

## 豪雨による山腹崩壊土砂生産に関する推計学的研究

### A STOCHASTIC STUDY ON DEBRIS PRODUCTION IN THE FORM OF LANDSLIDE DUE TO HEAVY RAINFALL

端野道夫\*・室田明\*\*

By Michio Hashino and Akira Murota

#### 1. 緒言

山地における土砂生産に関する研究は、地形形態学的研究とも関連して、種々の角度より幾多の人々により行なわれている。しかし、土砂災害と関連の深い豪雨時の土砂生産過程、特に山腹崩壊となると、いまなお定性的把握の域を出ていないといっても過言ではない。

いま、山腹崩壊に関する研究の問題点であり障害となっている主な点を列挙すれば、次のようである。

- 1) 素因としての関連要因がきわめて多く、それら要因の相互作用がきわめて複雑であること。
- 2) 誘因としての降雨の不確定性・偶発性が強いこと。
- 3) 実験室における現象再現がほとんど不可能であること。

山腹崩壊に関連する素因として、一般に山体の表面的なファクター、たとえば斜面の平均傾斜角、高度、起伏度、あるいは谷密度等があげられ、さらに崩壊機構に直接関与しているものとして、山体内部の地質的構造、たとえば斜面下の地層の風化状態、表層と基岩との浸透能の違い、基岩の節理、きれつ、破碎状態、地層の構造、断層の走行等が考えられ、これが豪雨の表面流下、地下浸透、中間流出に影響をおよぼし、崩壊に至らしめるのであろう。このようにその定量化がほとんど不可能なファクターが数多く、また、それぞれの要因が複雑に絡み合い、相互に作用していることが考えられよう。

一方、誘因として、一般に降雨、積雪、地震、火山、人的営為等があげられるが、土砂災害、河川災害に最も関連のある降雨について考えれば、水文統計学なる学問分野があるごとく、その不確定性・偶発性のきわめて強いことは周知のとおりである。一般に、わが国での降雨観測記録はせいぜい 70~100 年ほどであり、崩壊のいわ

ゆる免疫性等を考えると、崩壊に対する降雨資料として十分な長さとはいえない。

山腹崩壊機構の実験的解明のため、実験室における模型実験の試みもなされているが、普通、適確な相似則がなく、その研究成果も当然定性的なものにとどまらざるを得ない。

本論文は以上のごとき、豪雨とそれによる山腹崩壊現象の複雑さと不確定性・偶発性を重要視して、推計学的立場より山腹崩壊土砂生産量の推計を試みるものである。

まず、降雨現象の不確定性を忠実に表現できるよう、3 降雨特性、すなわち降雨日数分布、降雨間隔日数分布、および日雨量分布を基に推計学的モデル化を試み、モデル降雨とそのシミュレーションの妥当性を明らかにする。

次に、豪雨による山腹崩壊土砂生産過程について再検討し、従来のごとく、山腹崩壊とその誘因である豪雨を直接関連づけることに問題があることを論じ、崩壊機構の側面から見れば、むしろ流域への input としての降雨量と output としての流出水量との差で表わされる流域貯留量が山腹崩壊に強い関連があることを示す。また、崩壊発生に関する流域の均質性について検討するとともに、調査資料に基づき崩壊土量分布を得て、山腹崩壊土砂生産の推計学的モデル化を行なう。

最後に、貯留量の時系列から見た崩壊発生とその時期について考察し、上述のモデル降雨と土砂生産モデルを用いたシミュレーションによって土砂生産量の確率分布を求め、山腹崩壊土砂生産量の変動特性を明らかにする。

対象流域は和歌山県有田川上流 (198 km<sup>2</sup>) である。

#### 2. モデル降雨

##### (1) 降雨のモデル化と統計処理に関する考え方

不確定要素を多分にもつ降雨現象を確率統計学的側面

\* 正会員 工博 徳島大学講師 工学部建設工学科

\*\* 正会員 工博 大阪大学教授 工学部土木工学科

から考えて見る。研究目的によってその考察も異なってくるが、いま山腹崩壊土砂生産に対応するような長期間のモデル降雨を発生させるものとして、降雨量のみを確率統計量とするモデル化を考える。この方法は単一の降雨観測所のデータさえ十分であれば、モデル化が可能であるが、その観測データがその地域の代表降雨と見なしうる程度の限られた流域のモデル降雨となる。広い地域、あるいは、まったく降雨特性の異なる小地域を含んだ地域でのモデル降雨を設定する場合には、それ相応の降雨観測データが必要となり、降雨特性が異なる地域間の降雨相互相関を考慮する必要がある。

モデル降雨の単位時間の選定も研究目的により問題となるが、長期間、たとえば何十年、何百年といった order の降雨発生単位時間として、便宜的に一日 (24 hours) を取ることにする。

毎年、ある期間 (たとえば月) 内に生起する降雨は特定の降雨母集団を形成していると考え、特定の期間ごとに毎年の観測データを次のような 3 降雨特性について統計処理する。

- 1) 降雨日数分布
- 2) 降雨間隔日数分布
- 3) 日雨量分布

ここに、降雨日数分布とは、ある期間における毎年の降雨生起日数の分布をよび、降雨間隔日数分布とは、降雨と降雨日との間隔日数の分布を呼ぶことにする。

これら 3 降雨特性のそれぞれについて、降雨特性の等質性を判別し、最終的に年間をいくつかの異なる降雨母集団をもつ期間に分割する。このとき、後述するように、それぞれの期間における降雨は 3 降雨特性によって確率的に評価されたといっよいであろう。

日単位のモデル降雨では通常の流出解析に対応する単位時間として粗すぎるきらいがあり、日単位よりさらに細かい単位の降雨発生が必要なことがある。この場合、時間単位の雨量分布を用い、上述の日単位モデル降雨を発生させ、得られた日雨量の制限の下に、時間単位の降雨を発生させる方法を別途とることにする。

(2) 3 降雨特性とそれらの自己および相互相関

研究対象である有田川上流域の八幡地点における降雨日数および降雨間隔日数の頻度分布を示せば、表-1、2のごとくである。日雨量については、日雨量分布の各定数と特定期間最大日雨量分布の各定数とは、まったく同じであることより、ここでは特定期間 (各月) の最大日雨量分布の特性を表-3 に示す。

表-1 降雨日数  $r$  の月別頻度分布 (Sample size : 69)

Month	$r$ (day)																							
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23
Jan.	1	3	3	1	0	1	4	5	6	6	9	10	4	4	2	2	4	2	1	1				
Feb.	2	0	0	3	1	6	5	2	8	8	6	6	8	5	2	2	3	0	2					
Mar.	1	0	0	1	1	3	1	4	2	4	7	5	9	5	6	5	5	6	2	1	0	1		
Apr.	0	0	0	0	0	0	1	3	4	6	7	7	7	6	4	3	2	1	1					
May	0	0	0	0	1	2	4	2	6	5	7	13	11	7	5	2	3	1						
June	0	0	0	0	0	0	0	3	6	3	3	6	9	4	8	10	5	2	1	3	2	2	2	2
July	0	1	1	1	2	1	0	2	2	6	9	6	4	6	5	5	7	3	2	2	3	0	0	1
Aug.	0	0	2	0	1	5	2	6	5	6	3	7	5	3	4	3	6	3	2	2	0	3	1	
Sep.	0	0	0	0	0	2	3	0	5	1	4	2	2	7	9	9	10	4	3	4	2	2		
Oct.	0	0	1	0	1	3	1	2	8	6	8	5	16	8	5	3	0	0	1	1				
Nov.	0	1	0	2	1	1	3	3	7	16	10	13	6	3	2	0	1							
Dec.	1	1	0	2	4	1	3	2	11	10	8	7	6	1	3	7	2							

