

MODELO ESTATÍSTICO PARA CÁLCULO DO FATOR DE  
SEGURANÇA GLOBAL DE ESTAQUEAMENTOS

Luiz Antonio Joia


TESE SUBMETIDA AO CORPO DOCENTE DA COORDENAÇÃO  
DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO DE ENGENHARIA  
DA UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO COMO  
PARTE DOS REQUISITOS NECESSÁRIOS PARA OBTENÇÃO  
DO GRAU DE MESTRE EM CIÊNCIAS (M. Sc.)

Aprovada por:

  
\_\_\_\_\_  
Prof. Dirceu de Alencar Velloso  
Presidente

  
\_\_\_\_\_  
Prof. Benjamin Ernani Diaz

  
\_\_\_\_\_  
Prof. Fernando Luiz Lobo Carneiro

  
\_\_\_\_\_  
Prof. Carlos Henrique Holck

RIO DE JANEIRO, RJ - BRASIL  
ABRIL DE 1981

"... se clamares por inteligência, e por entendimento alçares a tua voz, se buscares a sabedoria como a prata, e como a tesouros escondidos a procurarestes, então entenderás o temor do Senhor, e acharás o conhecimento de Deus."

Prov. de Salomão 2, vs. 3 a 5.

JOIA, LUIZ ANTONIO

Modelo Estatístico para Cálculo do Fator de  
Segurança Global de Estaqueamentos (Rio de Ja-  
neiro) 1981.

VIII, 157p. 29,7cm (COPPE-UFRJ, M. Sc.,  
Engenharia Civil, 1976)

Tese - Universidade Federal do Rio de Janeir  
ro. Fac. Engenharia.

1. Estatística em Engenharia Civil I. COP-  
PE/UFRJ II. Título (Série)

A meus pais, a Uth e a Lucía, pelo carinho e amor que sem  
pre me dedicaram.

AGRADECIMENTOS

A todos aqueles que, de uma forma ou de outra, colaboraram para a realização dessa tese, os meus agradecimentos. Em particular ao mestre Dirceu Velloso, pela orientação segura e serena, ao mestre Eduardo Thomáz, pelo apoio irrestrito como meu superior na PROMON ENGENHARIA e ao mestre Ernani Diaz, pela leitura dos originais e comentários.

A todos, os meus mais sinceros reconhecimentos não são pela ajuda material como também pelo aprendizado de que a liberdade total só é alcançada pela escravidão ao saber.

ÍNDICE

	pg.
CAPÍTULO I - Introdução	1
I.1. Generalidades	1
I.2. Hipóteses Básicas Adotadas	6
CAPÍTULO II - Modelo Estatístico para Grupos de Estacas	10
II.1. Generalidades	10
II.2. Modelos de Falha Estrutural	12
II.2.1. Falha de Concreto	12
II.2.2. Falha da Rocha	13
II.3. Análise da Hipótese de Bloco Rígido	14
CAPÍTULO III - Avaliação da Resistência do Concreto nas Estacas	20
III.1. Processo Padrão	20
III.2. Outros Processos	27
CAPÍTULO IV - Avaliação da Resistência à Compressão do Subextrato Rochoso	31
CAPÍTULO V - Noções Básicas de Estatística	34
V.1. Eventos Aleatórios e Probabilidade	34
V.2. Variáveis Aleatórias, Distribuições Estatísticas	35
CAPÍTULO VI - Modelo Estatístico Adotado para a Ruptura das Estacas	39
VI.1. Hipótese "ELO FRACO"	39

