

Probabilità di rottura a breve termine dei pendii

G. DENTE *, L. ESPOSITO *, V. R. GRECO **

SOMMARIO: Nella presente nota è studiata la stabilità dei pendii, in terreni coesivi e nella condizione a breve termine, utilizzando il metodo probabilistico.

Viene formulata una procedura mediante la quale l'influenza della casuale variabilità dei parametri del terreno viene esaminata assumendo per c , e γ leggi di distribuzione di tipo normale e log-normale, e si mostra come sia possibile pervenire alla espressione, in forma chiusa, della densità di probabilità del coefficiente di sicurezza p (F_s) nell'ipotesi in cui i parametri risultino tra loro dipendenti.

Nel caso della distribuzione normale si riportano dei grafici adimensionali che forniscono la probabilità di rottura, P_r , per un campo di valori dei coefficienti di correlazione e di variazione di interesse pratico.

I risultati ottenuti evidenziano che l'incidenza del coefficiente di correlazione, in talune condizioni, può comportare errori nella valutazione di P_r anche del 25%.

Infine, il rischio di rottura, incluso in una analisi economica dei costi basata sulla teoria delle decisioni, consente di definire il profilo ottimale da assegnare al pendio.

1. Introduzione

Per la previsione della stabilità dei pendii trovano largo impiego i metodi dell'equilibrio limite, grazie alla loro semplicità applicativa ed alla possibilità di fornire risultati in buon accordo sia con analisi più rigorose [WRITE, KULHAWI e DUNCAN, 1973] che con l'evidenza sperimentale.

Secondo tali metodi, la valutazione del grado di stabilità si basa sull'uso di relazioni deterministiche tra la resistenza disponibile e quella mobilitata lungo possibili superfici di scivolamento. È da osservare, però, che entrambe queste grandezze non risultano univocamente definite, dipendendo da parametri che presentano sempre una più o meno marcata dispersione in conseguenza della naturale eterogeneità dei terreni.

Il problema della scelta dei parametri da introdurre nel modello matematico viene, comunemente, affrontato facendo riferimento ai valori medi e riducendo la resistenza disponibile con un coefficiente di sicurezza F_s . Siffatta procedura è del tutto soggettiva e, oltre a non consentire una corretta valutazione delle incertezze presenti, può generare, talvolta, una eccessiva fiducia nelle condizioni di stabilità del pendio.

Infatti, il convenzionale criterio di verifica,

in base al quale il coefficiente di sicurezza debba risultare non minore di un prestabilito valore ammissibile, può indurre a giudicare sicure tutte le soluzioni progettuali che soddisfano tale criterio ed a non rivolgere alcuna attenzione nei confronti dell'eventualità di rottura che, invece, è sempre presente.

Più precisamente, la circostanza che la resistenza calcolata sia maggiore delle azioni instabilizzanti non permette di escludere che il collasso possa realmente manifestarsi. Ciò potrebbe spiegare il caso di molti pendii che hanno subito la rottura, pur essendo stati valutati valori di F_s piuttosto elevati [PARRY, 1971].

D'altro canto non è possibile stabilire l'entità del coefficiente di sicurezza cui corrisponda un ben definito livello di rischio; cioè, non si è in grado di valutare una frequenza di danno associata ad ogni particolare valore del fattore di stabilità.

Ne consegue che, se è indubbio che la sicurezza aumenti all'aumentare di F_s , non è prevedibile in quale misura ciò avvenga.

Pertanto, la verifica di stabilità basata sul criterio convenzionale del coefficiente di sicurezza appare non del tutto soddisfacente e si rende necessaria la formulazione di un più adeguato metodo di analisi che permetta una razionale considerazione della possibilità di rottura.

Un appropriato strumento di indagine si è andato sviluppando in quest'ultimo decennio con l'introduzione della teoria della probabilità.

In questo lavoro viene studiata la stabilità dei pendii in terreni coesivi con riferimento alla condizione di rottura a breve termine, mediante un approccio probabilistico.

* Dott. Ing. Giovanni DENTE, Dott. Ing. Luigi ESPOSITO, Dipartimento di Difesa del Suolo dell'Università della Calabria.

** Dott. Ing. Venanzio Raffaele GRECO, borsista del CRAI - Consorzio per la ricerca e le applicazioni nel campo dell'informatica - Rende (Cs).

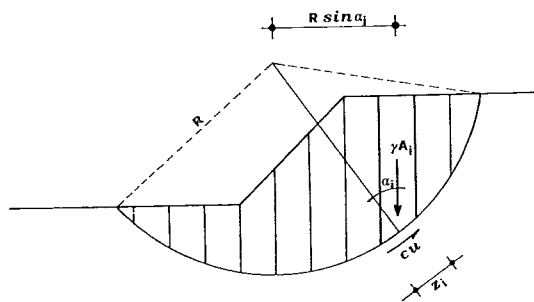


Fig. 1. - Schematizzazione di calcolo per un pendio semplice.

