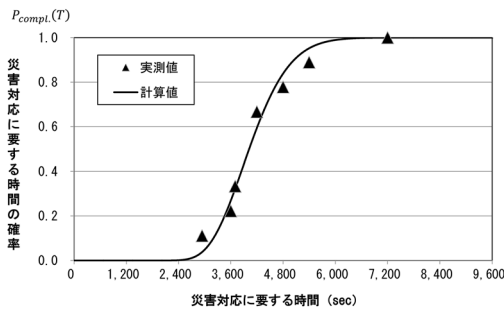


図 7 災害対応に要する時間の実測値と計算値の比較 (m_2 作業パス)

には、その誤差を小さくしなければならない。そこで、 Δm_k は取りうる範囲のうち最も小さいとし、次式とした。

$$\Delta m_k = \text{Max} \left(\frac{-a_k + \sqrt{a_k^2 + 16b_k}}{4}, \sqrt{2b_k} \right) \quad (25)$$

ここで、3.2.1 で求めた移流係数 a_k と拡散係数 b_k を式 (25) に代入し、 m_1 作業パスと m_2 作業パスのそれぞれ Δm_k で算出した上で、式 (22) より処理率 μ_k と手戻り率 λ_k を求めた。その結果、 m_1 作業パスでは $\Delta m_k = 0.0038$ の条件で $\mu_1 = 0.5321$, $\lambda_1 = 0.4679$ であり、 m_2 作業パスでは $\Delta m_k = 0.0020$ の条件で $\mu_2 = 0.5617$, $\lambda_2 = 0.4383$ であった。

3.3 作業ネットワークへの適用

3.2.1 で求めた作業パスの推定モデルを利用して、作業ネットワークの災害対応に要する時間を求めた。作業ネットワークの推定モデルは、式 (18) に示したとおり、作業ネットワークを構成する作業パスの推定モデル同士をかけ合わせればよい。従って、 m_1 作業パスおよび m_2 作業パスで構成される作業ネットワークの推定モデルは、以下の 4 つの式で表すことができる。

$$P_{compl.}(T) \approx \left\{ \frac{1}{2} \left[1 + \sqrt{1 - e^{-\frac{(1-0.00024610 \cdot T)^2}{0.00000734 \cdot \pi T}}} \right] \right\} \cdot \left\{ \frac{1}{2} \left[1 + \sqrt{1 - e^{-\frac{(1-0.00024870 \cdot T)^2}{0.00000203 \cdot \pi T}}} \right] \right\} \quad (0 \leq 1 - 0.00024610 \cdot T, 0 \leq 1 - 0.00024870 \cdot T) \quad (26)$$

$$P_{compl.}(T) \approx \left\{ \frac{1}{2} \left[1 + \sqrt{1 - e^{-\frac{(1-0.00024610 \cdot T)^2}{0.00000734 \cdot \pi T}}} \right] \right\} \cdot \left\{ \frac{1}{2} \left[1 - \sqrt{1 - e^{-\frac{(1-0.00024870 \cdot T)^2}{0.00000203 \cdot \pi T}}} \right] \right\} \quad (0 \leq 1 - 0.00024610 \cdot T, 0.00024870 \cdot T - 1 < 0) \quad (27)$$

$$P_{compl.}(T) \approx \left[\frac{1}{2} \left\{ 1 - \sqrt{1 - e^{-\frac{(1-0.00024610 \cdot T)^2}{0.00000734 \cdot \pi T}}} \right\} \right] \cdot \left[\frac{1}{2} \left\{ 1 + \sqrt{1 - e^{-\frac{(1-0.00024870 \cdot T)^2}{0.00000203 \cdot \pi T}}} \right\} \right] \quad (0.00024610 \cdot T - 1 < 0, 0 \leq 1 - 0.00024870 \cdot T) \quad (28)$$

$$P_{compl.}(T) \approx \left[\frac{1}{2} \left\{ 1 - \sqrt{1 - e^{-\frac{(1-0.00024610 \cdot T)^2}{0.00000734 \cdot \pi T}}} \right\} \right] \cdot \left[\frac{1}{2} \left\{ 1 - \sqrt{1 - e^{-\frac{(1-0.00024870 \cdot T)^2}{0.00000203 \cdot \pi T}}} \right\} \right] \quad (0.00024610 \cdot T - 1 < 0, 0.00024870 \cdot T - 1 < 0) \quad (29)$$

図8は作業ネットワークについて災害対応に要する時間の確率の実測値および計算値の比較を示したものである。実測値と計算値を比較したところ、災害対応に要する時間の確率が0.2~0.6の時間において、実測値と計算値が若干乖離し、それ以外の確率の時間はほぼ一致した結果となった。実測値と計算値が最も乖離したのは4,200秒であり、実測値の確率が0.56であるのに対して、計算値は0.32であり、0.24の差が見られた。実測値と計算値の残差二乗和は0.0345であるものの、計算値は実測値をおおむね再現できたと考えられる。