	pg.
VI.2. Associação Frágil	40
VI.3. Função de Probabilidade de Weibull Associada à Ruptura Brusca	42
CAPÍTULO VII - Números Aleatórios	48
CAPÍTULO VIII - Método de Monte Carlo	50
CAPÍTULO IX - Modelo Estatístico para Geração do Universo das Estacas	54
IX.1. Metodologia	54
IX.2. Escolha da Amostra	55
IX.3. Cálculo da Resistência da Amostra - Distribuição de Weibull	58
IX.4. Análise das Estacas fora do Universo Estatístico	69
CAPÍTULO X - Metodologia de Cálculo	71
CAPÍTULO XI - Hipóteses para Comportamento Global do Estaqueamento	76
XI.1. Generalidades	76
XI.2. Modelo Plástico	76
XI.3. Modelo Conservador	80
XI.4. Comparação de Resultados	86
CAPÍTULO XII - Fluxogramas	87
XII.1. Fluxograma de Tarefas	87
XII.2. Fluxograma da Hipótese - Modelo Plástico	89
XII.3. Fluxograma da Hipótese - Modelo Conservador	91
CAPÍTULO XIII - Exemplo Prático	93

	pg.
CAPÍTULO XIII - Considerações Finais sobre Implementação na Metodologia	103
CAPÍTULO XIV - Conclusão	105
ANEXO I - Considerações Teóricas de Weibull	108
ANEXO II - Listagens	111
BIBLIOGRAFIA	154



R E S U M O

O controle de qualidade de estaqueamentos, bem como o exame de cada estaca executada, tornam-se necessários para obras de grande responsabilidade. No entanto uma análise determinística é geralmente proibitiva, em virtude do elevado número de estacas componentes da infraestrutura. Torna-se necessário, portanto, a geração de um modelo estatístico que através de uma amostra, quantitativa e qualitativamente escolhida, represente convenientemente o universo amostral.

O trabalho apresenta o modelo estatístico que configura o estado limite último das estacas, e através da simulação de Monte-Carlo e do teorema do Limite Central da Estatística calcula o fator de segurança global do estaqueamento. São apresentados também, após o desenvolvimento teórico, um exemplo prático de aplicação da metodologia e os programas de computador que permitem que a simulação seja efetuada.

O resultado apresentado é aplicável a grupos de estacas assentes em rocha solidarizadas por um bloco rígido.

A B S T R A C T

The quality control of piled foundations becomes necessary in very important constructions. However, a deterministic analysis is impossible because of the great number of piles in the foundation. It's necessary to create a statistical model that using a sample, especially chosen for this, simulates conveniently the statistical universe. This thesis uses Weibull's theory of probability applied in piles and the Monte-Carlo Simulation combined with the Central Limit Theorem of Statistics, for calculation of the global safety factor.

It's showed a practical example and the computer programs used for the simulation. This method is usable in rigid pile-head slabs, and in foundations set on rocks.

CAPÍTULO IINTRODUÇÃOI.1. Generalidades

Os critérios estatísticos cada vez mais fazem parte dos estudos e pesquisas na engenharia. A engenharia não é, e nunca foi, embora durante grande período o homem a tenha tratado como tal, uma ciência determinística. A probabilidade cada vez mais é usada, seja para definir as cargas atuantes numa estrutura, ou para quantificar a resistência da estrutura a essas cargas (no caso da engenharia estrutural), seja para estabelecer os parâmetros dos solos (engenharia de fundações) etc.

No caso das solicitações atuantes, foi estipulada como carga atuante aquela que tem 95% de probabilidade de não ser ultrapassada, e como resistência característica aquela que tem 95% de probabilidade de ser ultrapassada[1].