2. L'analisi probabilistica

È ampiamente accertato che le incertezze e le approssimazioni sono presenti in molti problemi di geotecnica, più che in altri settori dell'ingegneria, a causa della complessità del comportamento del terreno e dell'incompleta conoscenza delle condizioni del sottosuolo.

Le maggiori incertezze di cui è affetta la sicurezza dei pendii dipendono essenzialmente dall'intrinseca variabilità dei parametri geotecnici.

Trattando questi ultimi alla stregua di variabili aleatorie, è possibile sviluppare un'analisi che consente di stimare la probabilità dell'evento rottura.

Questo tipo di approccio presuppone, ovviamente, la conoscenza delle distribuzioni di frequenza delle singole grandezze coinvolte, valutate mediante campioni estratti a caso da universi statistici le cui funzioni di probabilità non sono, però, note.

Un problema che occorre, quindi, preliminarmente affrontare è quello di approssimare le distribuzioni empiriche dei campioni con le leggi teoriche. LUMB, a più riprese [1966, 1970, 1975], SCHULTZE [1972], MATSUO e KURODA [1974] hanno analizzato approssimazioni con distribuzioni di tipo normale e di tipo beta. In definitiva, sembra che la distribuzione beta approssimi meglio quelle empiriche dei campioni. Ciò è, senz'altro, comprensibile se si pensa che tale funzione, essendo caratterizzata da quattro parametri, risulta assai più flessibile; tuttavia, le difficoltà legate alla valutazione di questi parametri inducono spesso a ripiegare su altre soluzioni. La distribuzione normale si presenta in forma più maneggevole, ma è affetta da alcune incongruenze di ordine concettuale che riguardano la simmetria e la definizione in tutto il campo reale. Se, comunque, la prima difficoltà può comportare, talvolta, notevoli scostamenti fra distribuzioni empiriche e funzioni

teoriche, la seconda, pur potendo generare qualche inconveniente di carattere concettuale, non ha influenza apprezzabile ai fini tecnici.

In alcuni casi, più che la grandezza stessa, appare seguire meglio la distribuzione normale una sua trasformata; per esempio, il suo logaritmo, la radice o una qualche potenza. È perciò, opportuno verificare il grado di adattamento delle varie distribuzioni con opportuni tests statistici.

I parametri geotecnici, che intervengono in un'analisi di stabilità a breve termine, sono la coesione non drenata ed il peso dell'unità di volume.

La coesione non drenata, in particolare, presenta, quasi sempre, una dispersione assai rilevante. FREDLUND e DAHLMANN [1972] ne hanno stimato coefficienti di variazione fra 0.4 e 0.5; MATSUO e KURODA (op. cit.) hanno indicato, invece, valori più contenuti, compresi tra 0.18 e 0.4, mentre LUMB [1972] propone un campo di variazione tra 0.37 e 0.6. I valori che si deducono dai dati relativi ad argille italiane contenuti in uno studio di CALABRESI e MANFREDINI [1976] si mantengono in quest'ordine di grandezza.

Il peso dell'unità di volume è, invece, molto più addensato intorno ai valori medi. HAMMITT [1966] ha stimato coefficienti di variazione, $V(\gamma)$, da 0.02 a 0.12; quelli riportati in MATSUO e KURODA e in MOUM *et al.* [1971] si mantengono su 0.02-0.03; mentre i dati relativi al lavoro di CALABRESI e MANFREDINI mostrano un $V(\gamma)$ variabile tra 0.02 e 0.14.

L'influenza della dispersione di c_u e γ ed il loro grado di correlazione possono trovare una razionale utilizzazione in un'analisi di tipo probabilistico.

WU e KRAFT [1970] per primi hanno introdotto la teoria delle probabilità applicandola alla stabilità dei pendii con un'analisi in termini di tensioni totali, servendosi del teorema di Bayes.

TANG, YUCEMEN e ANG [1976] e YONG, ALONSO, TABBA e FRANSHAM [1977] propongono una analisi approssimata, basata su una stima della media e della varianza della distribuzione di $p(F_s)$, ricavata attraverso l'uso delle sole probabilità del primo ordine.

La riduzione delle variabili ai soli parametri geotecnici permette, invece, a MATSUO e KURODA [1974] di formulare per $p(F_s)$ una soluzione in forma chiusa nell'ipotesi di indipendenza reciproca delle variabili e di normalità per le loro distribuzioni statistiche.

Studi significativi sono stati compiuti anche da VANMARCKE [1977] e da TOBUTT e RICHARDS [1980].

