

豪雨型山腹崩壊に関する発生個数の確率分布特性

徳島大学工学部

正 員 端 野 道 夫

徳島大学大学院

学生員 ○武 田 理

西日本建設コンサルタント(株)

田 平 健 二

1 ま え が き

あるメッシュ内において崩壊が図-1のように発生した時、個数の数え方として①樹枝状崩壊(点線で囲んだ部分)を切り離して数える場合と、②樹枝状崩壊を一つの崩壊群として1個と数える場合の二つが考えられる。前報では、①の場合の崩壊個数の確率分布について検討を行い、ほぼ負の二項分布に従うことを明らかにした。¹⁾ 本報では、②の場合の崩壊個数の確率分布について解析をし、負の二項分布及びポアソン分布の適合性の検討を行った。対象流域、崩壊データは前報と同様、徳島県那賀川上流長安口ダム流域において昭和51年台風17号によって発生した崩壊を用い、流域を250m×250mのメッシュに分割し、その中から図-2に示すように100個のメッシュを一つのグループとして17組抽出した。

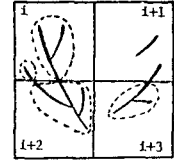


図-1 メッシュにおける崩壊発生個数の数え方

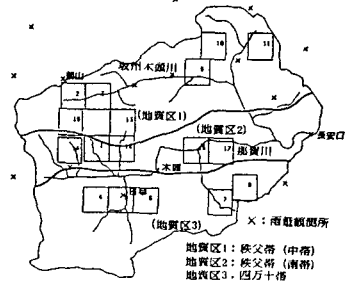


図-2 対象流域と代表メッシュの位置および地質区分

2 樹枝状崩壊個数の確率分布

②の場合の崩壊個数の確率分布を調べると図-3のような結果になった。実線は実測値を、破線及び一点破線はそれぞれポアソン分布、負の二項分布による理論値を示す。この図によれば樹枝状崩壊個数の確率分布はポアソン分布よりむしろ負の二項分布に近い分布になることが認められる。崩壊個数の確率分布は①の場合に比べて、②の場合の方がポアソン分布に従うものと予想したが、この予想が否定されたことになる。このように実際の発生個数の確率分布が負の二項分布となることの裏付けは以下のよう

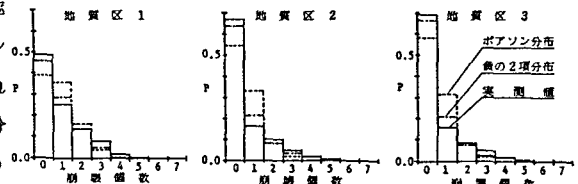


図-3 地質区ごとの崩壊発生個数の確率分布

3 ポアソン分布の混合分布としての負の二項分布

いま、ある期間 T における崩壊の発生確率が時刻 t ($0 < t < T$) の発生に依存するような確率過程(非定常ポアソン過程)を考える。時間 t における崩壊発生個数を N_t とするとその生起確率は(1)式で表すことができる。ここに $\Lambda(t)$ は時間 t の発生率であり(2)式で与えられるガンマ分布に従うと仮定する。²⁾ この場合の平均 m_Λ と標準偏差 σ_Λ は(3)式で与えられる。ここに k, β はパラメータであり k は時間 t の関数とする。換言すれば発生個数の生起確率はポアソン分布とガンマ分布の混合分布、すなわち負の二項分布(4)式で表すことができ、その平均 $\mu(t)$ と標準偏差 $\sigma(t)$ は(5)式で与えられることになる。また、負の二項分布の特性¹⁾より(4)式は任意のメッシュ i についても成立するはずであり、メッシュごとの崩壊発生個数の期待値は $\Lambda_i(t)$ を推定することによって求めることができる。そこで、 $\Lambda_i(t)$ の推定法として(6)式のように素因と誘因の回帰式で表し、有意な変

$$P_t(N_t=x) = \exp(-\Lambda(t)) \frac{\Lambda(t)^x}{x!} \quad (1)$$

$$\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(s) ds$$

$$f(\Lambda) = \beta^k \Lambda^{k-1} \exp(-\beta\Lambda) / \Gamma(k) \quad (2)$$

$$m_\Lambda = k/\beta, \quad \sigma_\Lambda = \sqrt{k/\beta^2} \quad (3)$$

$$P_t(N_t=x) = \binom{x+k(t)-1}{x} p^k(t) q^x \quad (4)$$

$$p = \beta/(\beta+1), \quad q = 1/(\beta+1)$$

$$\mu(t) = k(t)q/p, \quad \sigma(t) = \sqrt{k(t)q/p^2} \quad (5)$$

$$\Lambda_i(t) = a + \sum_{j=1}^p \delta_{ijm} \xi_{jm} + \sum_{l=1}^q Z_{il} \beta_l \quad (6)$$