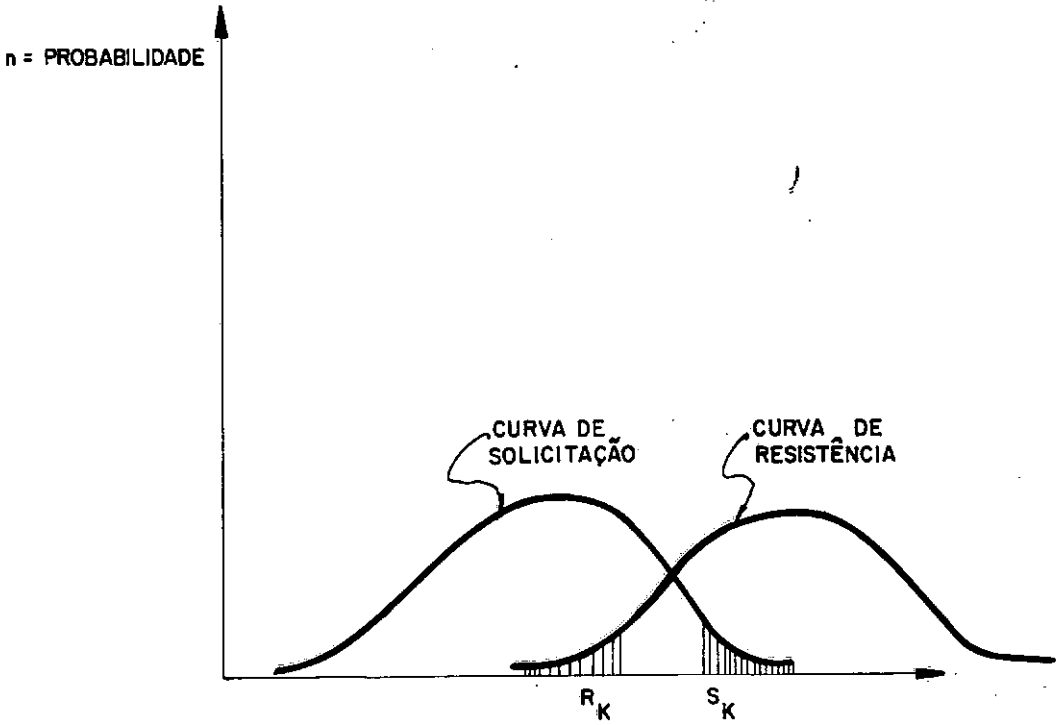


FIGURA I

$S_K > R_K$  logo a estrutura está instável (a área de cada quantil corresponde a 5% na tabela da gaussiana, que é a distribuição estatística que pode simular o fenômeno físico.)