3. Probabilità di rottura

Nelle verifiche di stabilità a breve termine il rapporto di sicurezza è dato da:

$$F_s = \frac{c_u \sum_{i=1}^n z_i}{\gamma \sum_{i=1}^n A_i \sin \alpha_i} = \lambda \frac{c_u}{\gamma} = \frac{c_u}{s} \quad (1)$$

Per essere espresso come combinazione di variabili aleatorie, F_s è anche essa una variabile casuale e la sua densità di probabilità può essere dedotta da quella congiunta $p(c_u, s)$ del vet-

tore aleatorio $\{c_u, s\}$ e dal legame funzionale (1) [GNEDENKO, 1962; LUMB, 1974]

$$p(F_s) = \iint_D p(c_u, s) dc_u ds \quad (2)$$

$$p(F_s) = \frac{dp(F_s)}{dF_s} \quad (3)$$

ove D è un sottoinsieme di R^2 formato dalle coppie ordinate di valori (c_u, s) che verificano la relazione:

$$F_s \geq \frac{c_u}{s} \quad (4)$$

in corrispondenza delle quali la variabile casuale F_s assume valore inferiore od eguale ad un F_s prefissato.

La (2) può, pertanto, essere scritta nella forma:

$$p(F_s) = \int_0^{+\infty} \int_{-\infty}^{sF_s} p(c_u, s) dc_u ds + \int_{-\infty}^0 \int_{sF_s}^{\infty} p(c_u, s) dc_u ds \quad (5)$$

che differenziata fornisce:

$$p(F_s) = \int_0^{+\infty} s p(sF_s, s) ds - \int_{-\infty}^0 s p(sF_s, s) ds \quad (6)$$

Se il vettore aleatorio $\{c_u, s\}$ è distribuito con legge normale mista,

$$p(c_u, s) = \frac{1}{2\pi S(c_u) S(s) \sqrt{1-r^2}} \exp \left[-\frac{B}{2(1-r^2)} \right] \quad (7)$$

ove:

$$B = \left[\frac{M(c_u) - c_u}{S(c_u)} \right]^2 - 2r \left[\frac{M(c_u) - c_u}{S(c_u)} \right] \left[\frac{M(s) - s}{S(s)} \right] + \left[\frac{M(s) - s}{S(s)} \right]^2$$

la (6) assume la forma

$$p(F_s) = A \int_0^{+\infty} s \exp(-as^2 + 2bs + c) ds - A \int_{-\infty}^0 s \exp(-as^2 + 2bs + c) ds \quad (8)$$

ove:

$$A = [2 \pi S(c_u) S(s) \sqrt{1 - r^2}]^{-1} \quad (9)$$

$$a = \frac{1}{2(1 - r^2)} \left[\frac{F_s^2}{S^2(c_u)} + \frac{1}{S^2(s)} - 2r \frac{F_s}{S(c_u) S(s)} \right] \quad (10)$$

$$b = -\frac{1}{2(1 - r^2)} \left[\left[\frac{r M(s)}{S(c_u) S(s)} - \frac{M(c_u)}{S^2(c_u)} \right] F_s + \left[\frac{r M(c_u)}{S(c_u) S(s)} - \frac{M(s)}{S^2(s)} \right] \right] \quad (11)$$

$$c = -\frac{1}{2(1 - r^2)} \left[\left[\frac{M(c_u)}{S(c_u)} \right]^2 - 2r \frac{M(c_u)}{S(c_u)} \frac{M(s)}{S(s)} + \left[\frac{M(s)}{S(s)} \right]^2 \right] \quad (12)$$

da cui si desume:

$$p(F_s) = \frac{A}{a} \exp(c) + \frac{A}{a} b \sqrt{\frac{\pi}{a}} \exp \left[\frac{b^2}{a} + c \right] \Phi \left[\frac{b}{\sqrt{a}} \right] \quad (13)$$

La probabilità di rottura, P_f , è pertanto facilmente deducibile (fig. 2)

$$P_f = \int_{-\infty}^1 p(F_s) dF_s \quad (12)$$

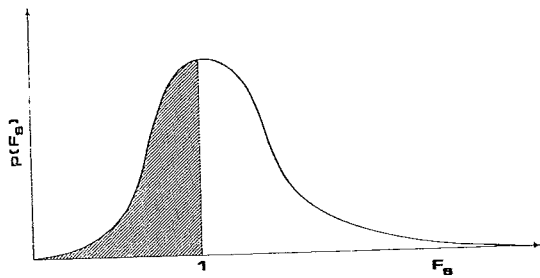


Fig. 2. - Densità di probabilità $p(F_s)$ della variabile casuale F_s . La probabilità di rottura è data dall'area tratteggiata.

Le figure da 3 a 8 mostrano l'andamento di P_f al variare del coefficiente di sicurezza convenzionale (espresso come rapporto tra i valori medi di c_u e s) per diversi valori del coefficiente di correlazione, r , e dei coefficienti di variazione $V(c_u)$ e $V(s)$.

Come è immediato rendersi conto, ad ogni valore di F_s non corrisponde una ben determinata probabilità di rottura. Quest'ultima dipende, infatti, oltre che, naturalmente, da F_s anche dal grado di dispersione delle singole variabili intorno ai valori medi e dalla correlazione tra i componenti del vettore aleatorio $\{c_u, s\}$.

