

PROBABILIDAD Y GEOTECNIA (*)

(II PARTE)

Por EDUARDO ALONSO PEREZ DE AGREDA

Ingeniero de Caminos, Canales y Puertos.

E.T.S. Ingenieros de Caminos, Canales y Puertos, de Barcelona.

Se presenta a continuación la segunda y última parte del artículo cuya publicación se inició en el número anterior. En ella se abordan los métodos probabilistas a nivel macroscópico, aproximación discontinua, con aplicación a casos como el de análisis del riesgo de rotura de taludes, finalizando con unas conclusiones generales en torno a la aplicación a la geotecnia de los métodos probabilistas.

NIVEL MACROSCOPICO. APROXIMACION DISCONTINUA

Introducción.

Ocurre con frecuencia en la aplicación de métodos probabilistas que todo lo que se necesita son el primer y segundo momento de la solución. En efecto, la implementación de códigos simplificados de diseño, sobre todo en el campo estructural (Cornell, 1971), hace uso únicamente de estas dos magnitudes derivadas de la solución completa.

Existen por otra parte procedimientos simplificados de análisis, basados en desarrollos en serie de expresiones analíticas más complejas que permiten la obtención de estos momentos de una forma relativamente simple.

Esta situación se ve acompañada del hecho de que un número grande de problemas en Geotecnia se haya formulado, por razones de simplicidad, en forma discreta, lo que hace posible la aproximación de determinados parámetros del problema en forma de variables aleatorias. Hemos desarrollado, sin embargo, la idea de que las propiedades del suelo deben formularse como funciones aleatorias. Si es posible definir correctamente las variables aleatorias de la formulación discreta a partir del carácter estocástico más complejo del suelo podremos hacer uso de los esquemas simplificados de cálculo a que nos referíamos antes con objeto de encontrar soluciones aproximadas al problema de la incorporación de la incertidumbre en las propiedades del suelo al análisis.

Estos métodos discretos, pero macroscópicos, hacen uso de volúmenes finitos de suelo

(*) Se admiten comentarios sobre el presente artículo, que pueden remitirse a la Redacción de esta revista hasta el 31 de diciembre de 1976.

que en ocasiones se aproximan como cuerpos rígidos en interacción. Un caso típico es el problema de la estabilidad de taludes resuelto por métodos (Bishop, Morgenstern, Janbu, etc.), que hacen uso de esta aproximación, con mayor o menor complejidad en su formulación y desarrollo.

Este apartado se dedica a una somera exposición del método de análisis avanzado anteriormente en el caso de la estabilidad de taludes y a comentar algunos resultados obtenidos.

Análisis del riesgo de rotura de taludes.

Representamos aquí un análisis probabilista de la estabilidad de taludes con una especial atención dedicada a la cuantificación del riesgo, hecha usualmente a través del concepto de Coeficiente de Seguridad.

Es característica común de los métodos de cálculo mencionados, también conocidos como métodos de las fajas (fig. 18), evaluar la estabilidad de un talud mediante un cálculo y comparación de las acciones que tienden a producir la rotura y las resistentes.

En particular, el método simplificado de Bishop (1955) que ofrece resultados muy próximos a otros más complejos en la mayoría de las situaciones prácticas, utiliza como superficie de rotura curvas circulares y como acciones los momentos volcador y resistente alrededor del centro del círculo crítico. Estos momentos tienen la siguiente expresión:

$$M_A = r \Delta x \sum_{i=1}^{NS} \gamma_i h_i \operatorname{sen} \theta_i \quad (24)$$

$$M_R = r \Delta x \sum_{i=1}^{NS} \frac{c_i + \gamma_i h_i \operatorname{tg} \phi_i - u_i \operatorname{tg} \phi_i}{\cos \theta_i + \alpha_i \operatorname{sen} \theta_i \operatorname{tg} \phi_i} \quad (25)$$

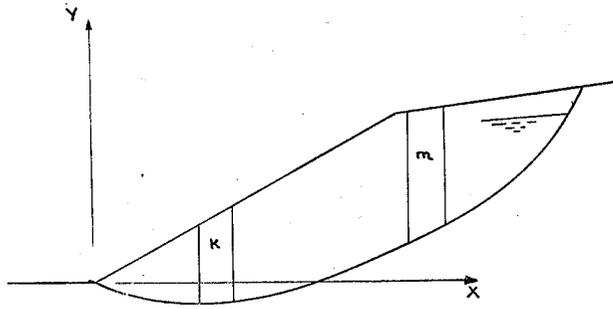


Fig. 18. — Geometría de la superficie de deslizamiento.

donde r es el radio del círculo, Δx es el espesor uniforme de las fajas, $N S$ es el número de fajas, γ_i es el peso específico de la faja i , h_i es la altura de la faja i , θ_i es el ángulo que forma con la horizontal la tangente a la superficie de rotura en el centro de la faja i , C_i es la cohesión según modelo de Mohr-Coulomb en el segmento (*) i , ϕ_i es el ángulo de rozamiento en segmento i , u_i es la presión intersticial en la faja i , α_i es el coeficiente de movilización de la resistencia al esfuerzo cortante en el segmento i .

El coeficiente de seguridad, definido como:

$$F = M_R / M_A \quad (26)$$

indica rotura siempre que $F < 1$.

Prácticamente todos los parámetros definidos anteriormente, que hagan referencia al terreno o a la geometría, se hallan sujetos a un cierto grado de incertidumbre. Para caracterizarla es conveniente considerar cada parámetro definido en una faja, por ejemplo, C_i , como una variable aleatoria.