表-2 降雨間隔日数  $j$  の月別頻度分布

Month	$j$ (day)																							Sample size	
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22		23
Jan.	287	102	68	43	43	16	12	10	8	2	3	2	1	2	0	1	1	0	0	0	1	1			603
Feb.	286	85	70	39	38	16	14	11	11	4	2	5	1	0	0	1	1	1							585
Mar.	386	119	88	74	40	16	13	6	5	2	1	2													755
Apr.	379	112	94	66	43	14	15	14	2	3	2	3													747
May	323	99	87	52	35	28	17	16	10	3	3	3	0	0	0	0	0	1							677
June	548	98	73	59	31	18	10	11	3	3	3	1	2												860
July	494	98	69	33	28	12	14	7	6	3	1	5	1	6	0	1	1	1	0	0	1				781
Aug.	445	83	51	47	25	19	16	11	6	10	4	1	2	1	0	0	0	0	0	1	1	0	0	2	725
Sep.	568	106	77	54	29	22	9	7	1	6	1	4	0	1	0	1									886
Oct.	356	68	78	51	42	14	26	13	7	9	3	2	2	0	1	0	0	0	0	0	0	1			673
Nov.	258	86	72	62	36	22	16	6	5	9	3	1	2	4	0	0	0	1	1						584
Dec.	279	85	67	59	31	19	21	8	5	1	5	1	6	2	0	0	1	0	0	0	0	1			591

表-3 月別最大日雨量分布の特性  
(角屋<sup>1)</sup>の理論による)

Month	Mean (mm/day)	Standard deviation (mm/day)	Skewness coeff. (no dim.)	Daily rainfall for each return period		
				500 yrs	50 yrs	10 yrs
Jan.	26.46	18.70	1.12	114.7	77.2	51.5
Feb.	29.79	25.11	1.52	127.9	82.1	53.9
Mar.	29.66	19.40	1.42	174.3	111.0	73.6
Apr.	55.43	25.65	0.72	171.7	124.0	90.0
May	54.15	24.20	0.52	163.9	118.9	86.8
June	78.81	45.42	0.98	284.7	200.3	140.0
July	87.05	73.74	2.92	616.8	283.2	154.5
Aug.	86.00	69.93	1.39	437.3	274.9	174.0
Sep.	94.54	56.86	1.01	352.2	246.6	171.2
Oct.	56.63	34.86	1.41	233.8	151.1	100.4
Nov.	40.68	27.36	1.55	188.0	116.3	74.6
Dec.	28.46	13.75	0.81	90.8	65.3	47.0

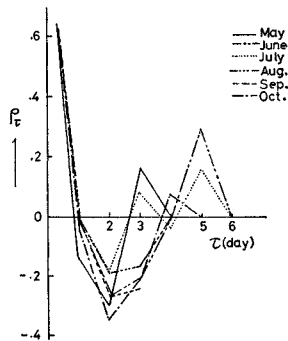
表-1 によれば、降雨日数は月により多少異なるが、平均1か月に8~12日であり、この平均値のまわりに分布しており、表-2 によれば、降雨間隔日数はほぼ指数型分布をしている。表-3 によれば、12月の降雨強度が最も小さく、500年確率日雨量は90mm程度である。1, 2, 3, 4月でも災害につながる豪雨の確率はきわめて小さく、梅雨期前の5月、台風期後の11月でも500年確率日雨量は160~190mmである。ところが梅雨期(6, 7月)、台風期(8, 9, 10月)になると、return period 50年でも、200mmを越す日雨量が発生するようになる。特に、7, 8, 9月が降雨強度が高く、中でも7月の降雨強度は1年を通じて最も高い。

さて、3降雨特性それぞれの自己相関性(系列相関)について考えて見る。まず、降雨日数 $r$ の自己相関は、その統計処理方法から考えて、なしと見なせるだろう。また、降雨間隔日数 $j$ については、待合せ理論<sup>2)</sup>より、降雨日数 $r$ と降雨間隔日数 $j$ が「表裏関係」であることを知れば、 $j$ の分布が指数分布であることより、 $j$ の自己相関はなしといえよう。

日雨量 $x$ については、降雨間隔日数 $j=0$ である場合と $j>0$ である場合に分けて考える。 $j>0$ 、すなわち降雨日が不連続の場合、24時間以上無降雨であることから、 $x$ の自己相関はないとしてよい。 $j=0$ 、すなわち降雨日が続く場合、

$x$ のコレログラムより検討する必要がある。有田川の場合、そのコレログラムは図-1のごとくであり、この流域では $x$ の自己相関はないといえよう。しかし、地域によっては自己相関を無視しえないところもある<sup>3)</sup>。

ところで、降雨日数



( $\rho_c$ :  $r$  次の系列相関係数)

図-1 日雨量のコレログラム

$r$  と降雨間隔日数  $j$ , 降雨日数  $r$  と日雨量  $x$ , および降雨間隔日数  $j$  と日雨量  $x$ , のそれぞれの相互相関については、それら特性の定義から考えて、相関なしといえよう。

(3) 日単位のモデル降雨<sup>4)</sup>

以上のごとき考察より日単位降雨のモデル化を行なう。

1降雨母集団を構成する期間が $n$ 日から成っているとする。ある年、その期間に $r$ 日 ( $0 \leq r \leq n$ )、雨が降る確率を  $G_r$  とすれば、次式が成り立つ。

$$\sum_{r=0}^n G_r = 1 \dots \dots \dots (1)$$

$G_r$  は降雨観測年数が十分長い場合、次式で近似される。

$$G_r = M_r / \sum_{i=0}^n M_i \dots \dots \dots (2)$$

ここに、 $M_r, M_i$  はそれぞれ降雨生起日数が  $r, i$  日である年数である。

次に、 $r$ 日、雨が降った場合、それらの降雨群はどのような間隔で期間 $n$ 日の間に生じたものかを調べる。まず、 $r=1$ 日だけ降雨がある場合、その降雨が期間の $i_1$ 日目に生じる確率は  $G_1 \times 1/n$  であると考えられる。 $r=2$ の場合、最初の降雨が $i_1$ 日目 ( $1 \leq i_1 \leq n-1$ ) に生じる確率は  $1/(n-1)$  であるが第2番目の降雨が何日目に生じるかは最初の降雨生起日  $i_1$  によって左右される。というのは、第2番目の降雨に対して見かけ上、期間の長さは  $n$  から  $(n-i_1)$  に減少するからである。したがって最初の降雨が  $i_1$  日目にあり、第2番目の降雨が  $j_2$  日の間隔をおいて生じしえる確率を  $K_{j_2}^{(i_1)}$  と表わせば、この確率は次式で近似されうる。

$$K_{j_2}^{(i_1)} = H_{j_2, 2} / \sum_{i=0}^{n-i_1-1} H_{i, 2} \dots \dots \dots (3)$$

ここに、 $H_{j_2, 2}$  は  $r=2$  のときの降雨間隔日数  $j_2$  日の頻度を示す。結局、2回の降雨が期間の  $i_1$  日目 ( $1 \leq i_1 \leq n-1$ ) と  $i_2$  日目 ( $i_2 = j_2 + i_1 + 1, 2 \leq i_2 \leq n$ ) に生

起する確率は、

$$G_2 \cdot \frac{1}{n-1} \cdot K_{j_2}^{(i_2)} \dots \dots \dots (4)$$

で表わされる。

一般に  $r$  回 ( $2 \leq r \leq n$ ) の降雨がある場合、それぞれの降雨が  $i_1, i_2, \dots, i_r$  日目 ( $1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_r \leq n$ ) に生起する確率は、

$$G_r \cdot \frac{1}{n-r+1} \cdot \prod_{k=2}^r K_{j_k}^{(i_k)}, (j_k = i_k - i_{k-1} - 1) \dots \dots \dots (5)$$