In alcuni casi la distribuzione empirica di frequenza del vettore $\{c_u, s\}$ non è approssimabile con una legge bi-normale. Tuttavia, quasi sempre, ci si può ricondurre ad una funzione probabilistica di questo tipo attraverso una trasformazione di variabile.

La trasformazione di uso più frequente è quella logaritmica. Ponendo infatti

$$x = \ln c_u; \quad y = \ln s \quad (13)$$

si introducono due variabili casuali ausiliarie x e y le quali possono essere approssimate sufficientemente bene da una distribuzione normale congiunta del tipo (7) espressa in termini di x e y .

La regione D di integrazione della (6) è data, allora, da:

$$x \leq y + \ln F_s \quad (14)$$

e la (6) si particolarizza nella forma:

$$p(F_s) = \frac{A}{F_s} \int_0^{+\infty} \exp(-ay^2 + 2by + c) dy \quad (15)$$

che fornisce

$$p(F_s) = \frac{A}{F_s} \sqrt{\frac{\pi}{a}} \exp \left[\frac{b^2}{a} + c \right] \quad (16)$$

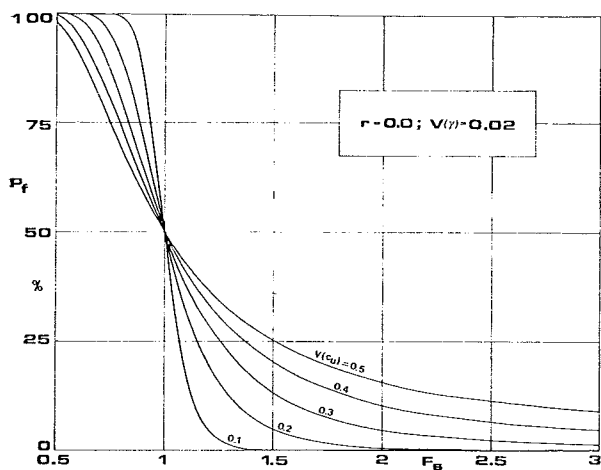


Fig. 3

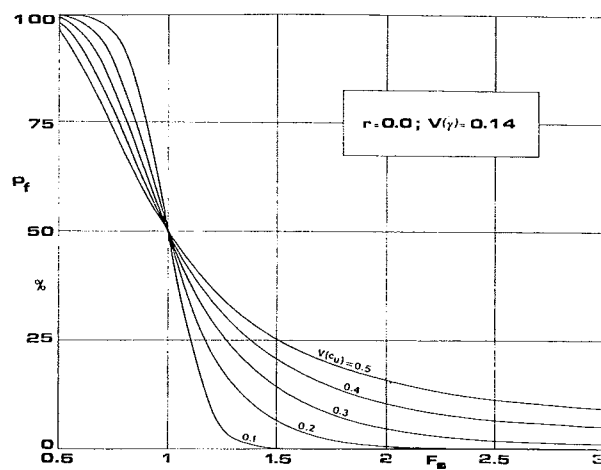


Fig. 4

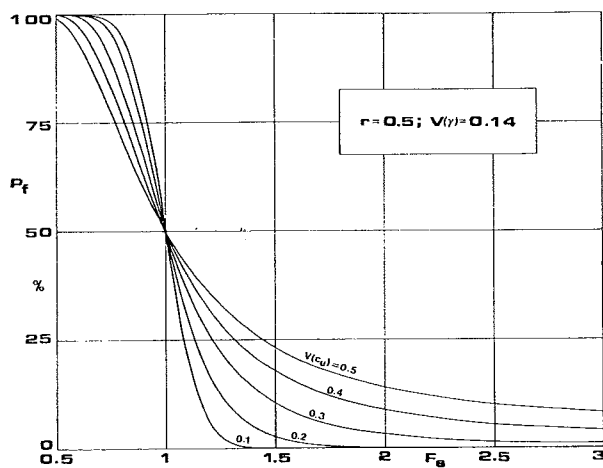


Fig. 5

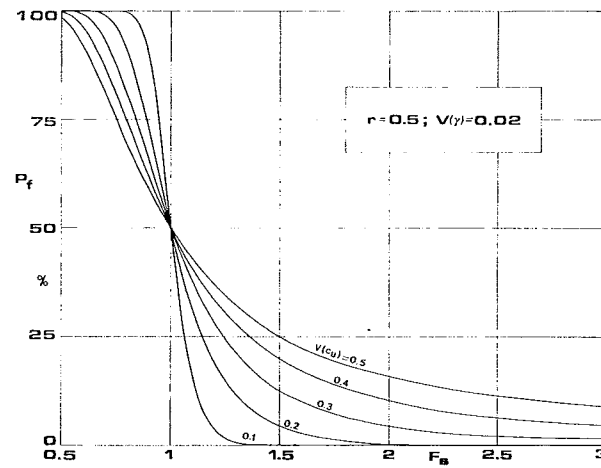


Fig. 6

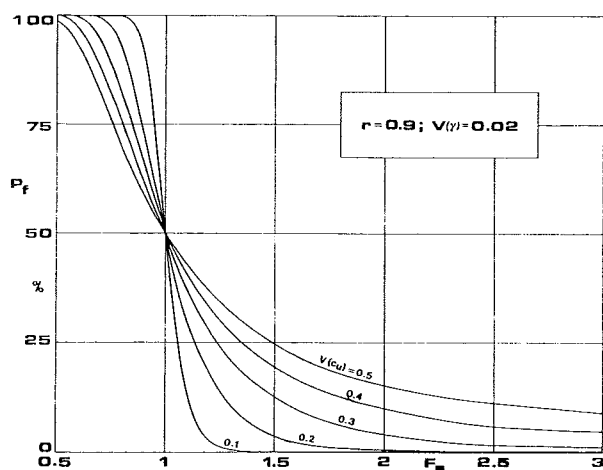


Fig. 7

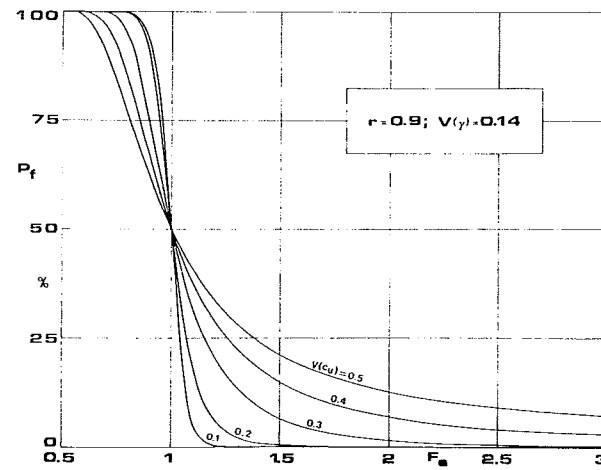


Fig. 8

Figg. 3-8. - Relazione tra probabilità di rottura (P_f) e coefficiente di sicurezza (F_s) al variare dei coefficienti di dispersione e di correlazione dei parametri geotecnici nel caso in cui siano distribuiti con legge normale mista.

in cui

$$a = \frac{1}{2(1-r^2)} \left[\frac{1}{S^2(x)} + \frac{1}{S^2(y)} - 2r \frac{1}{S(x)S(y)} \right] \quad (17)$$

