

# 豪雨型山腹崩壊の期待値予測に 関する確率論的考察

徳島大学工学部 正員 端野 道夫  
建設技術研究所(株) 正員 ○武田 理  
徳島大学大学院 学生員 佐々木 章 公

**1. はじめに** 豪雨による崩壊に関して、従来より発生個数および面積そのものの予測が試みられてきたが、崩壊の物理的機構が複雑であることからその予測は困難なものとなっている。本研究は確率論的な立場から崩壊を取扱い、崩壊個数の分布型(確率分布)が負の二項分布に従うことを確認したうえで、次式で与えられる負の二項分布の期待値

$$\Lambda_i(T) = k_i(T) q/p \quad (1)$$

に関する予測モデルを構築し、崩壊個数および面積を推定するものである。対象流域として図-1に示す徳島県那賀川上流小見野々ダム流域をとり、つぎの二つの期間

期間①: 昭和46年 8月～昭和51年 5月

期間②: 昭和51年 9月 8日～13日 (51年災害)

に発生した崩壊を用い、まず発生個数の確率分布について検討を行う。さらに期間②の資料を用いて崩壊個数の期待値に関する回帰モデルを作成し、得られた回帰モデルを期間①に適用することによってその妥当性の検討を行う。解析に当たって、流域を250mのメッシュに分割し、その中から図-1に示すように 100個のメッシュを一つのグループとして 8組抽出し、これらのメッシュ単位で航空写真より崩壊個数および面積の判読を行った。

## 3. 崩壊の発生に関するモデル化

**1) 崩壊個数の確率分布** 図-2は対象とするメッシュ全体における崩壊個数の確率分布を表したものである。実線は実測値データによる確率分布を、斜線は負の二項分布による確率分布を示す。この図より明らかに、両期間とも崩壊個数の確率分布は (2)式で与えられる負の二項分布に従うことが認められる。このことよりあるメッシュ  $i$  の崩壊個数の期待値  $\Lambda_i(T)$  は (1)式で与えられることになる。式中の  $k, p$  はパラメータであり  $k$  は時刻  $t$  の関数と考える。また負の二項分布の特性、つまり数個のメッシュについて負の二項分布が成り立てば、それらの和についても成り立つという再生性が確認されている<sup>1)</sup>。

**2) 累加崩壊面積の確率分布** 崩壊個数の確率分布が負の二項分布に従う場合、1箇所当りの崩壊面積の確率分布がある特定の分布(指数型分布)に従うとすると、数個( $S$ 個)のメッシュの累加崩壊面積の分布関数  $P\{TN_j \leq Z\}$  は (3)式に示す複合負の二項分布で与えられる。この場合の期待値  $E\{TN_j\}$  は (4)式で与えられる。

**3) 崩壊個数の回帰モデル** 回帰モデルの目的変数として降雨開始から終了までの期間  $[0, T]$  の平均崩壊率(負の二項分布の期待値)

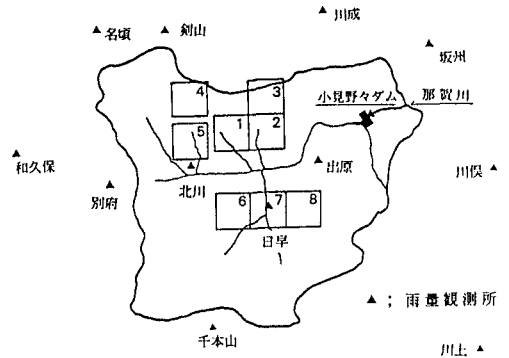


図-1 対象流域図

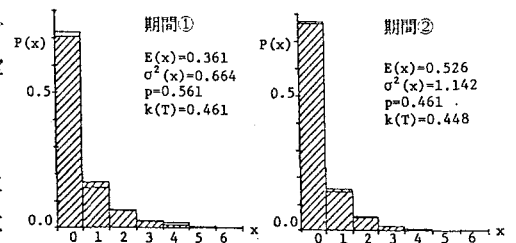


図-2 崩壊個数の確率分布図

$$P(x) = \binom{x+k(T)-1}{x} p^k(T) q^x \quad (2)$$

$$P\{TN_j \leq Z\} = \sum_{x=0}^Z P\{TN_j = x\} P\{TN_j \leq Z | TN_j = x\} \quad (3)$$

$$E(TN_j) = \sum_{x=0}^Z k_1(T) q/p \cdot E(Z) \quad (4)$$

$$\Lambda_1(T) = \int_0^T \lambda_1(s) ds = \lambda_{10} T + \lambda_{1r} T^2/2 \quad (5)$$

$$\Lambda_1(T) = (a+AX)T + BY \cdot T^2/2 \quad (6)$$

$$AX = \sum_{j=1}^S \sum_{i=1}^M \delta_{ijm} \epsilon_{jlm} + \sum_{i=1}^M \sum_{l=1}^N z_{il} \beta_{il}$$

$$BY = \sum_{i=1}^M \sum_{l=1}^N z_{il} \beta_{il}'$$

$z_{il}, z_{il}':$  それぞれ要因、誘因の量的変数のメッシュ  $i$  での値  
 $\beta_{il}, \beta_{il}':$  それぞれ要因、誘因の量的変数の回帰係数  
 $\delta_{ijm}$ : メッシュ  $i$  のアイテム  $j$  カテゴリ  $m$  におけるカテゴリ - 値  
 $\epsilon_{jlm}$ : アイテム  $j$  のカテゴリ  $m$  に対する重み  
 $Q_1(T) = 1 - p^{k_1(T)} \quad (7)$