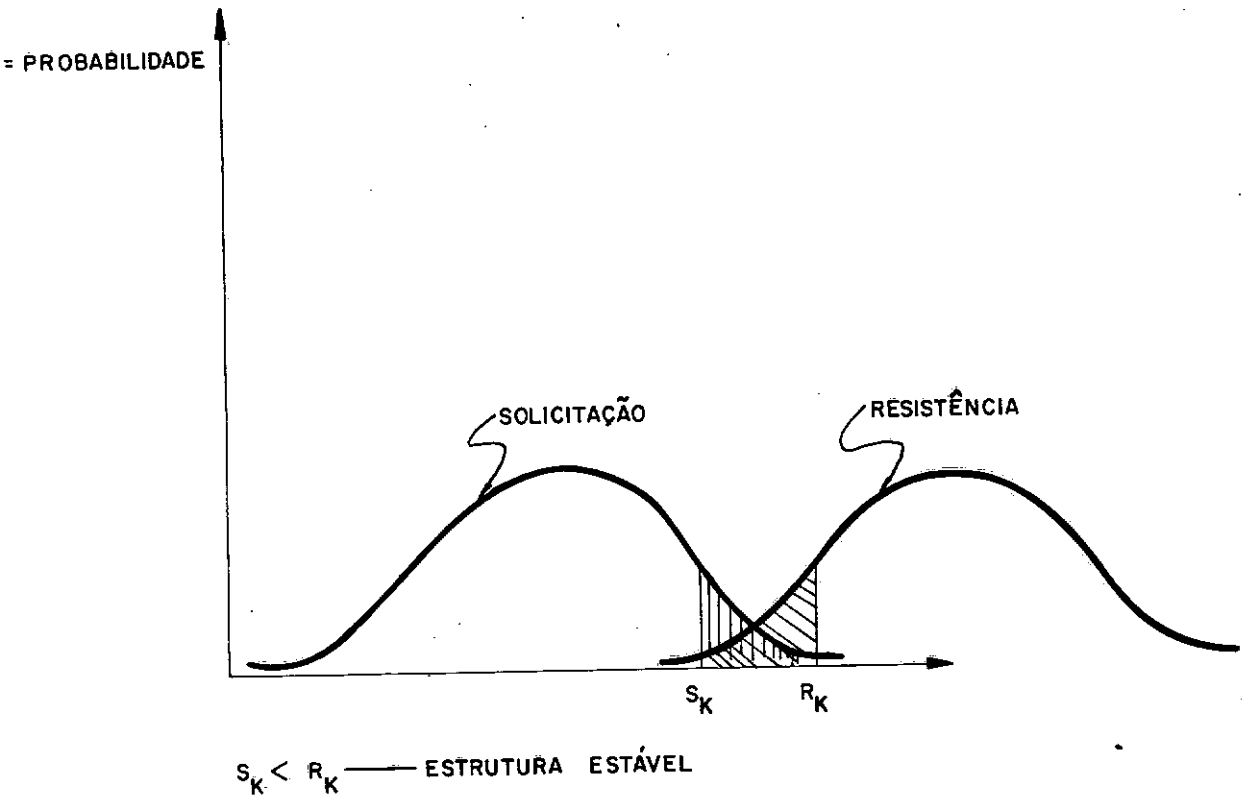


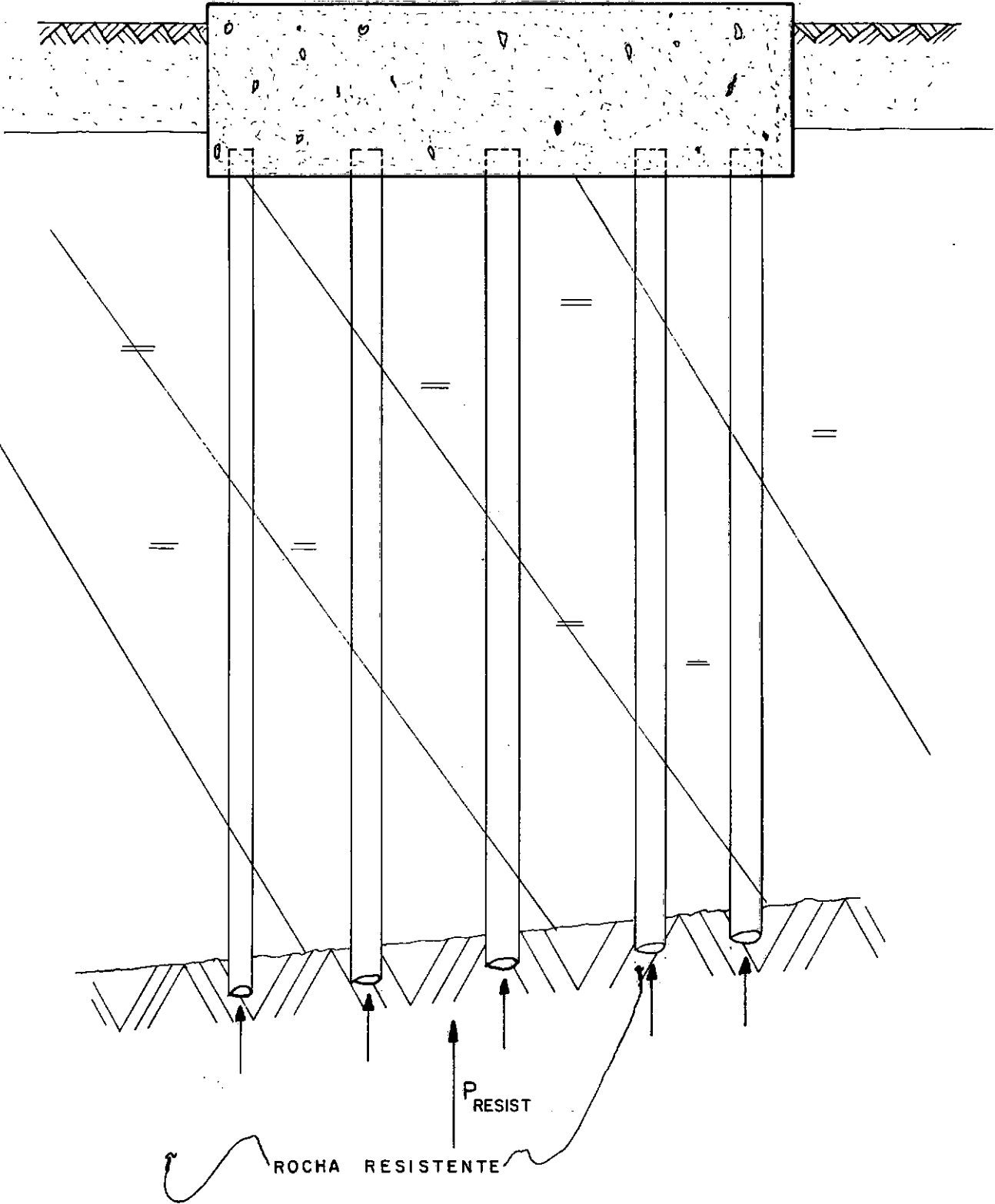
FIGURA 2

Este presente trabalho tem por objetivo fundamental, estimar, através de um modelo estatístico adequado, o fator de segurança global às cargas verticais centradas para estaqueamentos paralelos, verticais, sob bloco rígido, e assentes em rocha. As estacas deverão ser de concreto armado.

O fato da carga obrigatoriamente ter que ser centrada, pode a priori, parecer uma restrição muito grande, no entanto, para efeito de controle de qualidade de estaqueamentos, as cargas permanentes desempenham a parcela mais importante,

$$F = \frac{P_{RESIST}}{P_{ATUANTE}} = \text{FATOR DE SEGURANÇA GLOBAL (AS BUILT)}$$

$P_{ATUANTE}$



sendo as mesmas geralmente centradas. Cabe às cargas acidentais ( que geralmente são cargas de curta duração-temporárias) o deslocamento da carga vertical para fora do centro do bloco, porém esse efeito pode ser desprezado para estudo da qualidade do estaqueamento.

O fato de termos que avaliar o fator de segurança global de grupos de estacas quando o número é elevado, exige a presença de um modelo estatístico, pois do contrário teríamos que ensaiar uma por uma todas as estacas do grupo (método determinístico).

O estudo da possibilidade de adoção do método probabilístico deve ser feito com base tanto no cronograma como no orçamento previsto para a obra. Extrair-se amostras de um número elevado de estacas é algo bastante caro e demorado. Não existe, no entanto, um número ideal para a separação entre a adoção do modelo determinístico e probabilístico.