$$b = -\frac{1}{2(1-r^2)} \left[\left(\frac{1}{S^2(x)} - \frac{r}{S(x)S(y)} \right) \ln F_s + r \frac{M(x) + M(y)}{S(x)S(y)} - \frac{M(y)}{S^2(y)} - \frac{M(x)}{S^2(x)} \right] \quad (18)$$

$$c = -\frac{1}{2(1-r^2)} \left[\frac{\ln^2 F_s}{S^2(x)} + 2 \left(\frac{r M(y)}{S(x)S(y)} - \frac{M(x)}{S^2(x)} \right) \ln F_s + \left(\frac{M(x)}{S(x)} \right)^2 + \left(\frac{M(y)}{S(y)} \right)^2 - 2r \frac{M(x)M(y)}{S(x)S(y)} \right] \quad (19)$$

mentre A è dato dalla (9).

Ulteriori trasformazioni sono state analizzate da DENTE *et al.* [1980].

Se con I si indica il costo di costruzione dello scavo e con C_f quello di rottura, conseguente al collasso, il costo atteso, E, è dato da

$$E = I + C_f P_f \quad (20)$$

4. Scelta della soluzione ottimale

L'approccio probabilistico presenterebbe le stesse limitazioni di quello deterministico, relativamente all'ammissibilità dei valori numerici di P_f o di F_s , se il livello di rischio valutato non intervenisse nel computo di un'analisi economica comparativa delle possibili soluzioni progettuali.

Una volta stimata la probabilità che compete a ciascuna soluzione, la scelta del progetto può essere effettuata applicando la Teoria delle Decisioni.

Sulla base di tale teoria, il problema di sagomare opportunamente una scarpata fissando, ad esempio, il parametro u (fig. 9) viene risolto imponendo la minimizzazione del costo atteso dell'opera.

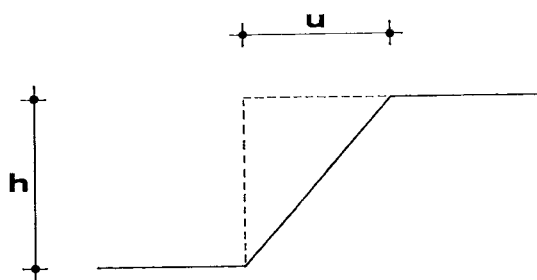


Fig. 9. - Schema di una scarpata.