Si designamos genéricamente como X_k a estas variables aleatorias y N es el número total de ellas, un análisis probabilista de primer orden proporciona las siguientes expresiones para el valor medio y varianza del coeficiente de seguridad:

$$E[F] = F I_m \quad (27)$$

$$\text{Var}[F] = \sum_{k=1}^N \sum_{l=1}^N \frac{\partial F}{\partial X_k} \bigg|_m \frac{\partial F}{\partial X_l} \bigg|_m \text{Cov}[X_k, X_l] \quad (28)$$

(*) Segmento: porción de superficie de rotura dentro de una determinada faja.

donde la notación $F I_m$ indica una particularización de la función F en los valores medios.

¿Cómo caracterizar estas variables a partir de la descripción estocástica del suelo comentada anteriormente?

Consideremos en la figura 19a el registro hipotético de la cohesión, en función de la profundidad, que obtendríamos en un procedimiento continuo de medida. Puede describirse, como sabemos, mediante una función aleatoria $C(x)$ o $C(x, y)$ si deseamos introducir una coordenada horizontal (lo que dificultaría extraordinariamente su análisis por falta de datos). Sin embargo, tal como se indica en la figura 19b, únicamente son accesibles un número discreto, n , de puntos (muestras) donde este parámetro puede ser medido. Con todo, estos puntos pueden utilizarse para calcular, por un procedimiento de mínimos cuadrados, por ejemplo, una función media $f(x, y; \hat{\alpha}_1, \dots, \hat{\alpha}_n)$ que depende de n parámetros estadísticos $\hat{\alpha}_i$. La función $C(x, y)$ puede ahora descomponerse de la siguiente manera:

$$c(x, y) = f(x, y; \hat{\alpha}_1, \dots, \hat{\alpha}_n) + c'(x, y) \quad (29)$$

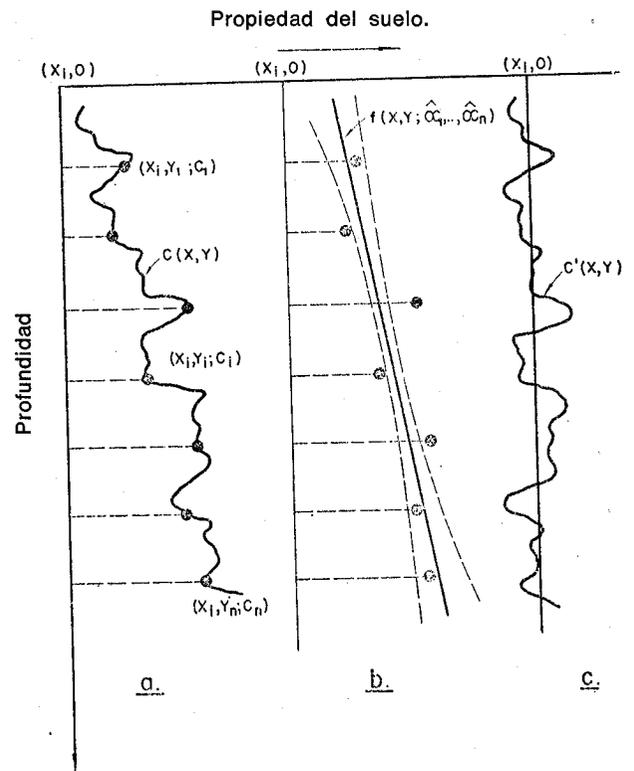


Fig. 19. — Variación de las propiedades del suelo.

donde $C'(x, y)$ es un proceso aleatorio de media cero, cuyas características, en general, no conocemos a menos que se disponga de datos acumulados sobre este tipo de procesos, tal y como se contemplaba en una sección anterior.

La función aleatoria c_k , que define la cohesión en el segmento k puede ahora definirse como la media del valor de c , considerado como función aleatoria, a lo largo de este segmento. Es decir:

$$c_k = \frac{1}{\Delta x_k} \int_{X_{k-1}}^{X_k} c(x, y) dx \quad (30)$$

De acuerdo con las ecuaciones (27) y (28) son necesarios el primer y segundo momento de c_k .

Haciendo uso de la linealidad del operador integral en (30) y de la ecuación (29), podemos escribir:

$$E[c_k] = \frac{1}{\Delta x_k} \int_{X_{k-1}}^{X_k} E[f(x, y; \hat{\alpha}_1, \dots, \hat{\alpha}_n)] dx \quad (31)$$