Trabalhos têm sido apresentados para definir probabilisticamente o carregamento e a resistência estrutural. [1] e [2] . No entanto, outros trabalhos, em outros campos, têm mostrado que a estatística não pode ficar à margem da engenharia. Citamos, por exemplo,

1. Construction: Novak (1979), "Effects of Human Error in Structural Safety" [3].
  2. Geology: Pincers (1951), "Statistical Methods Applied to the Study of the Rock Fratures" [4].
  3. Soil Mechanics: Wu and Kraft (1967) "The Probability of Foundation Safety" [5].
  4. Earthquake Engineering: Newmark, Blume, and Kapur (1973), "Seismic Design Spectra for Nuclear Power Plants" [6].
  5. Structural Engineering: Lin (1977), "Probabilistic Methodologies for Seismic Analysis and Design of Structures and Components" [7].
- Harmán and Davenport (1979), "A Statistical Approach to Traffic Loads on Bridges" [8].

Portanto, a utilização da estatística não é novidade em vários campos da engenharia.

## 1.2. Hipóteses Básicas Adotadas

Algumas premissas básicas devem ser, desde já, enfocadas e explicadas. Inicialmente, temos como hipótese básica, a rigidez do bloco de coroamento das estacas. Tal fato pode e deve ser explicado. Supondo o bloco rígido temos uma deformação ( $\Delta$ ) igual para todas as estacas (desde que a carga seja centrada), logo, estatisticamente, a influência da carga sobre cada estaca pode ser considerada a mesma; Sendo assim a variável aleatória pode ser tomada como o conjunto "estaca-solo".