で表わされる。

また、式(3)を一般化して、 $(k-1)$ 番目の降雨が  $i_{k-1}$  日目 ( $2 \leq k$ ) にあるとき、その直後の降雨 ( $k$  番目) が  $i_k$  日目 ( $j_k$  日の間隔の後) に生起する確率  $K_{j_k}^{(i_k)}$  は次式で表わされよう。

$$K_{j_k}^{(i_k)} = H_{j_k} \int_{i_{k-1}}^{i_k} H_{1-r} \dots \dots \dots (6)$$

次に、それぞれの降雨日の降雨強度について考察する。まず、日雨量  $x$  が  $x_1$  である確率  $\Delta F(x_1)$  は次式で表わされるとする。

$$\Delta F(x_1) = \int_{x_1 - \Delta x/2}^{x_1 + \Delta x/2} f(x) dx \dots \dots \dots (7)$$

ここに、 $f(x)$  は  $x$  の確率密度関数、 $\Delta x$  は  $x$  に対して十分小さい量とする。 $x$  の分布関数  $F(x)$  としては次式のごとき、指数分布、あるいは双曲線型指数分布を用いる。

$$F(x) = 1 - e^{-\alpha(x-v)} \text{ or } F(x) = 1 - \exp\left(-\alpha \log \frac{x+b}{v+b}\right) \dots \dots \dots (8)$$

ここに、 $\alpha, b, v$  は定数である。

二つの日雨量  $x_1, x_2$  の同時生起確率  $P\{x_1, x_2\}$  は  $x_1, x_2$  の間に相関がないとして、

$$P\{x_1, x_2\} = P\{x_1\} \cdot P\{x_2\} = \Delta F(x_1) \cdot \Delta F(x_2) \dots \dots \dots (9)$$

しかし、 $x_1$  に続いて、すぐ翌日に  $x_2$  が生起するとき、 $x_1, x_2$  の間に単純相関が存在する場合もありうる。このとき、 $x_1, x_2$  の同時生起確率は  $x_1$  の生起確率  $P\{x_1\}$  と  $x_1$  が起こっているときの  $x_2$  の条件付き生起確率  $P\{x_2|x_1\}$  との積で表わされる。すなわち、

$$P\{x_1, x_2\} = P\{x_1\} \cdot P\{x_2|x_1\} \dots \dots \dots (10)$$

ところで、 $x_1$  と  $x_2$  との間に、次のような Markoff 連鎖モデル<sup>5)</sup> が適用できるとする。

$$x_2 = \rho x_1 + (1-\rho)\bar{x} + s_x(1-\rho^2)^{1/2} \cdot \epsilon_2 \dots \dots \dots (11)$$

ここに、 $\rho$  : 単純相関係数、 $\bar{x}$  :  $x$  の平均、 $s_x$  : 標本標準偏差、 $\epsilon_2$  :  $N(0, 1)$  に従う乱数

$\epsilon_2$  について整理し、

$$\epsilon_2 = \frac{x_2 - \rho x_1 - (1-\rho)\bar{x}}{s_x(1-\rho^2)^{1/2}} \dots \dots \dots (12)$$

ゆえに  $x_1$  が与えられているとき、 $x_2$  の微小量  $\Delta x_2$

と  $\epsilon_2$  の微小量  $\Delta \epsilon_2$  の間には次式が成り立つ。

$$\Delta \epsilon_2 = \Delta x_2 \cdot 1/s_x(1-\rho^2)^{1/2} \dots \dots \dots (13)$$

したがって、 $x_2$  の条件付き確率  $P\{x_2|x_1\}$  は  $\epsilon_2$  の生起確率  $\Delta E(\epsilon_2)$  で表わされ、 $\Delta \epsilon_2$  を  $\Delta \epsilon$  と書き直せば、

$$P\{x_2|x_1\} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\epsilon_1 - \Delta \epsilon/2}^{\epsilon_1 + \Delta \epsilon/2} e^{-t^2/2} dt \equiv \Delta E(\epsilon_2) \dots \dots \dots (14)$$

結局、式(10)は、次のようになる。

$$P\{x_1, x_2\} = \Delta F(x_1) \cdot \Delta E(\epsilon_2) \dots \dots \dots (15)$$

式(9)と式(15)を統一するため、期間の  $i_1$  日目に降る雨量を  $x_{i_1}$ 、 $i_2$  日目 ( $i_2 \geq i_1 + 1$ ) に降る雨量を  $x_{i_2}$  と書き改めれば、式(9)、式(15)は、次のようにまとめられる。

$$\left. \begin{aligned} P\{x_{i_1}, x_{i_2}\} &= \Delta F(x_{i_1}) \cdot \Delta D(x_{i_2}|x_{i_1}) \\ \Delta D(x_{i_2}|x_{i_1}) &= \begin{cases} \Delta E(\epsilon_{i_2}) \dots (i_2 = i_1 + 1) \\ \Delta F(x_{i_2}) \dots (i_2 > i_1 + 1) \end{cases} \dots (16) \end{aligned} \right\}$$

一般に、 $r$  個の日雨量  $x_{i_1}, x_{i_2}, \dots, x_{i_r}$  ( $i_1 < i_2 < \dots < i_r$ ) の場合、

$$\left. \begin{aligned} P\{x_{i_1}, x_{i_2}, \dots, x_{i_r}\} &= \Delta F(x_{i_1}) \cdot \prod_{k=2}^r \Delta D(x_{i_k}|x_{i_{k-1}}) \\ \Delta D(x_{i_k}|x_{i_{k-1}}) &= \begin{cases} \Delta E(\epsilon_{i_k}) \dots (i_k = i_{k-1} + 1) \\ \Delta F(x_{i_k}) \dots (i_k > i_{k-1} + 1) \end{cases} \dots (17) \end{aligned} \right\}$$

以上より、 $r, j, x$  がそれぞれ特定の値をもつ降雨パターンの生起確率は、次のごとくまとめることができる。

- 1) 無降雨である確率を  $P[0]$  とすれば、  
 $P[0] = G_0 \dots \dots \dots (18)$
- 2) 降雨日が1日あり、降雨強度  $x_{i_1}$  の雨が  $i_1$  日目に生ずる確率を  $P[x_{i_1}]$  とすれば、  
 $P[x_{i_1}] = \frac{1}{n} \cdot G_1 \cdot \Delta F(x_{i_1}) \dots \dots \dots (19)$
- 3) 降雨日が  $r$  日 ( $2 \leq r \leq n$ ) あり、降雨強度  $x_{i_1}, x_{i_2}, \dots, x_{i_r}$  の雨がそれぞれ、 $i_1, i_2, \dots, i_r$  日目に生起する確率を  $P[x_{i_1}, x_{i_2}, \dots, x_{i_r}]$  とすれば、

$$P[x_{i_1}, x_{i_2}, \dots, x_{i_r}] = \frac{G_r}{n-r+1} \cdot \left( \prod_{k=2}^r K_{j_k}^{(i_k)} \right) \cdot \left( \Delta F(x_{i_1}) \cdot \prod_{l=2}^r \Delta D(x_{i_l}|x_{i_{l-1}}) \right) \dots \dots \dots (20)$$

当然、1), 2), 3) のすべての降雨パターンの生起確率の和は1であるから、

$$P[0] + \sum_{i_1} P[x_{i_1}] + \sum_{i_1, i_2} P[x_{i_1}, x_{i_2}] + \dots + \sum_{i_1, i_2, \dots, i_r} P[x_{i_1}, x_{i_2}, \dots, x_{i_r}] = 1 \dots \dots \dots (21)$$