$$\begin{aligned} \text{Cov}[c_k, c_m] = & \text{Cov} \left[\frac{1}{\Delta x_k} \int_{X_{k-1}}^{X_k} [f(x, y; \hat{\alpha}_1, \dots, \hat{\alpha}_n) + \right. \\ & \left. + c'(x, y)] dx, \frac{1}{\Delta x_m} \int_{X_{m-1}}^{X_m} [f(x, y; \hat{\alpha}_1, \dots, \hat{\alpha}_n) + \right. \\ & \left. + c'(x, y)] dx \right] = \text{Cov} \left[\frac{1}{\Delta x_k} \int_{X_{k-1}}^{X_k} f(x, y; \hat{\alpha}_1, \dots, \hat{\alpha}_n) dx, \right. \\ & \left. \frac{1}{\Delta x_m} \int_{X_{m-1}}^{X_m} f(x, y; \hat{\alpha}_1, \dots, \hat{\alpha}_n) dx \right] + \\ & + \text{Cov} \left[\frac{1}{\Delta x_k} \int_{X_{k-1}}^{X_k} c'(x, y) dx, \right. \\ & \left. \frac{1}{\Delta x_m} \int_{X_{m-1}}^{X_m} c'(x, y) dx \right] + \text{Cov} \left[\frac{1}{\Delta x_k} \int_{X_{k-1}}^{X_k} f(x, y; \hat{\alpha}_1, \dots, \hat{\alpha}_n) dx, \right. \\ & \left. \frac{1}{\Delta x_m} \int_{X_{m-1}}^{X_m} c'(x, y) dx \right] + \text{Cov} \left[\frac{1}{\Delta x_k} \int_{X_{k-1}}^{X_k} c'(x, y) dx, \right. \\ & \left. \frac{1}{\Delta x_m} \int_{X_{m-1}}^{X_m} f(x, y; \hat{\alpha}_1, \dots, \hat{\alpha}_n) dx \right] \quad (32) \end{aligned}$$

El desarrollo e implementación de estas expresiones cae fuera del propósito de este artículo y pueden encontrarse en otra parte (Alonso, 1976). Señalemos únicamente la necesidad de recurrir al cálculo mediante ordenador en búsqueda del círculo crítico en términos de máximo riesgo en vez de mínimo coeficiente de seguridad. El riesgo admite una definición coherente, una vez considerada F como una variable aleatoria como la probabilidad del suceso $F < 1$ (si el modelo de Bishop es correcto), o $F < N$, siendo N una variable aleatoria de media 1, si el modelo está sujeto a incertidumbre, que puede quedar caracterizada por la desviación estándar de N , σ_N . Un organigrama del pro-

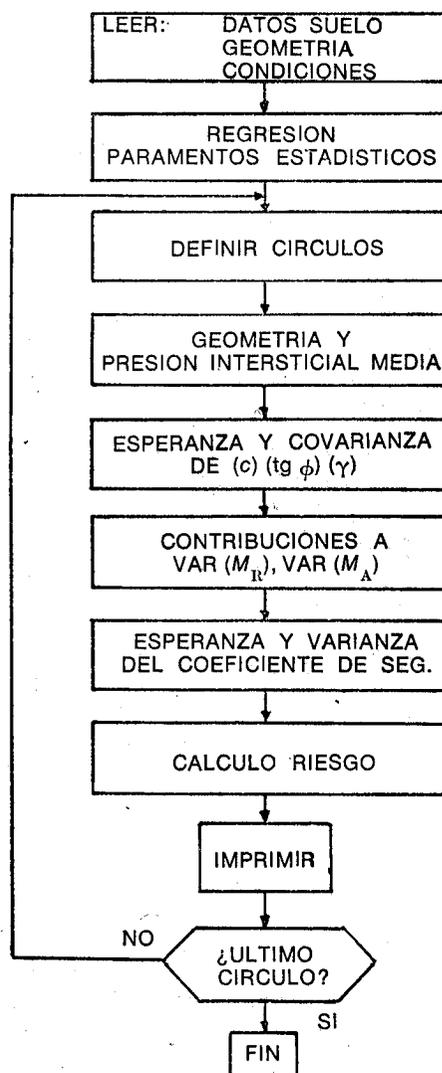


Fig. 20. — Análisis del riesgo de rotura de taludes. Organigrama simplificado.

ceso automático de cálculo se indica en la figura 20.

El denominado Green Creek Slide (Crawford and Eden, 1967) ha sido analizado de acuerdo con estos principios utilizando, en ausencia de todos los datos necesarios, condiciones probables de su área de emplazamiento (el valle del río Ottawa, Canadá). En la figura 21 se indican los contornos usuales de igual coeficiente de se-

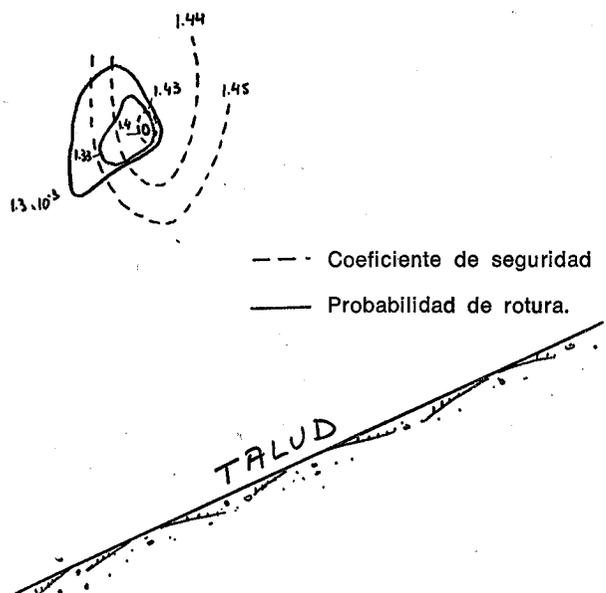


Fig. 21.—Contornos de igual coeficiente de seguridad y probabilidad de rotura (Green Creek Slide).

guridad (en forma de elipse) y los más irregulares, de igual probabilidad de rotura. El hecho de que coincidan los extremos de ambas super-

