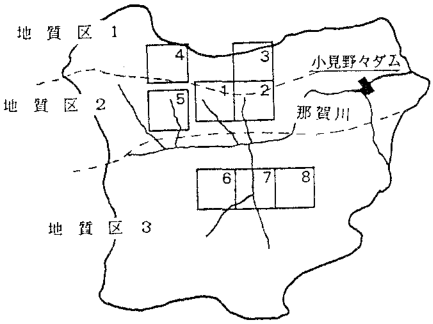
那賀川上流域の豪雨型山腹崩壊に関する確率論的研究

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．まえがき　前報[1]では、対象流域を徳島県那賀川上流域とし、昭和51年台風17号によって発生した崩壊を用い、崩壊個数及び面積の期待値を推定するモデルを作成した。本報では①推定モデルの基本仮定である負の二項分布の再生性についての検討し、②前報で同定した回帰式を別の期間（s 46.4～s 51.5)に適用し、崩壊個数及び面積の推定精度をテストする。

2．対象流域，解析期間及び崩壊個数の数え方

対象流域は、①、②とも図－1に示すように徳島県那賀川上流域とし、流域を250m＊250mのメッシュに分割し 100個のメッシュを 1組として 8組抽出した。また流域内の地質は、秩父帯の中帯，秩父帯の南帯，四万十帯の 3種類に分かれ、これらを地質区1,2,3 とする。解析期間は①の場合 i) s 37.6～s 46.4，ii) s 46.4～s 51.5，iii) s 51.5～s 51.9の 3期間とし、それぞれ航空写真より、各地質区別に崩壊個数を読み取った。また②の場合の解析期間は ii)とiii)である。崩壊個数は崩壊源が一つに対して崩壊が一つ、また樹枝状崩壊の場合一つの崩壊が原因となって、他の崩壊を引き起こしたと考えられるものは、それ全体を一つの崩壊と数える。



図－1　対象流域

3．崩壊個数の確率分布　i),ii),iii) の期間と全期間（s 37.6～s 51.9)について、各地質区ごとに崩壊個数の確率分布を調べると、図－3のようであり、負の二項分布に従うことがわかる。

4．負の二項分布の再生性とその意義

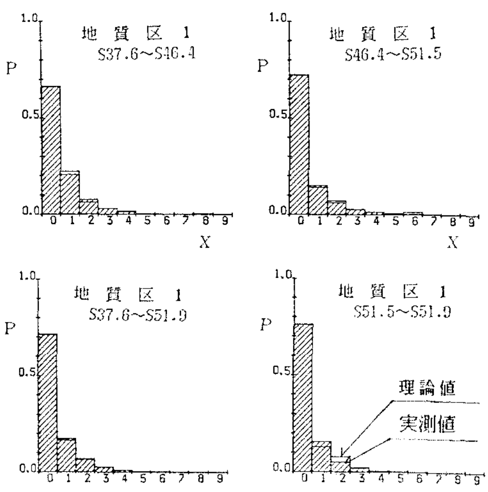
1メッシュ当りの崩壊個数x に対する生起確率Pは負の二項分布により、次のように表される。

$$NB(k,p)=\binom{x+k-1}{x}p^k q^x \qquad (x=0,1,2,\cdots)$$

ここで p,k は、負の二項分布のパラメータで、平均E(X)と分散V(X)より、求まる。

$p=E(X)/V(X)$ ，$k=E^2(X)/(V(X)-E(X))$

確率変数 X_1,X_2が互いに独立の条件のもとで$NB(k_1,p)$，$NB(k_2,p)$に従うとき、和(x_1+x_2) は、また$NB(k_1+k_2,p)$に従う。この特性を再生性という。崩壊個数の期待値推定モデルは、この再生性の仮定 （p＝一定）のもとに kに関する回帰式を設定したものである。これにより、ある程度以上の対象面積内の崩壊個数の累加量、さらには崩壊面積の累加量の期待値と分散が、推定できることになる。



図－2　地質区1における崩壊個数の確率分布

5．負の二項分布のパラメータpについての検討[2]　ここでは、i),ii),iii) のそれぞれの期間のp_i ($i=1,2,3$)と全期間におけるp_0 が等しいと言えるかを、三つの方法で検討する。

1）区間推定による検定　p_0の値から、標準偏差σ_{p0}を求め pがp_0の標準偏差と標準偏差の 2倍の範

囲に入るかを調べる。標準偏差σ_{p0}は、

$$\sigma_{p0}=(1-p)p/k \quad 2k(k+1)/n(1-p)$$

で表される。検定の結果を表－1に示す。各地質区とも 1期間のものしか、標準偏差の範囲に入らないが、標準偏差の 2倍の範囲には 1つを除いて、ほか全てのものが入る。