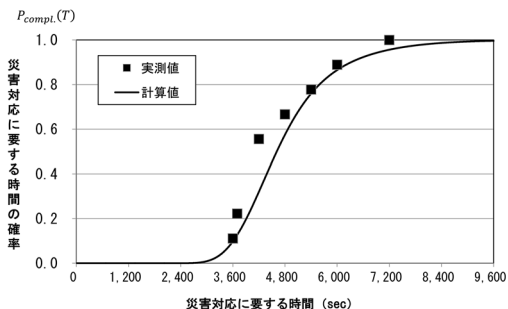


図8 災害対応に要する時間の実測値と計算値の比較 (作業ネットワーク)

4. 結論

本研究では、災害対応に関して、複数の作業パスから構成される作業ネットワークを完了させるのに要する時間を求めるために、コルモゴロフの前進方程式に基づく数理モデルを導いた上で、ガウス積分を近似することで近似解を求める推定モデルを開発した。また、推定モデルを天然ダム形成時の緊急調査で実施する机上解析に関する作業に適用し、推定モデルのパラメータである処理率 μ_k と手戻り率 λ_k を推定したところ、「 m_1 :天然ダムによる湛水区域の推定」に関わる作業パスでは $\Delta m_1 = 0.0038$ の条件で $\mu_1 = 0.5321$, $\lambda_1 = 0.4679$ であり、「 m_2 :天然ダムの決壊時期の推定」に関わる作業パスでは $\Delta m_2 = 0.0020$ の条件で $\mu_2 = 0.5617$, $\lambda_2 = 0.4383$ であることが分かった。さらに、 m_1 作業パスと m_2 作業パスからなる作業ネットワークに適用した結果、災害対応が完了する確率が0.2~0.6と比較的低い確率の時間において、実測値と計算値が若干乖離していたが、全体的な計算値の傾向は実測値と同じであった。このことは、2つの作業パスによって構成される作業ネットワークに要する時間を推定する際に、本研究で求めた推定モデルを適用できることを示唆する。

本研究で開発した推定モデルを利用し、災害対応に関する様々な作業の μ_k と λ_k の値を明らかにすれば、作業ネットワークを形成した災害対応に要する時間を推定することが可能となる。ここで言う災害対応とは災害発生直後に実施する対応であり、災害マネジメントサイクルにおける4つの段階のうち、応急対策 (Response) に該当する。災害対応に要する時間が推定できると、それ以降に実施する作業の開始時刻の目安を把握できる効果がある。本研究では天然ダム形成時の緊急調査を対象としたが、その作業に要する時間を推定できると、それ以降に実施する作業として、関係自治体への説明、住民への情報提供、天然ダムの継続調査等の開始時刻を推定することが可能となるため、それらの段階に割り当てる人員を手配しやすくなり、防災組織の災害対応全体として効率的な人員配置を検討することができる。効率的な人員配置が実現できると、災害対応をより短時間で

実施することが可能となり、ひいては人命や資産に対する被害を最小限に抑えることにつながると考えられる。

今後の課題として、 μ_k と λ_k の値は、モデルでは定数として扱っているため、定常状態で作業が進むことが前提となる。実際の災害対応は長期間継続することがあるため、どの程度の時間まで定常として扱えるか解明する必要がある。また、本研究では災害対応で実施する作業の中でも、比較的安定した条件で作業できる机上解析を対象としたため、処理率と手戻り率という2つの定数で表されるモデルを適用することができた。しかし、机上解析以外の災害対応は、処理率や手戻り率以外にも考えるべき外的条件がある。例えば、現地調査の場合には災害発生場所や交通状況、昼夜の区別などの要素を考慮しなければ、作業にかかる時間を推定することは困難である。本研究では、災害対応の作業にかかる時間を推定するために、考慮すべき条件が少ない机上解析を対象として、基礎的なモデルを開発した。今後、外的条件と作業時間との関係を明らかにすることで、机上解析以外の作業にも拡張することができると考える。