(4) 時間単位のモデル降雨

一般に、時間単位の降雨となると、その時系列は自己

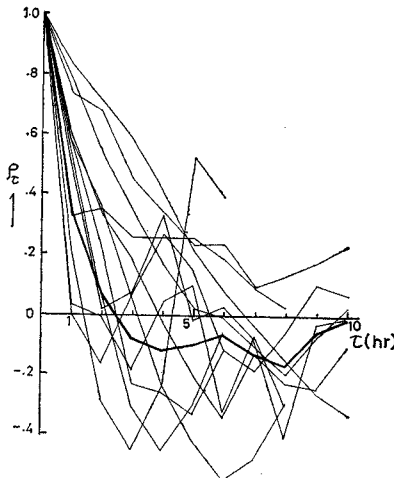


図-2 時間雨量のコレログラム

相関をもつことが考えられる。図-2 は有田川上流域での時間雨量コレログラムである。降雨パターンによりコレログラムも異なり、その変動幅も小さくないが、平均すれば、単純自己相関係数  $\rho_1=0.345$  となり、相関があると思われる。しかし、2次以降の相関係数は、 $|\rho_i| < 0.2$  でほとんど相関がないといえる。

図-3 は同流域における 2, 4, および 8 時間雨量の非超過確率分布であるが、時間単位の雨量分布は指数型分布を取るようである。

さて、時間単位降雨のモデル化に際して、前節のごとく、日単位降雨のモデル化と同様な手法が使えるのであるが、何十年、何百年の降雨発生には日単位モデル降雨を基礎とした時間単位降雨の発生を行なう方が適切であると考え、次のような方法をとることにする。

いま、日単位モデル降雨を発生させ、得られた日雨量を  $X_d (> 0)$  mm/day とすると、 $X_d$  は、

$$\sum_{i=1}^m X_i = X_d, \quad (m=24/M) \dots\dots\dots (22)$$

で表わされる  $m$  個の  $M$  時間単位の雨量  $X_i (\geq 0)$  の和である。そこで、 $M$  時間単位の雨量分布 (図-3) に従う乱数を発生させ、 $X_1, X_2, \dots, X_i$  と順々に  $X_i$  を求める。もし、 $\sum_{i=1}^m X_i < X_d$  であれば、最後の  $X_m$  をその差だけ増し、もし、 $\sum_{i=1}^k X_i > X_d, (k \leq m)$  であれば、その差だけ  $k$  番目の  $X_k$  から差し引き、残りの  $X_{k+1}, X_{k+2}, \dots, X_m$  をすべて 0 とする。

以上は自己相関のない場合であるが、 $M$  時間雨量  $X_i$  の時系列における自己相関を無視できない場合、自己相関を考慮した降雨の発生法、たとえば式 (11) のごとき関係式を用いて、 $X_i$  を発生させればよいだろう。

(5) モデル降雨のシミュレーションとその検討

日単位モデル降雨の発生手順について述べる。

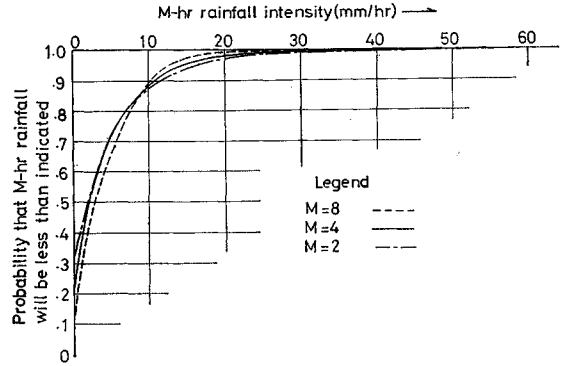


図-3 M 時間雨量分布

表-1, 2, 3のごとく、有田川では降雨諸特性の変動を適切に表現できる期間として1か月が適当であると、各期間ごとの降雨日数分布  $G_r$ , 降雨間隔日数頻度分布  $H_{j,r}$ , 日雨量分布  $F(x)$  を観測資料より求めておく。電子計算機を用いれば、計算は容易に短時間に行なえるから、上述の降雨特性を計算機に記憶させる。次に、計算をはじめめるべき期間(月)を定め、その期間(月)から  $r, j, x$  の順に乱数発生により求める。用いる発生乱数の種類は一様乱数とし、各降雨特性の確率分布曲線を介して、それぞれの確率分布に従う乱数に変換する方法がよい<sup>9)</sup>。この方法により、その期間の降雨日数を決め、それぞれの降雨の生起日を決め、最後に、それぞれの降雨生起日の日雨量を決める。以上でその期間(月)の降雨発生が終わり、次の期間に移り、同じ手順を繰り返す。

以下、有田川・八幡観測記録(69 年)を基にして設定されたモデル降雨のシミュレーションにより得られた降雨発生値を観測値と比較・検討する。このとき用いた時間雨量の単位は  $M=4$  (時間)で、前節で述べたごとく自己相関は無視できるとした。また、日雨量の単純自己相関も図-1のごとく1年を通じてなしとし、年降水量や月降水量の trend あるいは周期性もなしとした。

降雨日数と降雨間隔日数については、モデル降雨の設定過程や発生手順より見て、発生値と観測値の間にほとんど相違がないと思われるので、主に日雨量特性について、両者の相違を検討する。

5~10月の各月ごとの月最大日雨量の発生値と観測値を Gumbel 紙に plot したものの一部を示せば、図-4(a)~(e)のごとくである。採用した発生値は発生標本数 705 個のうち、観測年数と同年数の部分を任意の一つ取出したものである。この結果によれば、5, 8, 10月については発生値の分布形は観測値のそれによく適合したが、6, 7, 9月については適合性が悪かった。そこで、たとえば7月について発生値の別の部分を取出して再び plot すれば、今度(×印)は以前よりも適合性が

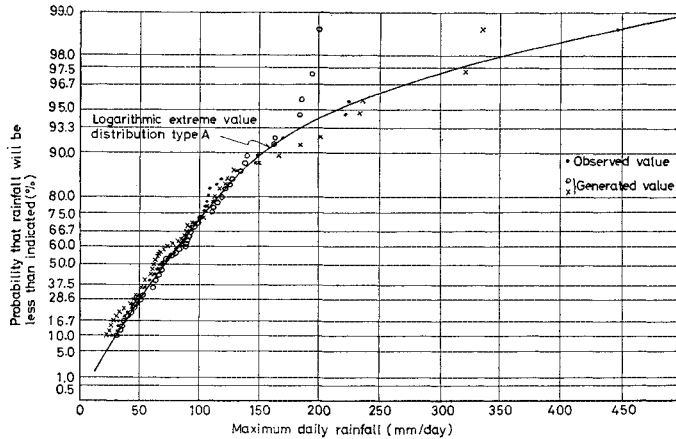


図-4 (a) 7月最大日雨量の非超過確率分布

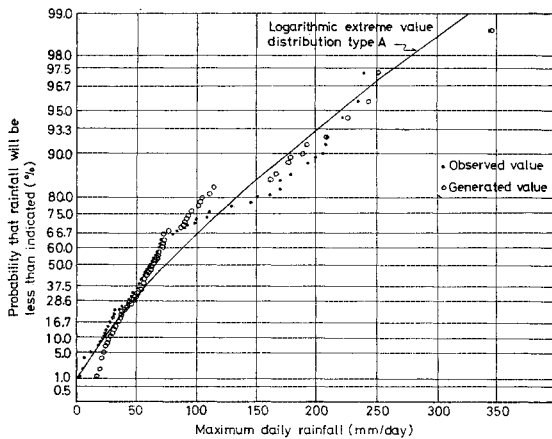


図-4 (b) 8月最大日雨量の非超過確率分布

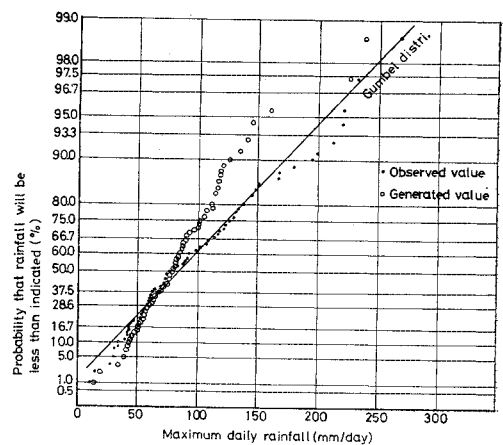


図-4 (c) 9月最大日雨量の非超過確率分布

ずっとよくなった。このように発生値の抽出方法によっても適合性が変わるので、一概にはいえないが、全体として、日雨量発生値の分布の観測値のそれに対する適合性はほぼ満足すべきものといえるだろう。