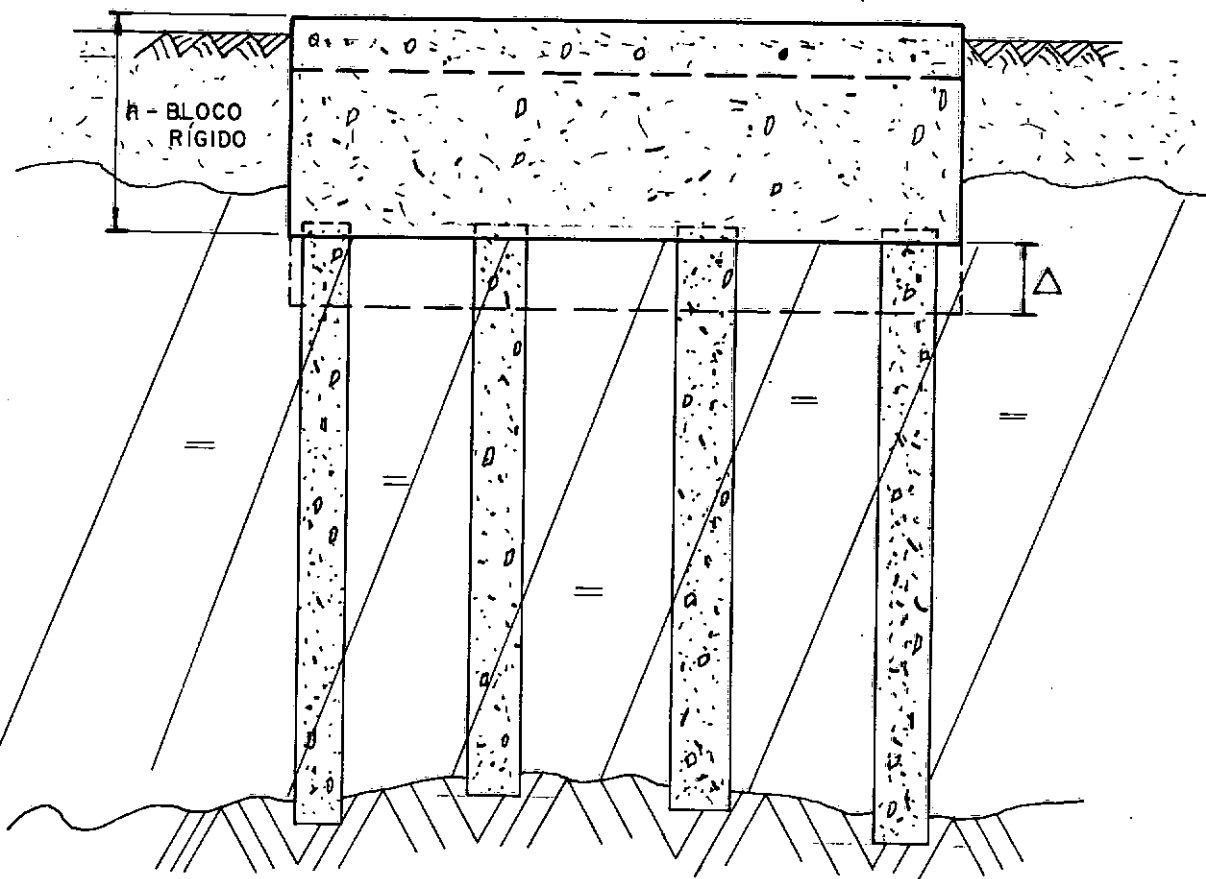
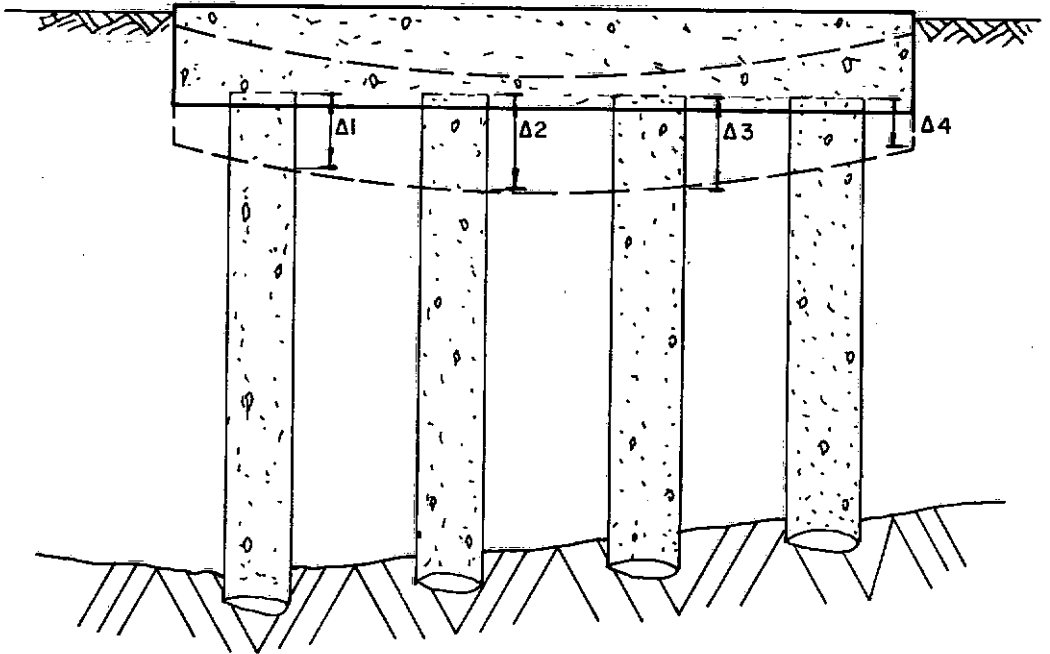