Z_{il} : l 番目の量的変数のメッシュ i での値

β_l : l 番目の量的変数の回帰係数

δ_{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

ξ_{jm} : アイテム j のカテゴリ m に対する

重み

数を変数増減法による回帰分析により選択する。

4 崩壊発生の関連要因及びその算出法

対象流域を図-1のように3つの地質に大別し、これら3つの地質区について解析を行った。また、崩壊の発生に関連すると思われる要因として地形特性、谷次数、伐採、貯留高を取り上げた。表-1は主要因の具体的なものを質的変数と量的変数に、量的変数については素因と誘因に分けて示したものである。次に、地形特性及び貯留高の算出法について説明する。まず、地形特性についてはメッシュの格子点の標高を地形図から読み取り、図-4に示すようなメッシュ内の円の中心と円周上の16点の標高をスプライン関数を用いて求め、斜面勾配及びその断面形状等を算出した。貯留高については図-1に示した17箇所の雨量観測所の時間雨量をもとにスプライン関数を用いて各メッシュごとの時間雨量を求め、図-5に示す(土壌水分を考慮した)直列2段タンクモデルを用いてそれぞれの貯留高を算出した。

5 回帰分析による発生個数の推定と考察

表-1に示した量的変数についてはそれぞれの値を基準化し、発生個数との非線形性を考慮し2乗の項を加え、さらに変数増減法による回帰分析により有意な変数に絞りこんだ。このようにして選出された量的変数を数量化理論第I類に適用した結果が表-2である。この表の偏相関係数によれば崩壊の発生に比較的強い相関性を示していると思われる要因として質的変数においては伐採の有無、量的変数においては表層タンク貯留高、最大斜面の凹凸形状(平面、縦断面)が上げられる。特に地質区1、地質区3においてその傾向が見られる。また、地質区2ではその他に土壌水分高、標高が上げられる。以上のようにして(6)式の説明変数とその係数が定まり、メッシュ*i*での崩壊個数の推定値 $E(\Lambda_i(t))$ が求まる。図-6は崩壊発生個数の推定値 $E(\Lambda_i(t))$ と実測値 $\Lambda_i(t)$ を累加したものの関係を表したものである。この図において破線は(3)式に示した標準偏差 σ_A を用いて描いた線である。この図によれば、どの地質区においても確率分布(対角線)は推定値の標準偏差を2倍した範囲に入っており、任意の広がりをもつ地域の崩壊発生個数の確率分布はほぼ負の二項分布に従うといえる。

6 まとめ

樹枝状崩壊の発生個数の確率分布はポアソン分布に従うと予想されたが、むしろ負の二項分布に近い分布になることが認められた。このことは崩壊の発生個数が時間*t*に関係すると考えた場合(非定常ポアソン過程)のポアソン分布の混合分布で理論的に裏付けされる。

(参考文献) 1) 端野道夫、武田理; 第41回土木学会年講, 1986

2) 竹内啓、藤野和建; 二項分布とポアソン分布, 東京大学出版会, 1981

表-1 崩壊の発生に関連する主要因

質的変数 δ_{jm}	谷次数	1次谷
		2次谷
質的変数 Z_{112}	伐採	有無
誘因	素因	I_v : 最大斜面の縦断面凹凸形状
		I_H : 最大斜面の平面凹凸形状
		S : 最大斜面勾配
		S_M : 斜面勾配の平均
		Z_0 : 標高
		T_M : 谷密度
		S_{su} : 表層タンク貯留高
		S_{so} : 土壌水分高
		S_G : 地下水貯留高

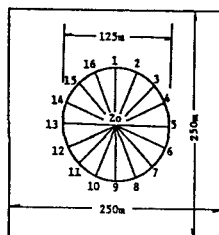


図-4 メッシュの16分割図

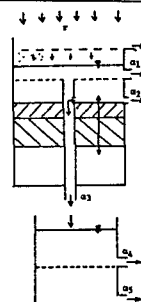


図-5 直列2段タンクモデル

表-2 重相関係数と偏相関係数

	地質区 1	地質区 2	地質区 3
重相関係数	0.5067	0.5771	0.6959
δ_{jm} or Z_{112}	偏相関係数	偏相関係数	偏相関係数
谷次数(1,2次)	0.0185	0.0160	0.0503
伐採(有無)	0.3670	0.1417	0.2403
I_v	0.0570	0.2405	0.0595
I_H	0.0750	0.1461	0.1396
Z_0		0.1263	-0.0730
Z_0^2		0.1153	
T_M^2			-0.0815
S_{su}	0.2074	0.0655	0.3954
S_{su}^2	-0.2317	-0.1283	
S_{so}	-0.0307	0.2285	0.1270
S_{so}^2	0.1016	0.0739	
S_G	-0.0784	-0.2964	-0.4100
S_G^2		-0.0868	-0.1759

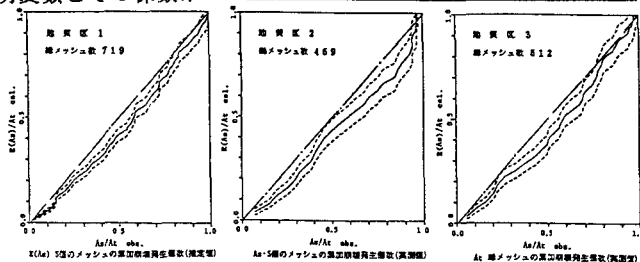


図-6 地質区ごとの累加崩壊個数の推定値と実測値の関係

図-6 地質区ごとの累加崩壊個数の推定値と実測値の関係