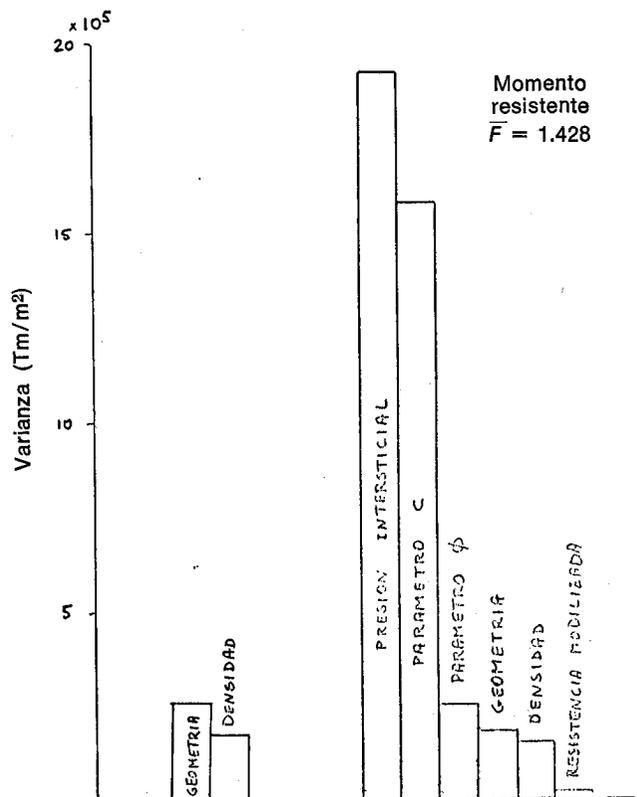


Fig. 22.—Contribuciones a la varianza de los momentos resistente y volcador. Círculo crítico (Green Creek Slide).

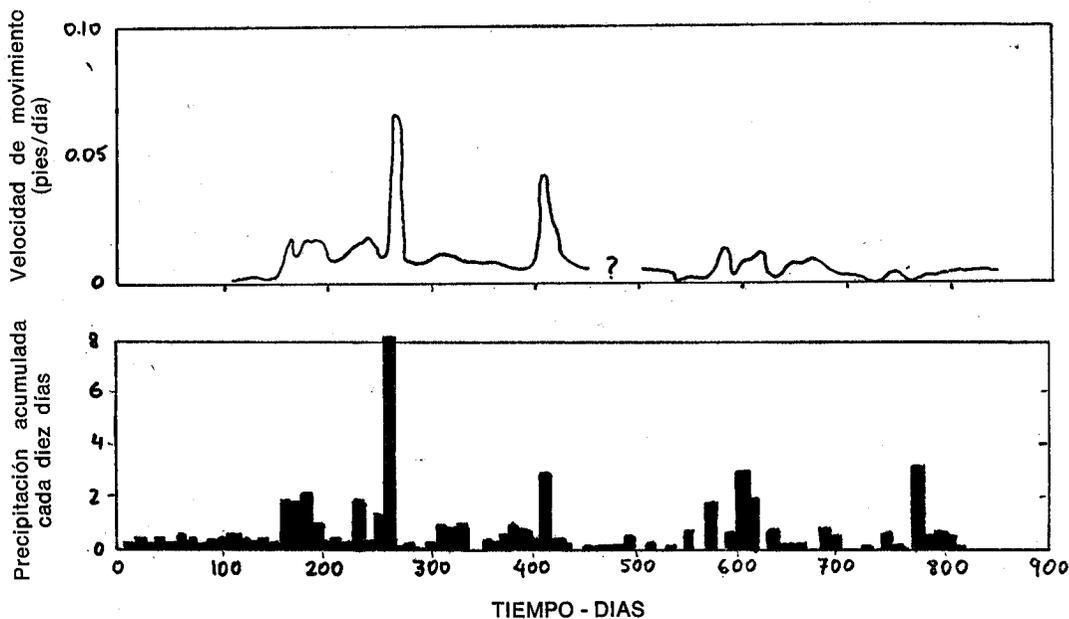


Fig. 23.—Relación entre velocidad de movimiento horizontal y precipitación acumulada cada diez días. Deslizamiento de Waiomao (Honolulu) (Peck, 1966).

ficies ha sido utilizado para reducir el volumen del cálculo necesario, pues ello permite llevar a cabo el análisis probabilista únicamente en los círculos críticos obtenidos en un comportamiento convencional. En la figura 22 se indica, para este mismo caso, el resultado de un análisis de sensibilidad llevado a cabo con los momentos resistente y volcador. Se representa, en ordenadas, las contribuciones a la varianza total de ambos momentos, de cada uno de los factores indicados en la figura. Puede observarse la decisiva contribución del momento resistente a la incertidumbre de resultados, y dentro de él, los factores presión intersticial y parámetro c revisten la mayor importancia.

La gran influencia de la presión intersticial en la estabilidad de taludes es ampliamente reconocida. Traemos aquí un ejemplo especialmente dramático relatado por Perc, 1966 (figura 23), donde se hace patente la casi perfecta correlación entre la velocidad de movimiento de un talud y la precipitación acumulada cada diez días. En otras palabras, en este caso bastaría conocer el registro de precipitación, del que es fiel reflejo el de niveles piezométricos, para predecir exactamente el movimiento del talud. Los procedimientos para conseguir una reducción en las alturas piezométricas y su posibilidad de variación son ampliamente conocidos. En lo que se refiere a la cohesión, poco podemos hacer, en general, para corregir el estado natural, pero puede recurrirse a procedimientos de muestreo y ensayo que reduzcan la va-

- L: Modelo log normal.
- N: Modelo normal.
- : Incertidumbre en el modelo.
- : Modelo determinista.