FIGURA 4

No caso porém de termos um bloco flexível os deslocamentos ( $\Delta$ ) do bloco não serão uniformes, assim sendo, além da variável aleatória conjunto "estaca-solo", haverá uma segunda variável aleatória, função da flexibilidade e da própria elástica do bloco. Dessa forma, uma análise global seria por demais complexa, já que essa segunda variável aleatória é característica própria de cada estaca e seu posicionamento no bloco.



$$\Delta 1 \neq \Delta 2 \neq \Delta 3 \neq \Delta 4$$

FIGURA 5

A outra hipótese básica adotada é de que as estacas estejam assentadas sobre rocha sã. Esta hipótese pode ser explicada preliminarmente (ela será melhor explicada no decorrer do trabalho) como uma maneira de evitarmos a consideração do solo no estudo estatístico. Assim sendo, caso haja uma ruptura da infraestrutura, ela será ocasionada por rompimento, ou da rocha, ou do concreto da estaca, tornando mais fácil equacionar o problema estatisticamente.

No final do trabalho dedicamos um item ao estudo de estacas flutuantes, isto é, estacas que não estejam assentes em rocha sã.

Outras hipóteses menores serão formuladas, todas a favor da segurança. A necessidade de formulação dessas hipóteses (que serão explanadas quando oportuno) visa a simplificação do modelo estatístico, já que sem as mesmas a teoria ficaria por demais complexa para poder ser aplicada na prática. Este trabalho, portanto, se destina a elaborar um modelo estatístico, ao mesmo tempo que complexo, prático, para poder ser utilizado nos estudos de avaliação da qualidade de estaqueamentos assentes em rocha e sob bloco rígido.

CAPÍTULO IIMODELO ESTATÍSTICO PARA GRUPOS DE ESTACASII.1. Generalidades

Não se pode dizer que estacas assentes em rocha representem o dia-a-dia da engenharia de fundações. Evidentemente, as estacas assentes em solos (coesivos e não coesivos) representam a grande maioria dos casos de fundações. Algumas considerações sobre este problema são apresentadas no capítulo XIII (implementações na metodologia). Fixar-nos-emos, no momento, em estacas assentes em rocha.