Per quanto riguarda il costo di costruzione, esso dipende in certa misura dal volume dello scavo con legge lineare del tipo:

$$I = C_o + K u \quad (21)$$

Analogamente, il costo di rottura può essere scomposto in due aliquote: una, derivante dalla spesa di ricostruzione, R, l'altra, connessa al danno ed alla mancanza di beneficio, D.

In linea generale, gli oneri di ricostruzione dipendono dal particolare meccanismo di rottura che si verifica, per cui un'analisi preventiva non è agevole. In alcuni casi, tuttavia, non è necessario procedere alla ricostruzione ma, al massimo, ad una risagomatura del pendio.

Il danno è, poi, di determinazione ancora più difficile involvendo, oltre che valutazioni di carattere meramente economico, in rapporto alla perdita di manufatti e alla mancanza di alcuni benefici, anche considerazioni di ordine sociale, derivanti da eventuali perdite di vite umane. Ciò nonostante è sempre indispensabile, per quanto possa essere difficile, procedere comunque ad una valutazione economica di questi fattori.

Tenuto conto di quanto detto, il costo atteso assume la forma

$$E = C_o + K u + P_f (R + D) \quad (22)$$

la cui minimizzazione comporta:

$$\frac{dE}{du} = K + \frac{dP_f}{du}(R + D) + P_f \left[\frac{dR}{du} + \frac{dD}{du} \right] = 0 \quad (23)$$

Qualora il costo di ricostruzione sia trascurabile ed il danno possa ritenersi praticamente indipendente da u , si ottiene

$$\frac{dP_f}{du} = - \frac{K}{D} \quad (24)$$

La curva $P_f(u)$ non è nota esplicitamente, ma può essere determinata per punti ed approssimata con le ordinarie tecniche di interpolazione. Nel caso in cui si utilizzi una iperbole, quindi una funzione

$$P_f = \frac{a}{b + u} \quad (25)$$

si ottiene per u una semplice espressione che minimizza il costo atteso e si presta ad alcune interessanti osservazioni di carattere progettuale:

$$u = -b + \sqrt{\frac{aD}{K}} \quad (26)$$

Dalla (26) segue che più il danno è ingente, maggiore è l'entità di u e, quindi, più dolce sarà la pendenza del pendio.

Al contrario, al crescere del costo di costruzione il valore della pendenza, che conviene assegnare alla scarpata, aumenta.

Anche se ricavata attraverso un'analisi semplificata, la (26) mette in evidenza il ruolo esercitato sulla scelta del profilo ottimo sia da importanti elementi di natura economica, che, ovviamente, dal livello di rischio implicito.

Nel caso più generale, se non sono lecite le ipotesi semplificative che consentono di pervenire alla soluzione in forma chiusa, basterà porre in grafico la funzione $E(u)$ e determinare, in corrispondenza del suo minimo, il valore della u che definisce il profilo ottimale e l'associata probabilità di rottura ($P_{f \text{ ottima}}$) (fig. 10).

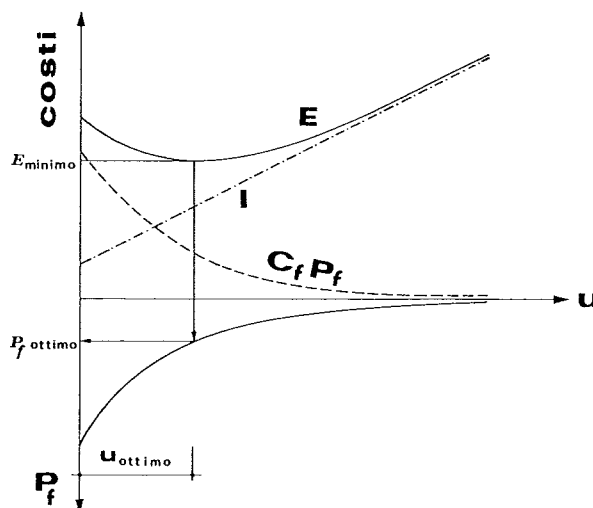


Fig. 10. - Grafico schematico per la valutazione della probabilità di rottura ottimale e per la sagomatura più opportuna di una scarpata.

5. Considerazioni conclusive

Il metodo probabilistico presentato per la verifica di stabilità dei pendii in termini di tensioni totali mette in luce l'influenza sul coefficiente di sicurezza derivante dalla variabilità delle caratteristiche del terreno.

Il rapporto di stabilità si rivela inadatto a caratterizzare sufficientemente il rischio in quanto viene computato assumendo per i parametri valori deterministici e trascurando il grado di dispersione e di correlazione. Infatti, mentre per parametri c_u e γ molto addensati intorno ai valori medi, anche a coefficienti F_s di modesta entità (1.1, 1.2) corrispondono livelli di rischio esigui; una dispersione elevata non consente, invece, di garantirsi sufficientemente nei confronti dell'evento rottura neppure richiedendo fattori di stabilità assai rilevanti.