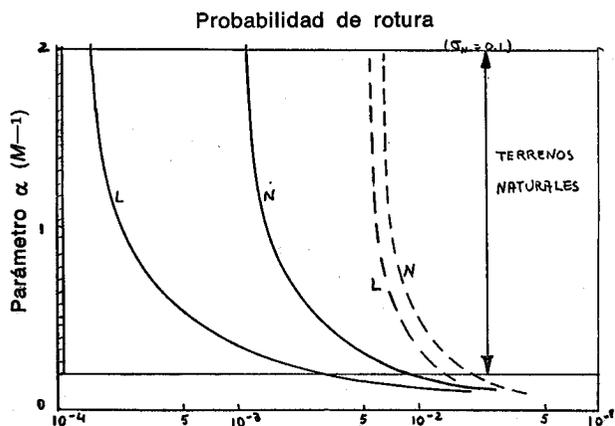


Fig. 24.—Influencia del grado de correlación de las propiedades del suelo en el riesgo de rotura. Geometría del Green Creek Slide.

- : Meyerhof (1970).
- V: Coeficiente de variación.
- E: Obras de tierra.
- N: Distribución normal.
- L: Distribución log normal.
- (1): Determinista (modelo).
- (2): Probabilista, $\sigma_N = 0,15$.

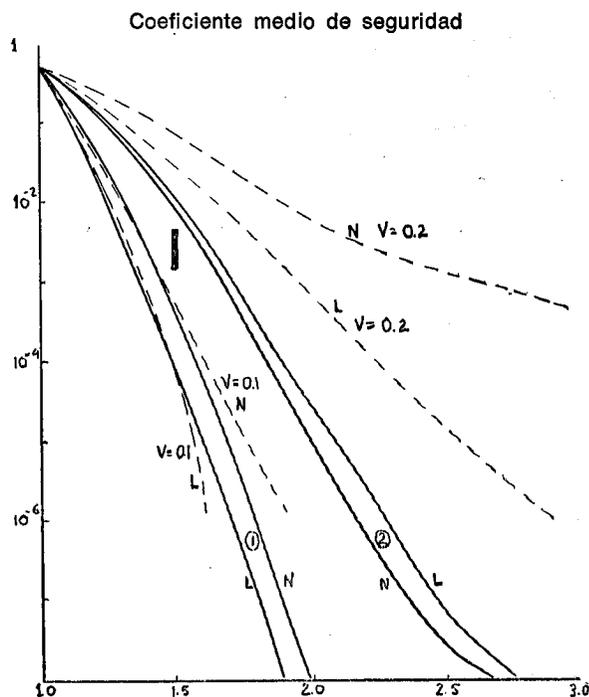


Fig. 25.—Relación entre coeficiente de seguridad y probabilidad de rotura.

riabilidad de resultados. En este sentido, Ward, Samuels y Butler (1959), señalan una importante reducción en el coeficiente de variación de la resistencia al corte conseguida en muestras obtenidas con tomamuestras hincados hidráulicamente en comparación con las obtenidas con tomamuestras hincados por impacto.

Se indica en la figura 24 el efecto del coeficiente α (que regula la importancia de la correlación espacial de propiedades según la expresión $R(\tau) = B e^{-\alpha\tau}$ de la función de autocorrelación) en la probabilidad de rotura, tanto en ausencia de incertidumbre en el modelo mecánico (línea continua) como en el caso contrario. En ambos casos se han representado los resultados correspondientes a una distribución normal y lognormal del coeficiente de seguridad. Puede advertirse el incremento de riesgo asociado a una disminución del coeficiente α (incremento de las correlaciones). Los resultados concuerdan con la intuición, pues la resistencia a lo largo de una superficie, que tiene un

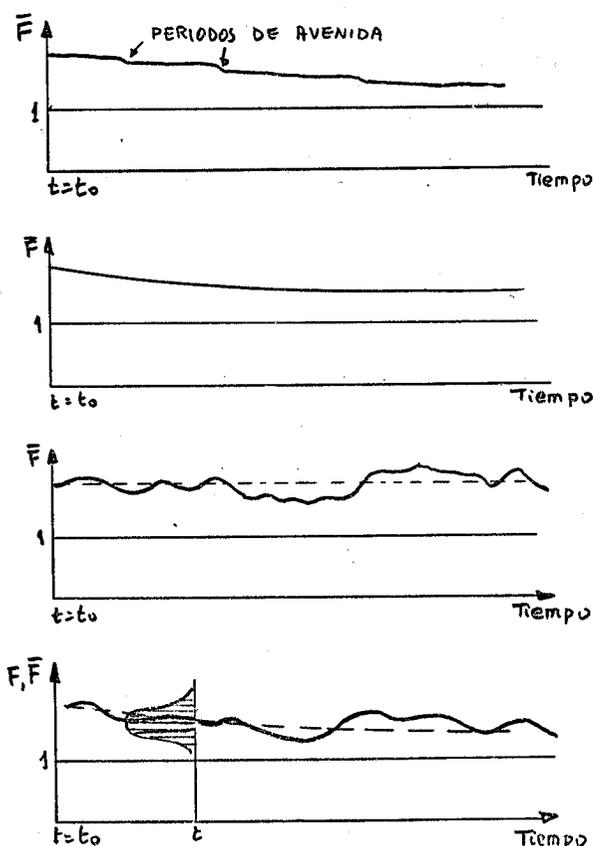


Fig. 26. — Efecto del tiempo en la seguridad del talud.

carácter integral, tenderá a hacerse constante cuando las propiedades del terreno oscilan rápidamente (gran α), mientras que las correlaciones extendidas a fuertes distancias aumentan la probabilidad de encontrar inclusiones menos resistentes a lo largo de la superficie de deslizamiento. Estos resultados refuerzan la necesidad de un planteamiento cuidadoso del grado de correlación espacial existente en las propiedades del suelo, siempre que se estudie el riesgo de rotura de obras en relación con el terreno.