後章 4. において、上述のシミュレーション手法を利用して、山腹崩壊土砂生産量の確率評価を行なう。

### 3. 豪雨による山腹崩壊土砂生産のモデル化

#### (1) 概 説

山地における土砂生産と一口にいてもその生産形態は岩石の風化、雨滴浸食、流水による浸食、山腹崩壊、地すべり等の種々に分かれるので、ここでは、本論文の目的とする、豪雨による偶発的土砂生産—山腹崩壊—に関する既往の研究について大略を述べる。アプローチの方法により研究は次の二つに大別されよう。

- 1) 現象の機構を解明しようとするもの。
- 2) 山腹崩壊とそれに関連する素因あるいは誘因との

関係を究明するもの。

1) に関するものとして、田中<sup>7)~9)</sup>、武田<sup>10)</sup>、北野<sup>11)</sup>らの研究があげられよう。その研究成果も着々とあがっており、崩壊予知に結びつく可能性がある。ところが 1. で述べたごとく的確に数量化されえないファクターが多く、定性的把握の域を出ることが困難である。

一方、2) に関しては、素因・誘因の別によりさらに二つに分かれる。素因と山腹崩壊の関係については村野<sup>12)</sup>の研究がある。流域の崩壊特性はその地形特性と密接な関係があるとして、崩壊率と流域の地形発達過程を表わす地形要素との間の関係式を導いた。このとき、自然条件、すなわち外力の作用を一定と考えていることに問題がある。なぜなら、一般に崩壊は何年、何十年に一度の豪雨等の誘因によって生じるもので、河川工学、砂防工学的なタイムスケールでは外力の作用を一定と見なせないことが多い。こうした点から、流域における崩壊特性におよぼす降雨の影響についての研究をあげると、西畑<sup>13)</sup>、村野<sup>14)</sup>、諏訪<sup>15)</sup>らの研究がある。これらの研究によれば、降雨量が 300~400 mm 程度以上になると急

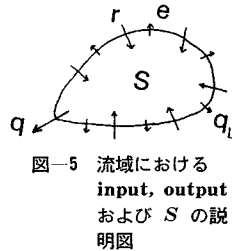
激に崩壊が増大し、崩壊密度（単位面積当りの崩壊箇所数）、あるいは崩壊率（単位面積当りの崩壊面積）と降水量との相関が強いとしている。

しかし、降雨特性をどう扱うかに問題があると考えられる。従来、崩壊と降雨との相関を見る場合、総連続雨量、あるいはその最大日雨量との関係を考察するのが一般に行なわれていた方法である。ところが、豪雨による山腹崩壊機構上、雨水の地下への浸透、浸透水の流下、特に中間流出が最も大きなファクターとなっている<sup>16)</sup>こと等を考えれば、崩壊に至るまでの前期降雨が関係していることは確実であり、また時々刻々の雨量の累積効果が関係しているはずである。つまり、降雨特性の内の1特性のみではなく、降雨時系列そのものが崩壊と密接に関係すると見るべきであろう。

(2) 流域貯留量と山腹崩壊

降水は前述のごとく山体の斜面、内部構造といった一種のフィルターを通過し、山腹崩壊に寄与していると考えれば、このフィルターの効果を表わす指標として、流域貯留量（あるいは保水量）を導入できる。

流域貯留量とは、その流域に含有されている水量で、表流水、地下水等すべてを含むものとする。図-5のごとき流域を考えると、input, output と貯留量の関係は次式のごとく表わされる。



$$r - (q + e + q_L) = \frac{dS(t)}{dt} \dots\dots\dots (23)$$

ここに、 $S(t)$  は時刻  $t$  における流域貯留量、 $r, q, e, q_L$  はそれぞれ単位時間の降雨量、流量、蒸発散量、地下流失量である。この式における output, すなわち  $q, e, q_L$  はその流域の地形、地層、地質構造、植生等と密接な関係があることは周知のとおりである。したがって、崩壊に関連する流域特性をこうした水文量で代表させ、貯留量  $S$  にその効果を反映させようことは流域貯留量の導入の一つの有力な根拠といえる。

さて、流域貯留量  $S$  を実際に式 (23) に従って求めようとすると、蒸発散量  $e$ 、地下流失量  $q_L$  の算定はむずかしいので、簡便的な方法を用いる。

まず、豪雨時の貯留量算定については、式 (23) において、 $e=0, q_L$  は  $q$  に比べて無視できるとして、次式を用いる。

$$r(t) - q(t) = \frac{dS(t)}{dt} \dots\dots\dots (24)$$

式 (24) の  $S(t)$  の初期値は無降雨時における山腹保水量と流出量との間に成り立つ次式のような経験的関係式<sup>17)</sup>より求めておく。

$$S(t) = K_0 \cdot q(t)^{p_0} \dots\dots\dots (25)$$

ここに、 $K_0, p_0$  は流域によって決まる定数である。次に、長期にわたる貯留量算定について考える。式 (23) における  $r, q, e, q_L$  のすべての実測資料が整っていない限り、精度よく算定することが困難であり、今後の研究に待つところ大である。ここでは取りあえず、次のような方法を用いる。

いま、降雨の時系列のみが与えられているとする。無降雨が続くとき、初期流量、初期貯留量を知ってその期間の貯留量を式 (25) と式 (24) で  $r(t)=0$  とした式より求める。

表-4 有田川上流域 (198 km<sup>2</sup>) における崩壊発生に関する記録

(昭和 28 年 7 月災害以後、雨量は八幡資料による)

昭和年・月	日	総雨量 (mm)	最大日雨量 (mm/day)	最大時間雨量 (mm/hr)	流域貯留量最大値 $S_{max}$ (mm)	崩壊個数	全崩壊土量 $V_d$ (m <sup>3</sup> )	備考
28.7	17-21	583	(450)	(93)	494	2 272	$2.1 \times 10^7$	( ) 内は推定値
34.8	11-13	259	194	44	237	1	$4.0 \times 10^4$	} おおよそ、崩壊面積 10 <sup>3</sup> m <sup>2</sup> 以上について調査された
35.8	28-30	375	346	49	309	4	$1.1 \times 10^5$	
36.9	12-16	330	230	60	287	2	$6.2 \times 10^4$	
31.9	25-28	353	266	26	286	1 以上	?	} 崩壊があったが、個数、土量については不明
40.9	13-17	400	195	43	266	2 以上	?	
43.8	24-29	343	136	26	232	1 以上	?	
29.6	25-30	398	136	26	269	?	?	} 崩壊がたぶん起こったと思われるもの
34.9	23-26	232	149	23	207	?	?	
32.6	26-27	165	125	21	160	—	—	} かなりの豪雨であったが、まったく崩壊のないもの
32.9	5-11	332	112	30	142	—	—	
33.8	23-26	172	129	28	199	—	—	
35.6	21-22	238	170	16	193	—	—	
36.10	27-28	235	190	18	160	—	—	
37.7	1-3	312	109	36	162	—	—	