L'incidenza del coefficiente di correlazione, sovente trascurato, appare avere un peso notevole per terreni caratterizzati da un $V(\gamma)$ pronunciato (0.14) e contenuti valori di $V(c_u)$ (0.1, 0.2). In tali condizioni una cattiva stima di r , o ancora peggio la rinuncia a prenderlo in conto, può comportare errori nella valutazione di P_f fino al 25%. Sebbene nel campo dei valori di F_s superiori ad 1 tali errori vadano a vantaggio di sicurezza, vengono meno una più precisa va-

lutazione delle condizioni di stabilità del pendio e la corretta ottimizzazione dei costi.

Una dispersione maggiore nella coesione non drenata determina un attenuarsi dell'influenza del fattore r ; per $V(c_u) = 0.5$ l'errore in P_f è contenuto nel 5%.

Al contrario, per un peso dell'unità di volume concentrato intorno alla media ($V(\gamma) = 0.02$), la differenza indotta in P_f dal grado di correlazione non supera in nessun caso lo 0.05.

Infine è da osservare che la dispersione di γ incide relativamente poco sulla probabilità di rottura, soprattutto per variabili aleatorie indipendenti, e che una inadeguata valutazione della distribuzione statistica della c_u , e quindi dei suoi parametri, $M(c_u)$, $S(c_u)$ e $V(c_u)$, può alterare completamente la stima della P_f con errori fino al 40%.

Conseguentemente, affinché un'analisi di stabilità dei pendii finalizzata alla minimizzazione dei costi possa trarre i massimi vantaggi dall'applicazione del metodo probabilistico, occorre procedere ad accurata indagine sperimentale che includa un attento esame delle funzioni di distribuzioni dei parametri geotecnici e del loro grado di correlazione.

SIMBOLOGIA

a, b	parametri dell'iperbole approssimante $P_f(u)$
C_o	aliquota fissa del costo di costruzione
C_f	costo derivante dalla rottura della scarpata
c_u	coesione non drenata
c_u	variabile aleatoria coesione non drenata distribuita con media $M(c_u)$ e scarto quadratico medio $S(c_u)$
E	costo atteso per la scarpata
F_s	coefficiente di sicurezza
F_s	variabile aleatoria coefficiente di sicurezza
I	costo di costruzione della scarpata
K u	aliquota del costo di costruzione direttamente proporzionale al parametro u
$p(c_u, s)$	densità di probabilità del vettore $\{c_u, s\}$
$p(c_u)$	densità di probabilità marginale della variabile c_u
$p(s)$	densità di probabilità marginale della variabile s
$p(F_s)$	densità di probabilità della variabile aleatoria F_s

$P(F_s)$	funzione di probabilità della variabile F_s
P_f	probabilità di rottura - probabilità che F_s assuma un valore minore o uguale a 1
P_f ottimo	valore di P_f che rende minimo il costo E della scarpata
r	coefficiente di correlazione tra due variabili casuali
R	costo di ricostruzione della scarpata
s	variabile aleatoria ottenuta per trasformazione di γ attraverso la funzione $s = \gamma/\lambda$ ed avente media $M(s) = M(\gamma)/\lambda$, varianza $S^2(s) = S^2(\gamma)/\lambda^2$ e coefficiente di variazione $V(s) = V(\gamma)$
D	danno provocato dalla rottura della scarpata
u	parametro caratteristico per l'inclinazione della scarpata fissata che sia l'altezza
x, y	funzioni di trasformazione di c_u ed s ($x = \ln c_u$; $y = \ln s$)
$\{c_u, s\}$	vettore i cui componenti sono variabili aleatorie c_u ed s
$\{x, y\}$	vettore i cui componenti sono variabili aleatorie x e y; tale vettore è distribuito con legge binormale
γ	peso dell'unità di volume
γ	variabile aleatoria peso dell'unità di volume distribuita con media $M(\gamma)$, scarto q.m. $S(\gamma)$ e coefficiente di variazione $V(\gamma)$
λ	costante dipendente dalla geometria del problema