Aunque no es correcto hablar de una relación biunívoca entre coeficiente de seguridad y riesgo (que puede variar a voluntad en función de la incertidumbre asociada a cada parámetro) se ha representado esta relación en la figura 25 para las condiciones de incertidumbre que razonablemente pueden existir en el caso analizado, mencionado anteriormente. La variación del coeficiente (medio) de seguridad se obtuvo alterando los valores medios de los pará-

metros resistentes c y φ en igual proporción. Las curvas obtenidas, en trazo lleno, comparan bien con las propuestas por Meyerhof (1970) propuestas a base de experiencia acumulada. Puede observarse una coincidencia razonable en órdenes de magnitud de riesgo. Salta a la vista el riesgo relativamente alto asociado a los coeficientes de seguridad manejados normalmente en estabilidad de taludes. Sin embargo, aumentos relativamente pequeños del coeficiente de seguridad conduce a reducciones importantes del riesgo. Ello indica un aspecto negativo del concepto de coeficiente de seguridad: no representa una medida uniforme del riesgo a escala lineal. Tiende a representar aumentos exponenciales de la probabilidad de rotura.

En estas líneas se ha analizado sucintamente el tema del riesgo de rotura asociado a un talud en un determinado momento de su existencia. El problema es, sin embargo, dinámico como enseña la geomorfología. Ante necesidades de predicción del comportamiento futuro de taludes, su vida probable, la evolución del número de deslizamientos en una determinada área, etc., sólo cabe un tratamiento temporal asociado al ya comentado. En la figura 26 se indica, cualitativamente, la evolución que sufren los factores predominantes en la estabilidad de un talud en términos del coeficiente medio de seguridad. Tal como se señala en la figura 26, *d*, que describe el efecto combinado, el coeficiente de seguridad es una variable aleatoria para cada tiempo t , de otra manera, es una función aleatoria del tiempo. Intentando responder a necesidades planteadas antes diremos que el tiempo medio hasta que se produzca la rotura es un típico problema de la teoría de procesos estocásticos, relacionado con los "cruces de umbral". En este caso, el umbral de que hablamos es $F = 1$.

En el momento actual es difícil cuantificar la evolución de algunos de los factores reseñados. En particular existen pocas bases para hacer estimaciones de la disminución de resistencia del suelo con el tiempo como efecto de agentes exteriores tales como el lavado de sales del fluido intersticial, aunque algún progreso se ha hecho en arcillas rápidas.

Los métodos invariantes.

Consideremos (fig. 27) el colapso de una zapata en medio plástico. El mecanismo dibujado proporciona una carga crítica:

$$P = 2 \pi c l \tag{33}$$

que puede demostrarse constituye un límite superior de la carga crítica teórica. Pero sirve para ilustrar nuestros propósitos.

Supongamos que tanto las características del suelo (c) como la carga P están sometidas a cierto grado de incertidumbre. Esta incertidumbre puede quedar representada convenientemente si convenimos en que tanto P como c son variables aleatorias con su correspondiente media (\bar{P} , \bar{c}) y desviación estándar (σ_P , σ_c). Prescindimos aquí de una caracterización más adecuada del parámetro c en aras de una simplicidad de exposición.

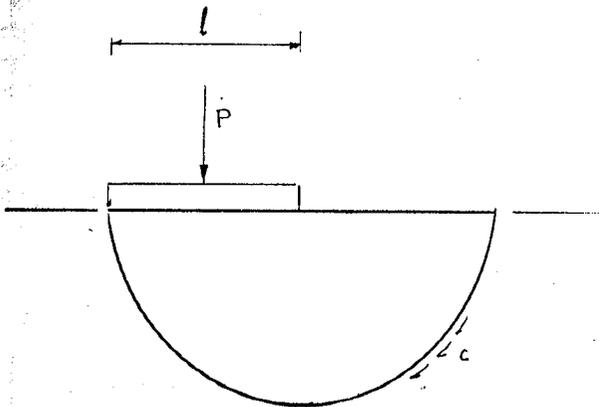


Fig. 27. — Geometría aproximada de rotura. Zapata sobre suelo plástico.

¿Cuál es el riesgo de rotura en estas circunstancias? Anteriormente hemos utilizado como medida de riesgo la probabilidad de rotura calculada a partir de la definición de coeficiente de seguridad. Ello entrañaba el conocimiento de la distribución de probabilidad de F , que en general es desconocida. Otra medida que no hace uso de distribución alguna y que permanece dentro de los límites de un formato que utilice momentos de primer y segundo orden es la distancia β , medida en unidades de desviación estándar de F , desde el valor me-

dio de F hasta el punto donde se produzca la rotura, que denominamos α_R . Es decir:

$$\beta = \frac{\bar{F} - \alpha_R}{\sigma_F} \tag{34}$$

Veremos como a distintas definiciones de F corresponde distintas medidas β . En efecto, si utilizamos la definición usual:

$$F = \frac{M_R}{M_A} \tag{35}$$

encontramos, en un análisis de primer orden, que:

$$\beta = \frac{2 \pi l \bar{c} - \bar{P}}{2 \pi l \left(\sigma_c^2 + \left(\frac{\bar{c}}{\bar{P}} \right)^2 \sigma_P^2 \right)^{1/2}} \tag{36}$$