$\Lambda_i(T)$  をとり、(5)式のように任意の時刻  $s$  における平均崩壊率  $\lambda_i(s)$  の累積値で与えられると考える。右辺第一項は素因によるもの、右辺第二項は誘因によるものを表す。ここで崩壊の発生に関連するとおもわれる要因のうち、素因として地形形状、谷次数、伐採、地質を、誘因として貯留量を取り上げ、統計的に有意な変数を変数増減法による回帰分析を用いて選択し、数量化理論第 I 類を適用すれば  $\Lambda_i(T)$  は (6) 式のように素因、誘因の線形和で表される。 $\Lambda_i(T)$  が既知となれば (1) 式の関係から  $k_i(T)$  が得られ (7) 式に用いれば、メッシュ  $i$  の時刻  $T$  における崩壊発生確率  $Q_i(T)$  を求めることができる。また  $Q_i(T)=1/2$  とおくことによって崩壊が  $1/2$  の確率で発生すると思われる時刻(発生時刻)  $t_{ci}$  を推定することもできる。

#### 4. 期間②の資料で得られた回帰モデルの期間①への適用結果

図-3は、期間②の資料から得られた回帰モデルによって推定された期間①の平均崩壊率と崩壊個数の実測値との関係を表したものである。縦軸、横軸はそれぞれ各メッシュごとの平均崩壊率(推定値)、崩壊個数の実測値を累加し総崩壊個数で無次元化した値を示す。この図によれば推定値と実測値の関係は若干変動しているが、全メッシュ(横軸1.0)についてみれば実測値 399個に対して推定値 329個 であり、その誤差は2割弱程度であることからこの回帰モデルの他期間への適用性が認められる。

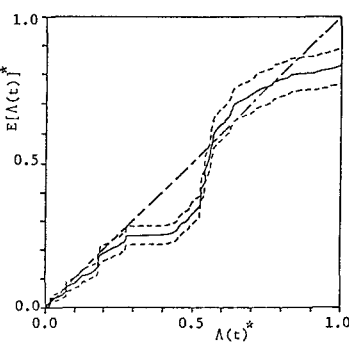


図-3 累加崩壊個数の実測値と推定値の関係

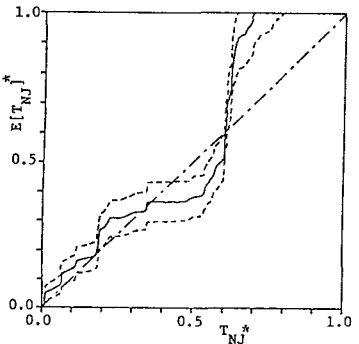


図-4 累加崩壊面積の実測値と推定値の関係

図-4は (5)式より推定された累加崩壊面積とその実測値の関係を表したものである。縦軸、横軸はそれぞれ各メッシュごとの推定値および実測値を累加し総崩壊面積で無次元化した値を表す。この図によれば横軸が 0.5付近から推定値の方が若干大きくなっている。これは推定の際に用いた崩壊面積の平均値[(5)式の  $E(Z)$  ]が  $245\text{m}^2$  (期間②) であり、期間①の値( $167\text{m}^2$ ) とは大きくことなること、つまり二つの期間の崩壊規模がことなることから推定値を過大評価してしまったと考えられる。

#### 5. 崩壊発生確率 $Q_i(T)$ および発生時刻 $t_{ci}$ の計算結果

図-5は (9)式から得られたメッシュごとの崩壊発生確率  $Q_i(T)$  と崩壊個数の関係を表したものである。崩壊個数が0個において  $Q_i(T)$  は大きくばらついているが、個数が多くなるにつれて  $Q_i(T)$  の値も大きくなっていることがわかる。図-6は各メッシュごとの崩壊発生時刻  $t_{ci}$  と崩壊個数の関係を表したものである。図によれば崩壊の発生は降雨終了時( $t=T$ ) 前後であることがわかるが、残念な

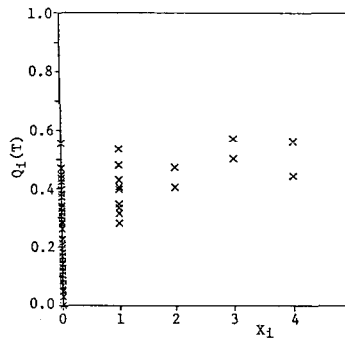


図-5 崩壊発生確率  $Q_i(T)$  と崩壊個数  $X_i$  の関係

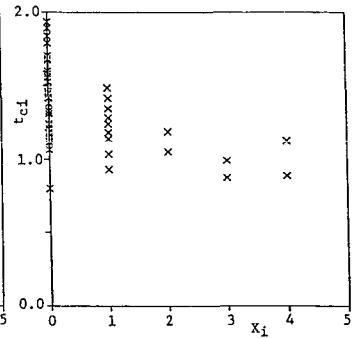


図-6 崩壊発生時刻  $t_{ci}$  と崩壊個数  $X_i$  の関係

から実測値データがないことからこの推定値の妥当性を検討することはできない。

6. おわりに 期間②の資料から得られた回帰モデルを他期間へ適用した結果、崩壊面積の推定には若干の問題は残るが、発生個数についてはほぼ実測値に近い値を得ることができ回帰モデルの適用性が確認された。また平均崩壊率  $\Lambda_i(T)$  を時間の関数と考えることによって崩壊発生確率  $Q_i(T)$  および崩壊発生時刻  $t_{ci}$  の推定も可能となった。参考文献：1)端野、武田、佐々木；土木学会中四支部研究発表会、1988