Ⅱ）点推定による検定　　仮説 $p<p_0, p>p_0$を対立仮説 $p=p_0$に対して、有意水準 0.025で両側検定を行い、仮定を棄却できる場合に pはp_0と差がないものとする。棄却の条件は、$Q_{NB}(t;nk,p_0)\geqq\alpha$である。ここに Q_{NB}は負の二項分布の上側確率及び下側確率，t はi),ii),iii) における崩壊個数の和，n は(各地質区のメッシュ数)×3 の数を表す。検定の結果を表－1に示す。 9つの内 6つについて$p=p_0$と見なせるという結果を得た。

表－1　区間推定による検定の結果（○：p＝p_0といえる。×：p＝p_0といえない。）

地質区1 p_0=0.4966	$p_0-\sigma_{p0}$～$p_0+\sigma_{p0}$ 0.4490～0.5443	$p_0-2\sigma_{p0}$～$p_0+2\sigma_{p0}$ 0.4013～0.5919
p_1=0.5353	○	○
p_2=0.4209	×	○
p_3=0.6080	×	×

地質区2 p_0=0.4937	$p_0-\sigma_{p0}$～$p_0+\sigma_{p0}$ 0.4483～0.5390	$p_0-2\sigma_{p0}$～$p_0+2\sigma_{p0}$ 0.4029～0.5843
p_1=0.5115	○	○
p_2=0.4225	×	○
p_3=0.5604	×	○

地質区3 p_0=0.5485	$p_0-\sigma_{p0}$～$p_0+\sigma_{p0}$ 0.5063～0.5907	$p_0-2\sigma_{p0}$～$p_0+2\sigma_{p0}$ 0.4641～0.6328
p_1=0.4720	×	○
p_2=0.5296	○	○
p_3=0.6035	×	○

表－2　点推定による検定結果

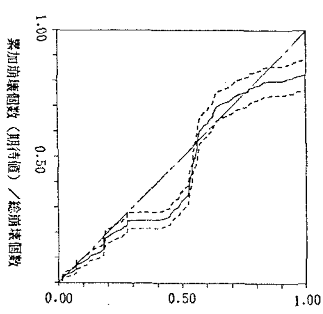
	地質区 1	地質区 2	地質区 3
期間 1	○	○	×
期間 2	○	○	○
期間 3	×	○	×

Ⅲ）χ^2検定　　もし$p=p_0$ と見なせるならば、pの代わりにp_0 を用いて理論値求めても、実測値と適合するはずである。ここで、p_0と平均崩壊個数E(X)により $k=p_0E(X)/(1-p)$を求めることができる。これらp_0,kによって理論値を求め、実測値との適合性をχ^2検定により調べる。パラメータp,k と自由度ν及びχ^2値を表－3に示す。有意水準0.05の場合(ν=2,3,4に対し χ^2値は、5.99, 7.82, 9.49 以下)を満たすとき適合していると判断する。これと表の値より、地質区 2の ii)の期間のものだけが、適合しないという結果が得られた。以上 3通りの検定結果と（6でのべる）累加崩壊個数の推定値がほぼ一致するということより、再生性が成り立つといえるのではないかと思われる。

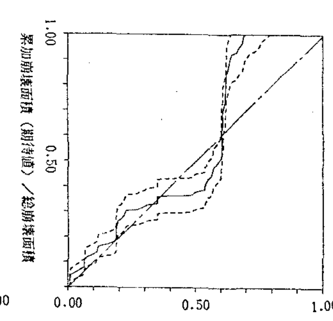
表－3　パラメータp，kと自由度及びχ^2値

期間	地質区 1				地質区 2				地質区 3			
	p	k	ν	χ^2値	p	k	ν	χ^2値	p	k	ν	χ^2値
s37.6～s46.4	0.50	0.53	3	2.26	0.49	0.61	4	2.87	0.55	0.88	4	0.59
s46.4～s51.5	0.50	0.53	3	2.88	0.49	0.58	4	12.78	0.55	0.63	4	4.04
s51.5～s51.9	0.50	0.37	3	4.20	0.49	0.57	4	0.50	0.55	0.24	2	5.15

6．崩壊個数及び面積の推定　　前報[1)]では、S51年災害の崩壊個数の期待値について、回帰式を作成した。本報では、この回帰式のパラメータを用いて、前報と同様の方法で他の期間(s46.4～s51.5)の崩壊個数の期待値を推定した。図－3の実線は、各メッシュごとの期待値を累加したものであり、破線は標準偏差を対角線は実測値を表す。崩壊個数の分布状態は、必ずしも一致していないが、総崩壊個数は実測値 399個に対し、推定値は 329個となり、約18%のひらきがあるがほぼ一致している。一方、面積は崩壊個数の期待値と 1箇所当りの平均崩壊面積の積で与えられその結果を図－4に示す。総崩壊面積の実測値は 66810㎡に対し、推定値は、80729㎡となり約20%差がある。



図－3　累加崩壊個数



図－4　累加崩壊面積

参考文献

1)端野道夫・武田理・田平健二：第39回土木学会中四支部研究発表会 ，1987.
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.