Es también posible definir el coeficiente de seguridad como:

$$F = M_R - M_A \tag{37}$$

que conduce a:

$$\beta = \frac{2 \pi l \bar{c} - \bar{P}}{(4 \pi^2 l^2 \sigma_c^2 + \sigma_P^2)^{1/2}} \tag{38}$$

No existen inconvenientes graves para definir coeficientes de seguridad mediante otras funciones que quizá se adapten mejor al riesgo real, por ejemplo:

$$F = e \left(\frac{M_R}{M_A} - 1 \right) \tag{39}$$

Con ella obtendremos:

$$\beta = \frac{e^{(2 \pi l \bar{c} / \bar{P} - 1)} - 1}{\left[\frac{4 \pi^2 l^2}{\bar{P}^2} e^{2(2 \pi l \bar{c} / \bar{P} - 1)} \sigma_c^2 + \frac{16 \pi^2 \bar{c}^2}{\bar{P}^4} e^{2(2 \pi l \bar{c} / \bar{P} - 1)} \sigma_P^2 \right]^{1/2}} \tag{40}$$

Se hace patente la necesidad de disponer de un método que defina objetivamente del riesgo de rotura, que en buena lógica debe ser única, y al mismo tiempo nos proponemos no

traspasar los límites de un análisis de primer orden (en él están basados las ecuaciones (27) y 28)).

Exponemos brevemente, con referencia a nuestro problema, el método conocido como formato o método invariante (Hasofer y Lind, 1974) que se adapta a las necesidades anteriores. Cualquier criterio de rotura $G(P, c) < 0$ (por ejemplo $F-1 < 0$ en el caso representado por la ecuación (35) divide el espacio (P, c) en dos regiones, de rotura y seguridad, respectivamente. En nuestro caso, la curva en cuestión sería:

$$P - 2\pi/c = 0 \quad (41)$$

Anotamos que esta recta es invariable cualquiera que sea el criterio $G(P, c) < 0$ elegido para rotura. Buscamos una β objetiva. β es el número de desviaciones estándar que el "punto" de rotura se separa del valor medio y es, como quedó dicho, una medida del riesgo. En dos dimensiones el "punto" de rotura es la curva (41), y el valor medio puede ser el origen de coordenadas si las variables c y P las referimos a sus valores medios. Además conseguiremos

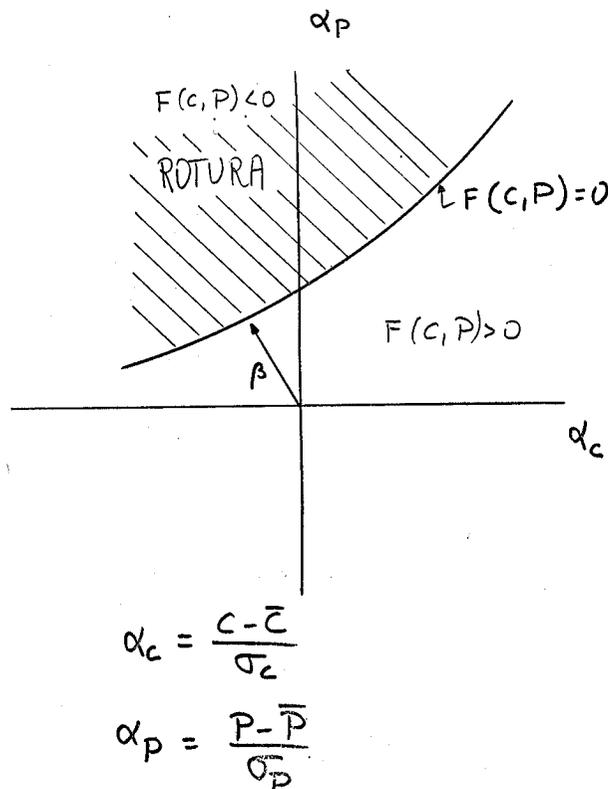


Fig. 28.—Cuantificación del riesgo en formatos invariantes.

un valor objetivo (y único) de β referido al problema global si las distancias que medimos corresponden a magnitudes directamente comparables. Este último punto lo logramos normalizando las variables respecto a sus desviaciones estándar. La recta (41) se transforma así en:

$$\alpha_P - 2\pi / \frac{\sigma_c}{\sigma_P} \alpha_c + \frac{\bar{P} - \bar{c}}{\sigma_P} = 0 \quad (42)$$

con la notación indicada en la figura 28. La medida β es ahora la distancia del origen de coordenadas a la recta (42), que resulta ser:

$$\beta = \frac{2\pi / \bar{c} - \bar{P}}{(4\pi^2 / \sigma_c^2 + \sigma_P^2)^{1/2}} \quad (43)$$

como era de esperar, pues la aproximación lineal de primer orden es exacta en formulaciones lineales como la representada por la ecuación (37). Pero no será este en general el caso.

Indicamos por último en el cuadro 1 los valores de β en un caso particular y las probabilidades de rotura asociadas, según una distribución normal en los casos presentados anteriormente. Las discrepancias son visibles.

El desarrollo de los formatos invariantes es muy reciente, y creemos que a su luz deben formularse los cálculos de riesgo en el futuro.