BIBLIOGRAFIA

- ANG A. H.-S., TANG W. H. (1975) - *Probability Concepts in Engineering Planning and Design*. Vol. I, Basic Principles, John Wiley & Sons. Inc., New York.
- BISHOP A. W. (1955) - *The Use of Slip Circles in the Stability of Slopes*. Géotechnique, vol. 5, n° 1.
- CALABRESI G., MANFREDINI G. (1976) - *Terreni coesivi poco consistenti in Italia*. RIG, pp. 49-64.
- DENTE G., ESPOSITO L., GRECO V. R. (1981) - *Una analisi probabilistica per la verifica di stabilità a breve termine dei pendii*. Memorie e studi del Dip. di Difesa del Suolo dell'Univ. della Calabria, pubbl. n° 35.
- FREDLUND D. G., DAHLMAN (1972) - *Statistical Geotechnical Properties of Glacial Lake Edmonton Sediments*. Stat. and Probab. in Civ. Eng. (Hong Kong Intern. Conference).
- GNEDENKO B. V. (1962) - *The Theory of Probability*. Chelsea Publishing Company, New York.
- HAMMITT G. M. (1966) - *Statistical Analysis of Data from a Comparative Laboratory Test Program Sponsored by ACIL*. U.S. Army Eng. Wat. Exper. Stat., Corps of Eng., M. Paper 4-785.
- HARR M. E. (1976) - *Fundamental of Probability Theory*. Transp. Research Rec. 575.

- LUMB P. (1966) - *Variability of Natural Soil*. Canadian Geotechnical Journal, vol. 3, n° 2.
- LUMB P. (1970) - *Safety Factors and the Probability Distribution of Soil Strength*. Canad. Geotec. Journ., vol. 7, n° 3.
- LUMB P. (1972) - *Precision and Accuracy of Soil Tests*. Statistics and Prob. in Civil Eng. (Hong Kong Conf.).
- LUMB P. (1974) - *Application of Statistics in Soil Mechanics*. In Lee (Ed.) «Soil Mechanics-New Horizons», American Elsevier Publishing Comp. Inc., New York.
- MATSUO M., KURODA K. (1974) - *Probabilistic Approach to Design of Embankments*. Soil and Found., Jap. SMFE, vol. 4, n° 2.
- MEYERHOF G. G. (1970) - *Safety Factors in Soil Mechanics*. Canadian Geot. Journal, vol. 7, n° 4.
- MOUM J., LOKEN T., TORRANCE J. K. (1971) - *A Geochemical investigation of the Sensivity of a Normally Consolidated Clay from Drammen, Norway*. Géotechnique, vol. 21.
- PAPOULIS A. (1965) - *Probability, Random Variables and Stochastic Process*. McGraw-Hill Book Comp., New York.
- PARRY R. H. G. (1971) - *Stability Analysis for Low Embankments of Soft Clay*. Stress-Strain Behavior of Soil, Wiley, London.
- SCHULTZE E. (1972) - *Frequency Distributions and Correlations of Soil Properties*. Stat. Prob. in Civ. Eng. (Hong Kong Confer.).
- TANG W. H., YUCEMEN M. S., ANG A. H-S. (1976) - *Probability-based Short Term Design of Soil Slopes*. Canad. Geot. Journal.
- TOBUTT D. C., RICHARDS E. A. (1980) - *The Reliability of earth slopes*. Int. Journ. Num. Anal. Meth. Geomech.
- VANMARCKE E. H. (1977) - *Reliability of earth slopes*. Journ. Geot. Div. ASCE.
- WRITE S. G., KULHAWI F. H., DUNCAN J. M. (1973) - *Accuracy of Equilibrium Slope Stability Analysis*. J. Geot. Div. ASCE.
- WU T. H., KRAFT L. M. (1970) - *Safety Analysis of Slopes*. Journ. Geot. Division, American Soc. Civil Eng., vol. 96.
- YONG R. N., ALONSO E., TABBA M. M., FRANSHAM P. B. (1977) - *Application of Risk Analysis to Prediction of Slope Stability*. Canadian Geotechnical Journal.

Probability of failure of slopes at short term

Limit equilibrium methods are very much used in the analysis of slopes stability, due to their simple application and to possibility to give results wich agree with stricter analysis.

Such methods supply the evaluation of the stability condition according to deterministic relations between available strength and that mobilized along possible surface of failure. Yet these quantities do not result univocally definite, depending on parameters always presenting a more or less marked dispersion because of the natural heterogeneity of soils. The problem of the choice of parameters to introduce into the mathematical model is resolved referring to their average values and reducing the available strength by a safety factor, F_s ; this practice does not consent a correct evaluation of the present uncertainties, and give birth to an excessive confidence in the conditions of stability of the slope.

For such reason in this paper, the problem of the slope stability in cohesive soils for the short term condition is faced by using the probabilistic approach.

It is proposed a methodology by wich the influence of the casual variability of the soil parameters is examined by assuming for C_u and γ normal and log-normal distributions laws, and it is showed how it is possible to reach the expression, in closed form, of probability density of safety factor, p (F_s) (fig. 2), in the ipothesis in wich the parameters are correlated ($r \neq 0$). In the case of the normal distribution are reported the unidimensional diagram (figg. 3-8) which give the probability of failure, pf , for a range of values of the coefficient of correlation and of variation of practical interest. The results obtained show that the incidence of the coefficient of correlation, in some condition, can be cause of errors in the evaluation of pf also of 25%. At last, the risk of failure enclosed in an analysis economical of the cost based on the theory of decision, allows to define the best features to give to the slope (figg. 9-10).