注：昭和 40 年以降の崩壊は著者らの現地調査による、その他の崩壊については林野庁治山課：流域保全調査有田川編、昭 37.11 をはじめ、和歌山県砂防利水課による崩壊調査書を参照した。

時刻  $t'$  で雨が降り出し、時刻  $t''$  でその雨量に対応する出水が終わるとすれば、その間の貯留量は式 (24) により算定する。このとき、流量  $q$  は適当な流出解法により求めればよいが、以後の計算では洪水流の貯留関数法<sup>18)</sup>を用いた。

上述の方法により、表-4 のごとき豪雨時の流域貯留量を求めた結果、総雨量-崩壊の関係よりも貯留量最大値-崩壊の関係が強いことが判明した<sup>19)</sup>。総雨量よりは崩壊発生限界雨量を明確に決めたいが、貯留量によれば、有田川上流域における崩壊発生限界貯留量  $S_c$  が、 $S_c \approx 200$  mm 程度であることがわかった<sup>20)</sup>。このとき利用しえた崩壊記録は表-4 に示す程度で、昭和 28 年災害の崩壊に対しては、きめ細かい調査がなされているが、その後の崩壊については、おおよそ  $10^4 \text{m}^3$  以上の規模以外は報告されていない。したがって、表-4 に示す崩壊記録以外に、豪雨による小規模な崩壊があった可能性が強い。

図-6 は表-4 の全崩壊土量  $V_d$  を使い、貯留量最大値  $S_{\max}$  との関係 plot したものであり、この図によれば、 $S_c$  を越えると  $V_d$  は  $S$  の増加とともに急激に増加することがわかる。

### (3) 土砂生産モデルの設定

前節より、豪雨が発生し、 $S$  が  $S_c$  を越えたとき、崩壊が流域内のどこかで発生し、流域全体の  $V_d$  は図-6 のごとき  $S_{\max}$  によって規定されるとする。

山腹崩壊土砂生産のモデル化を行なうには、さらに次の 2 点についての考察が必要である。すなわち、1) 崩壊発生に関する流域の均質性、と 2) 崩壊 1 か所あたりの崩壊土量分布である。

1) に関する有田川上流域の地質分布について述べれば、有田川北面に古生層、南面に中生層が平行して走り、更に古生層においては、中央構造線の南側に走る長瀬変成帯の御荷鉾層の一部と秩父古生層とが交錯しながら相並んで走っている。これら中生層、古生層の岩質は非常によく似ており、御荷鉾層、秩父古生層、中生層は変成度が順次落ちるだけと思われる<sup>21)</sup>。一方、流域の地形特性については、5 万分の 1 地形図より計測した結果、谷密度、起伏量比の各支谷別の値は、それぞれ 3.4 ~ 1.4 (1/km)、0.36 ~ 0.08 の範囲にあり、あまり大きな違いがない。以上のごとき地質・地形特性の違いが昭和 28 年災の崩壊にどれほど寄与したかを調べるため、崩壊個数 (単位面積当たり) と地形特性との関係、あるいは地質別の崩壊個数等を検討したが明確な傾向が認められなかった。

このように、崩壊個数と地質・地形特性の間に関係が認められないとき、その流域は崩壊発生に関して均質的

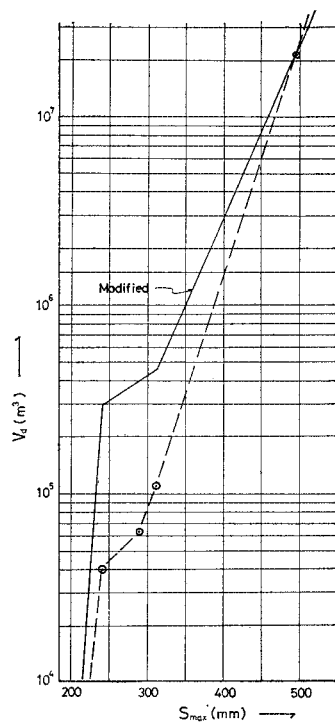


図-6 全崩壊土量  $V_d$  と貯留量最大値  $S_{\max}$  との関係

(homogeneous) であるといえよう。均質的であるならば、崩壊は流域全域にわたってランダムに発生すると考えてよい。

2) に関しては、一般に山腹崩壊は分類上、その発生位置の違いから、溪岸崩壊と区別することが多いが、實際上その判別がむずかしいので、ここでは溪岸崩壊をも含めて考える。崩壊の規模、すなわち面積、深度、体積等は降雨特性はもちろんのこと、その流域地形特性あるいは地質等によって異なることが一般に考えられる。そこで、有田川・昭和 28 年災について調べ、図-7 のごとく、崩壊 1 か所当りの崩壊土量  $v_d$  (体積) の頻度分布を各地質別に得た。この図によれば、本流域において各地質は、ほぼ同一の崩壊土量分布をとる、すなわち本流域は地質的にも崩壊発生に対して均質的であることを示しているといえる。

ところで、図-7 は昭和 28 年災より得たものであるが、このような崩壊土量  $v_d$  の分布形は他の豪雨時の  $S_{\max}$  によって変化するかもしれない。しかし、このことを統計的に検討するためには、適当な大きさの標本が必要であるが、有田川の場合、昭和 28 年災を除けば、さしたる大崩壊は発生していない。こうした事情は有田川に限らず、統計処理できる程度の大崩壊は何回も同一流域には起こらないものであり、たとえ起こっていてもデータとして用いられるに十分でない場合が多い。そこで、次のごとき仮定を設ける必要がある。すな



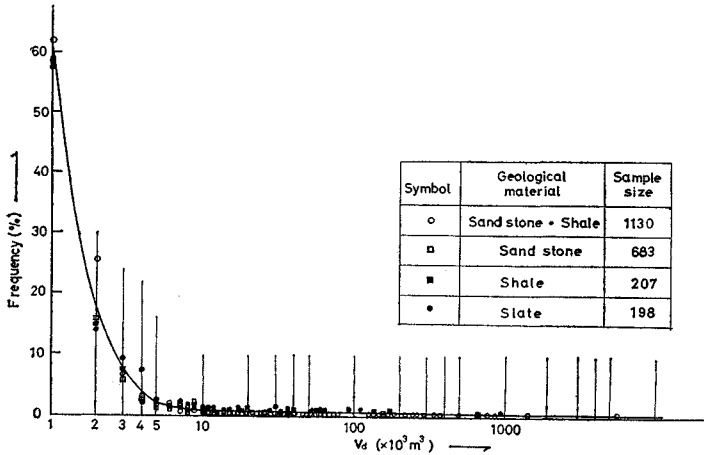


図-7 山腹崩壊1か所当りの崩壊土量  $v_d$  の頻度分布

わち、かつて発生した大崩壊の崩壊土量分布を崩壊土量の母集団分布と考える。この仮定によって、発生した崩壊土量  $v_d$  はその母集団分布に従って確率的に規定されるとする。しかし、この仮定と前述の  $V_d-S_{max}$  の関係が矛盾してはならないから、発生した崩壊土量  $v_d$  の総和は  $V_d-S_{max}$  の関係によって規定されるとする。

なお、3.(2) で述べたごとく、崩壊記録は当時の最も大きい崩壊箇所を記載してはいるが、小規模なものを欠落していることが多いことを考えれば、崩壊記録より得た  $V_d-S_{max}$  曲線は 図-6 の実線のように修正される。

崩壊規模として土量のみを考えたが、土量と崩壊面積、あるいは深度との相関が強いことが想像されること、また、ここでは崩壊土砂生産量について考えていることから、崩壊面積、深度については言及しない。