引用文献

- 愛須英之・大槻知史・竹葉豊幸 (2012): 運行のネットワークモデル化と計画策定支援, オペレーションズ・リサーチ, 57 (8), p.414-419.
- Archibald, R.D. and Yilloria, R.L. (1967): Network-based management systems (PERT/CPM), New York: John Wiley & Sons Inc.
- Bajis, D. (1985): Approximating the distribution functions in stochastic networks, Computers & Operations Research, 12(3), p.251-264.
- Clark, C.E. (1961): The Greatest of a Finite Set of Random Variables, Operation Research, 9(2), p.145-162.
- Dann, S., Beersma, G.M. and Borbely, A.A. (1984): Timing of human sleep: recovery process gated by a circadian pacemaker, American Physiological Society, 246, p.161-178.
- 林 春男・牧 紀男・田村圭子・井ノ口宗成 (2008): 組織の危機管理入門ーリスクにどう立ち向かえばいいのか (京大人気講義シリーズ), 丸善, 168p.
- Heath, G.A., Mendell, M.J. (2002): Do Indoor Environments in Schools Influence Student Performance?, A Review of the Literature, Proceedings of Indoor Air 2002, p.802-807.
- Hedge, A., Sims, W.R., Becker, F.D. (1995): Identifying Controlling Features of Engineering Design Iteration, Massachusetts Institute of Technology Sloan School of Management Working Paper, 3348, p.1-34.
- 栗森静江・岡 龍雄・柿崎敏雄 (1994): 精神作業による負担と疲労の評価 2.11時間の非規制計算作業負荷実験, 労働医学, 3, p.9-15.
- 黒川泰亨 (2003): 林業における就労配分のシステム化に関する研究: 確率的 PERT による林業労働の管理と計画, 森林計画学会誌, 37 (1), p.1-12.
- Lamond, N. and Dawson, D. (1999): Quantifying the performance impairment associated with fatigue, Journal of Sleep Research, 8, p.255-262.
- Lorsh, H.G., Abdou, O.A. (1994): The impact of the indoor environment on occupant productivity – Part 2, Effects of temperature, ASHRAE Transactions, 100(2), p.243-247.
- 松浦武信・吉田正廣・小泉義春 (2000): 物理・工学のためのグリーン関数入門, 東海大学出版会, p.129-130.
- 水野秀明・石塚忠範・小山内信智 (2011): 「土砂災害防止法の改正」に基づく緊急調査の手引き, 土木技術資料, 53 (12), p.60-61.
- 毛利正光・西村 昂・本多義明 (1983): 土木計画学 – 理論と実際 –, 株式会社国民科学社, p.158-166.
- 成田清正 (2016): 確率解析への誘い, 共立出版, p.255-261.
- 岡田成幸・豊田信博 (1996): 地震時における行政組織の防災活動需要時系列モデル構築の試み, 学術講演梗概集, B-2, 構造 II, 振動, 原子力プラント, p.91-92.
- 大島正光 (1979): 疲労の研究, 同文書院, p.2-4.
- 大住 晃 (2002): 確率システム入門, 朝倉書店, p.71-80.
- 小山真紀・翠川三郎 (2006): 市町村における地震時の意思決定支援に向けた災害応急対応モデル化の試み, 自然災害科学, 25-1, p.51-70.
- 尾崎俊治 (1996): 確率モデル入門, 株式会社朝倉書店, p.104-114.
- Seppänen, O., Fisk, W.J. and Lei, Q.H. (2006): Room

- Temperature and Productivity in Office Work, Proceedings of Healthy Buildings 2006, 1, p.243-247.
- 高岩・松井正之 (1994)：一般化コンベヤ生産ステーションの作業時間分布, 日本経営工学会誌, 44 (6), p.526-534.
- 照沼利浩・水野秀明・西本晴男 (2016)：災害対応に要する時間の推定モデル, 砂防学会誌, 69 (2), p.13-18.
- Veitch, J.A. and Newsham, G.R. (1997): Lighting quality and energy-efficiency effects on task performance, mood, health, satisfaction and comfort, IESNA conf. Seattle.
- 山内次郎 (1972)：統計数値表 JSA-1972, 財団法人日本規格協会, 参考 p.6.
- 紀永儒・柳川佳也・宮崎茂次 (2010)：待ち行列理論を用いた病院の外来患者待ち時間短縮の一提案, 日本経営工学会論文誌, 60 (6), p.298-305.
- 吉川和広・春名 攻 (1970)：施工計画システムへの確率 PERT の導入に関する研究, 土木学会論文報告集, 179, p.81-95.
- (投稿受理：平成28年8月2日
訂正稿受理：平成29年3月28日)

要 旨

大規模な土砂崩壊の発生に伴う天然ダムの形成や河川堤防の決壊に伴う氾濫等, 被害が甚大かつ広範囲に及ぶ恐れがある災害発生時には, 防災組織は限られた人員で可能な限り迅速に災害対応にあたる必要がある。より短時間に作業を完了させるためには, 効率的な人員配置や応援要請の有無等を検討する際の判断材料として, 災害対応の作業ネットワークにかかる時間を推定することが有効である。本研究では, 複数の作業パスから構成される災害対応の作業ネットワークを完了させるのに要する時間を求めるために, コルモゴロフの前進方程式に基づく数理モデルを導いた上で, ガウス積分を近似することで解析解を求める簡易式を開発した。また, 簡易式を天然ダム形成時の緊急調査に関する災害対応の防災訓練に適用し, 数理モデルのパラメータである処理率 μ_m と手戻り率 λ_m を推定した。