CUADRO 1

F	β	Probabilidad de rotura (modelo normal)
$F = \frac{M_R}{M_A}$	3,34	$4,25 \times 10^{-4}$
$F = M_R - M_A$	3,88	$5,50 \times 10^{-5}$
$F = e \left(\frac{M_R}{M_A} - 1 \right)$	1,24	$1,07 \times 10^{-1}$
Invariante	3,88	$5,50 \times 10^{-5}$

$$\bar{c} = 20 T/m; \sigma_c = 3 T/m; \bar{P} = 50 T; \sigma_P = 5 T$$

Estos desarrollos han descubierto una nueva dificultad en el empleo de los coeficientes de seguridad tal y como se definen usualmente en geotecnia. Remitimos al lector interesado en estos temas al artículo mencionado de Hasofer y Lind, y más recientemente a Cornell (1975).

Conclusiones.

En el momento actual, los métodos probabilistas ofrecen un amplísimo espectro y no pueden ser aplicados indiscriminadamente sin un juicio previo, de carácter geotécnico, sobre las peculiaridades del problema considerado. Es posible proceder a una cierta ordenación de métodos en relación con el tipo de problema. Esta ha sido, al menos, la intención de este trabajo. Pero estamos aún lejos de respuestas definitivas. No deben infravalorarse las dificultades existentes.

Los resultados de un análisis probabilístico del tipo o tipos descritos aquí no admiten una fácil comprobación práctica. Se necesitaría disponer de conjuntos de situaciones iguales, o muy parecidas, todas ellas analizadas en gran detalle. Recordando de nuevo el tema de la estabilidad de taludes, la mayoría de los estudios comparativos de roturas publicados en la literatura no proporcionan datos que permitan caracterizar las incertidumbres existentes. En estas condiciones la evaluación de la idoneidad de un modelo es prácticamente imposible y debe seguir basándose, en gran medida, en juicio personal. En un planteamiento bayesiano el juicio subjetivo es válido como origen del concepto de probabilidad. No es menos cierto, creemos, que deben encaminarse esfuerzos a reducir a un mínimo los aspectos sujetos a juicio personal que no admitan una comprobación práctica.

Quizá sea conveniente a esta altura volver a la figura 1 que nos sirvió de introducción. Después de lo expuesto puede servir también de colofón y resumen. El cuadro puede parecer, quizá, un tanto pesimista, pero no han dejado de abrirse nuevos caminos en pos de un acercamiento a las condiciones reales del problema geotécnico. Queremos señalar asimismo unos cuantos resultados concretos:

- La aproximación probabilista ofrece un atractivo especial, pues permite la adop-

ción de unas medidas o la concepción del diseño basados en una representación coherente de la fiabilidad, que en última instancia corresponde fijar a la sociedad en función del riesgo que esté dispuesta a admitir.

- La descripción estocástica del suelo y su correcta incorporación a determinados problemas permite una definición de parámetros equivalentes —los que producen las condiciones medias— que poco tiene que ver con la media de las propiedades del suelo.
- Un análisis previo de sensibilidad puede ser útil para señalar los parámetros significativos en la generación del riesgo o incertidumbre de la solución. En una segunda etapa puede utilizarse para simplificar los términos del problema.
- Es posible sustituir el concepto de factor de seguridad por unas medidas probabilistas de riesgo (se han señalado dos) que ofrecen innegables ventajas. Pueden cifrarse en la posibilidad de una valoración económica del riesgo, su interpretación en sentido frecuencial —lo que sin duda es coherente con el concepto de riesgo—, la posibilidad que ofrecen la incorporación de prácticamente cualquier fuente de incertidumbre y su carácter invariante si se formula adecuadamente.

BIBLIOGRAFIA

- ALONSO, E. E.: "Risk Analysis of Slopes and Its Application to Slopes in Canadian Sensitive Clays". *Geotechnique*, 26, 3, 1976.
- BISHOP, A. W.: 1955: "The Use of the Slip Circle in the Stability Analysis of Slopes". *Geotechnique*, 5, 7-17, 1955.
- CORNELL, C. A.: "Implementing Probability-Based Structural Codes". *Probabilistic Design of Reinforced Concrete Buildings ACI Publication SP-31*, presented at the 1971 ACI Annual Convention. Denver, Colorado, 1971.
- CORNELL, C. A.: "Summary Report on Structural Design Parameters". *Proceedings of the 2nd International Conference on Application of Statistics and Probability to Soil and Structural Engineering*. Aachen, Germany, 1975.

CRAWFORD, C. B., y EDEN, W. J.: "Stability of Natural Slopes in Sensitive Clay". Journal of the Soil Mechanics and Foundation Division, A.S.C.E., vol. 93, número SM4, pp. 419-436, 1967.

HASOFER, A. H., y LIND, N. C.: "Exact and Invariant Second Moment Code Format". Journal of the Engineering Mechanics Division, A.S.C.E., vol. 10, núm. EM1, pp. 111-124, 1974.

MEYERHOF, G. G.: "Safety Factors in Soil Mechanics".

Canadian Geotechnical Journal, vol. 7, núm. 4, pp. 349-355, 1970.

PECK, R. B.: "Stability of Natural Slopes". Proceedings of the A.S.C.E. Speciality Conference on Stability and Performance of Slopes and Embankments, pp. 437-452. Berkeley, California, 1966.

WARD, W. H.; SAMUELS, S. G., y BUTLER, M. E.: "Further Studies of the Properties of London Clay". Geotechnique, vol. 9, núm. 2, pp. 33-58, 1959.