以上より山腹崩壊土砂生産モデルの構成をまとめると次のごとくである。

- 1) 崩壊発生に関して流域全体として均質的である。
- 2) 流域の全崩壊土量は  $V_d-S_{max}$  曲線(図-6)によって規定される。
- 3) 崩壊発生1か所当りの土量は  $v_d$  分布(図-7)に従って確率的に規定される。

#### 4. 山腹崩壊土砂生産量の確率評価

##### (1) 貯留量・時系列から見た崩壊発生とその時期

豪雨時の崩壊発生の時間的増加過程についてのデータは実際流域から得ることはほとんど物理的に不可能といわざるをえない。しかし、前章で設定した土砂生産モデルを用いれば、貯留量の時系列より豪雨時における崩壊発生数と崩壊土量の増加過程を把握することが可能であ

る。

貯留量の時系列が 図-8 の模式図のごとくであるとする。貯留量  $S$  が豪雨により増加し始め、時刻  $t=t_1$  で  $S=S_c$  となり、流域のどこかで崩壊が始まり、時刻  $t=t_2$  まで崩壊個数と崩壊土量が増加する。総崩壊土量が  $S_{max}=S_2$  に対応する  $V_d$  になったとき、それまでに発生した崩壊個数が時刻  $t_2$  までに発生した全崩壊個数である。時刻  $t_2$  をすぎ、 $S$  は減少するが途中で再び増加し、時刻  $t_3$  に  $S_3=S_2$  となり、さらに増加する。時刻  $t_2\sim t_3$  間では  $S>S_c$  であるが、崩壊発生はないと考えられる。なぜなら、その間で本来崩壊発生すべき箇所は、す

で  $t_1\sim t_2$  間で発生しているはずである。 $t_3$  をすぎれば、 $S>S_2$  となり、再び崩壊が始まり、 $t_4$  まで  $S$  の増加とともに崩壊個数と土量が増加する。結局、 $S$  が  $S_c$  を越えている  $t_1\sim t_5$  の間における崩壊は  $S$  の増加部において発生し、崩壊個数と土量は  $v_d$  分布と  $S_{max}=S_4$  に対応する  $V_d$  によって規定される。 $t_5$  をすぎると  $S$  は  $S_c$  以下になるが、豪雨が生じ、 $t_6$  で  $S$  が再び  $S_c$  を越え、 $t_7$  で  $S_{max}=S_7$  となり、減少する。したがって、 $t_6\sim t_8$  での崩壊個数と土量はこの間の  $S_{max}=S_7$  と  $v_d$  分布によって規定される。

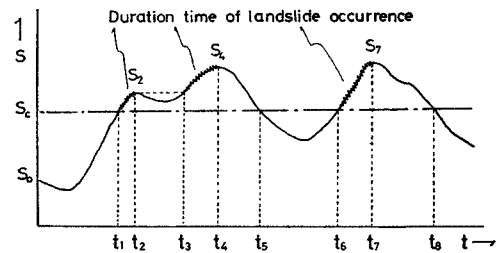


図-8 崩壊発生に関する流域貯留量の模式図

このとき、大きな問題が生じる。すなわち、 $t_5$  と  $t_6$  との間で  $S_c$  に変化が起これ、 $t_6\sim t_8$  においては崩壊が発生しないかもしれない。この点に関しては、一度崩壊を経験した流域の地質・地形特性等がその後どの程度変化するかによって決まるはずで、このような貯留量の時系列のみから結論を下すことは不可能であり、今後の研究課題としたい。ここでは、一応、 $S_c$  は一定であり、流域特性によって決まる定数であるとする。

##### (2) 土砂生産量の推算法

2.(5) で述べた方法で降雨量(4時間単位)の時系列を求め、同時に、流出解析を行ない、流量を求め、貯留量の時系列を得る。

貯留量  $S$  が  $S_c$  を越え、 $\Delta t$  時間後に、 $S=S_1=S_c+4S$  となったとすると、 $v_d$  分布に従う乱数を発生させ、発生土量の和  $\Sigma v_d$  が  $S_1$  に対応する  $V_d(\equiv V_1)$  を越えたとき、乱数発生を停止する。そのときまでの発生数が崩壊個数である。次に  $\Delta t$  だけ時間を進ませ、 $S=S_2$  が  $S_1$  より大ならば、再び、 $v_d$  分布に従う乱数発生を行ない、その発生土量の和が  $S_2$  に対応する  $V_d(\equiv V_2)$  と前に求めた  $V_1$  との差 ( $V_2-V_1$ ) を越えたとき、また乱数発生を停止する。もし  $S=S_2$  が  $S_1$  より小さいならば、崩壊発生をさせない。この手順を  $\Delta t$  時間ずつ進めながら繰り返す。

### (3) 結果と検討

モデル降雨の発生期間として、多雨期で土砂輸送量の多い 5~10 月の 6 か月を選定する。

705 年間のモデル降雨・シミュレーションによって、各月と年間についての土砂生産量の超過確率分布を図一 9 のごとく得た。この図によれば、5 月では土砂生産はほとんど起こり得ない。6, 10 月でも土砂生産の発生確率は 6% 程度であり、 $V_d=30 \times 10^4 \text{ m}^3/198 \text{ km}^2$  ( $1.510 \text{ m}^3/\text{km}^2$ ) を越える超過確率は 1.6% に減少する。年間、土砂生産の大半が 7, 8, 9 月で起こり、9 月では主として  $V_d=30 \times 10^4 \text{ m}^3/198 \text{ km}^2$  以下の小規模なものが、7, 8 月では大規模なものが起こりやすい。年間の超過確率分布より見て、山腹崩壊の発生確率は約 1/2 である。すなわち、2 年に 1 年は山腹崩壊が起こることになる。

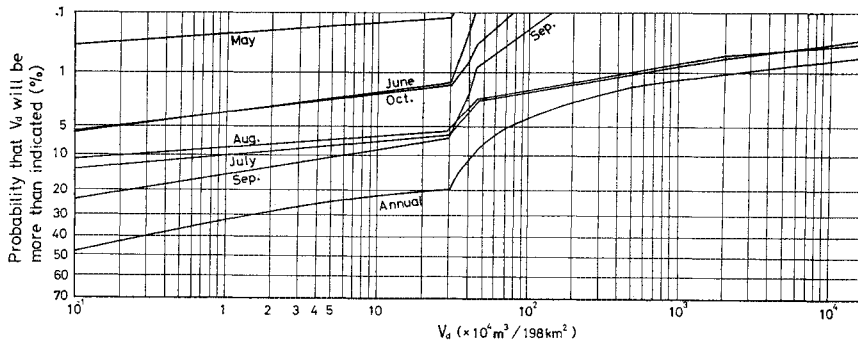
以上、図一 9 より得られた知見を表一 4 の崩壊記録で検照して見ればわかるごとく、その信頼性はかなり高い

と思われる。なお、図一 9 によれば、昭和 28 年災害の大崩壊以上の土砂生産が起こる超過確率は 1% 程度である。

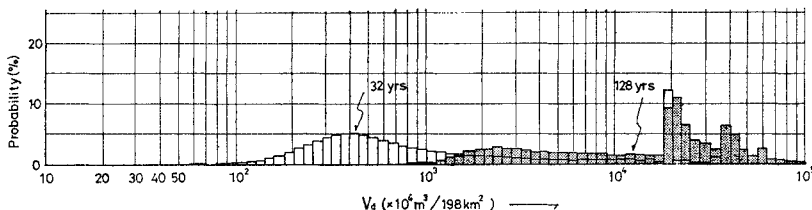
次に、各年ごとの年間土砂生産量はお互いに独立であるとして、convolution method<sup>22)</sup> により、長期間の土砂生産量の確率分布を求めた結果を図一 10 に示す。この図によれば、長期間土砂生産量の変動域は土砂輸送量のそれ<sup>23)</sup> に比べ、はるかに大きい。たとえば、32 年間で  $10^6 \sim 4 \times 10^6 \text{ m}^3/198 \text{ km}^2$  であり、128 年間でも変動域はあまり小さくならず、 $10^7 \sim 10^9 \text{ m}^3/198 \text{ km}^2$  である。ところで図一 10 中、各分布形に二つの山が現われているが、 $V_d=2 \times 10^6 \text{ m}^3$  あたりの山は、わが国の既往大災害における流出土砂量調査の概算値<sup>24)</sup>  $10^4 \sim 10^6 \text{ m}^3/\text{km}^2$  を参考にして、計算の便宜上一応、 $V_d$  の経験的上限  $V_{dc}$  を、 $V_{dc} \approx 2 \times 10^6 \text{ m}^3/198 \text{ km}^2$  ( $10^6 \text{ m}^3/\text{km}^2$ ) としたためである。

上述の結果を、地形発達史的観点から求めた羽田野<sup>25)</sup> の推定量と比較して見れば、後者は  $6(\pm 3) \times 10^4$  年間に  $3.8 \times 10^6 \text{ m}^3$  程度の侵食量があったとしているのに対し、図一 10 より外挿される同年間の土砂生産量は約  $10^{10} \sim 10^{11} \text{ m}^3$  程度となり 1 けた以上の違いがある。この点、山腹崩壊土砂生産モデルは、地形発達過程との関連において検討する余地がある。

なお、土砂生産モデルの  $S_c$  と  $v_d$  分布について、地質構成がよく似ている揖斐川上流域 (206  $\text{km}^2$ ) で検討したところ、 $S_c \approx 180 \sim 220 \text{ mm}$  なる値を得たことは有田川における  $S_c$  の妥当性を示すものといえよう。また、 $v_d$  分布についても図一 7 とほとんど同じ形状をと



図一 9 山腹崩壊土砂生産量  $V_d$  の超過確率分布



図一 10 長期間の土砂生産量・確率分布

ることがわかった。

## 5. 結 言

豪雨による山腹崩壊土砂生産に関し、特に現象の複雑さと不確定性を重要視して、推計学的立場より山腹崩壊土砂生産量の推計を試みた。結論をまとめると次のようになる。

(1) 日単位・モデル降雨は3降雨特性を用いて設定され、降雨パターンの生起確率は式(18)~(20)で表わされる。また、時間単位・モデル降雨は日単位・モデル降雨を基に時間雨量分布を追加して設定される。

(2) 和歌山県有田川上流域・八幡地点の観測記録より設定されたモデル降雨はそのシミュレーションよりほぼ妥当なものであることが明らかとなった。

(3) 山腹崩壊に対する素因と考えられる流域特性を間接的に表わす指標として流域貯留量  $S$  を式(23)のごとく導入した。この  $S$  の最大値  $S_{max}$  は降雨よりも山腹崩壊に対して強い相関を示し、崩壊発生限界貯留量  $S_c \approx 200$  mmであったが、この値は有田川とよく似た地質・地形をもつ流域でも成り立つと思われる。

(4) 山腹崩壊土砂生産モデルは崩壊発生に関する均質性の仮定の下に、流域の全崩壊土量—流域貯留量最大値の関係(図—6)と崩壊土量分布(図—7)より設定される。

(5) モデル降雨と土砂生産モデルを用いて求めた月別土砂生産量の超過確率分布によれば、有田川上流域では、年間・土砂生産の大半が7, 8, 9月で起こり、9月では主として  $30 \times 10^3 \text{ m}^3 / 198 \text{ km}^2 (1510 \text{ m}^3 / \text{km}^2)$  以下の小規模なものが、7, 8月では大規模なものが起こりやすい。

(6) 本流域での山腹崩壊・年発生確率は約1/2である。

(7) 土砂生産の変動性が非常に高く、長期間でも、土砂生産の変動域は土砂輸送量のそれに比べ、はるかに大である。

(8) 最も重要な問題点として  $S_c$  の不変性があげられる。本論文では一応  $S_c \approx \text{const.}$  としたが、今後の地形発達過程との関連研究に待つところ大である。

本研究に際し、多田、長橋、乙部の諸氏の協力を得たことを付記して感謝の意を表す。また、貴重な資料を提供していただいた和歌山県砂防利水課をはじめ関係各位に謝意を表す。最後に、本論文は科学研究費の補助

を受けた研究の一部であり、計算には大阪大学大型計算機センターおよび京都大学大型計算機センターを利用したことを付記する。

## 参 考 文 献

- 1) 角屋 睦：雨量分布とその年最大値の分布，京大防災研究所年報第4号，昭 36.3.
- 2) 宮脇・長岡・毛利：待合せ理論とその応用，日刊工業新聞社，昭 38.
- 3) 角屋・大達・福島：日雨量系列の模擬発生と内水排除計画への適用，昭和 44 年度土木学会年次講演会講演集，昭 44.9.
- 4) Murota, A., Hashino, M.: Studies of a Stochastic Rainfall Model and Its Application to Sediment Transportation, Technol. Rept. Osaka Univ., 1, 19, 1969.
- 5) Chow, V. T.: Handbook of Applied Hydrology, McGraw-Hill Book Co. New York, 1964.
- 6) たとえば，宮武 修・中山 隆：モンテカルロ法，日刊工業新聞社，昭 35.11.
- 7) 田中 茂：豪雨による砂質斜面の崩壊機構，新砂防，Vol. 22, 1956.
- 8) 田中・八束・沖村：降雨特性からみた斜面の地りおよび崩壊の機構とその予知の研究，第4回災害科学総合シンポジウム論文集，1967.
- 9) 田中・羽田野・八束・沖村：昭和 42 年 7 月豪雨並びに過去の豪雨による神戸市がけ崩れ災害の特性，第4回災害科学総合シンポジウム論文集，1967.
- 10) 武田進平：中間流の性質と山腹土砂崩れに及ぼす影響，第3回災害科学総合シンポジウム論文集，1966.
- 11) 北野・金森：水質調査による岩石崩壊の研究，第1回災害科学総合シンポジウム論文集，1964.
- 12) 村野義郎：山地における砂石の生産に関する研究，土木研究所報告，第 114 号，昭 38.
- 13) 西畑勇夫：山地の崩壊と地質・地形および雨量との関係について，土木学会論文集，第 100 号，昭 38.12.
- 14) 村野義郎：豪雨型山崩れの研究，新砂防，No. 56, 昭 40.
- 15) 諏訪・水谷：集中豪雨に伴う地り山崩れ，災害の地域的特異性に関する基礎的総合研究，昭 41.3.
- 16) 武田進平：前出 9)
- 17) 金丸・星・三島：山腹の保水能力に関する一考察，第23回土木学会年次講演概要，昭 43.
- 18) 木村俊晃：貯留関数法 (I), (II), (III), (IV), 土木技術資料，3-12, 4-1, 4-5, 4-7, 1961, 1962.
- 19) Murota, A., Hashino, M.: Simulation of River Bed Variation in Mountainous Basin, Thirteenth Congress of The International Association for Hydraulic Research, 1969.
- 20) 室田・端野・多田：豪雨による山腹崩壊土砂生産量の確率評価，第24回土木学会年次講演会講演集，昭 44.
- 21) 和歌山県土木部砂防利水課：有田川上流崩壊調査書，昭 32.3.
- 22) Murota, A., Hashino, M.: 前出 4)
- 23) Murota, A., Hashino, M.: 前出 4)
- 24) 矢野義男：砂防調査および計画，土木ライブラリー 2, 山海堂，昭 37.8.
- 25) 羽田野誠一：地形解析による山岳流域侵食速度推定の一方法，昭和 43 年度砂防学会講演会講演要旨，昭 43.

(1970. 9. 19・受付)