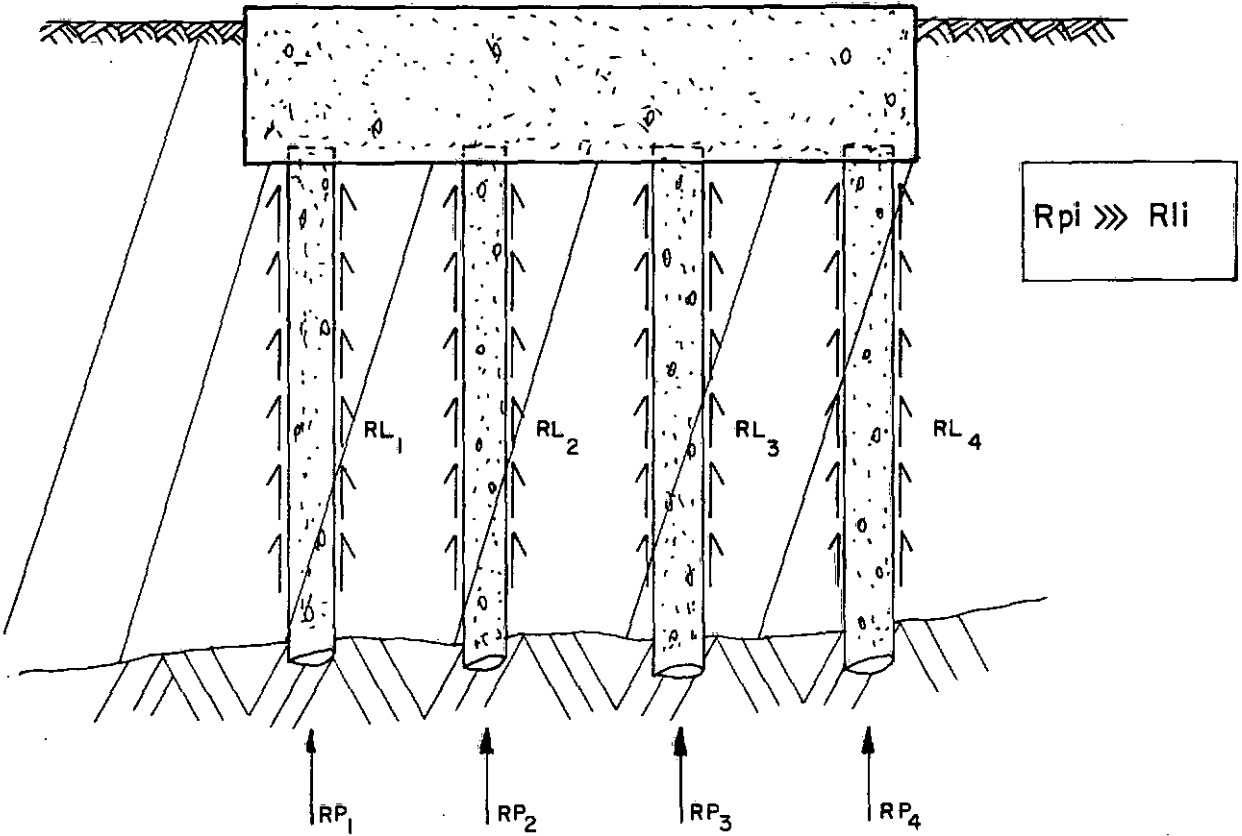


FIGURA 6

Estas estacas, admitiremos, a favor da segurança, como trabalhando preponderantemente de ponta. Isto é, a resistência de ponta (devido à rocha sã) é bem superior à resistência lateral do fuste despertada pelo solo. Logo, desprezaremos, a favor da segurança, a resistência lateral das estacas ( $R_{li}$ ).

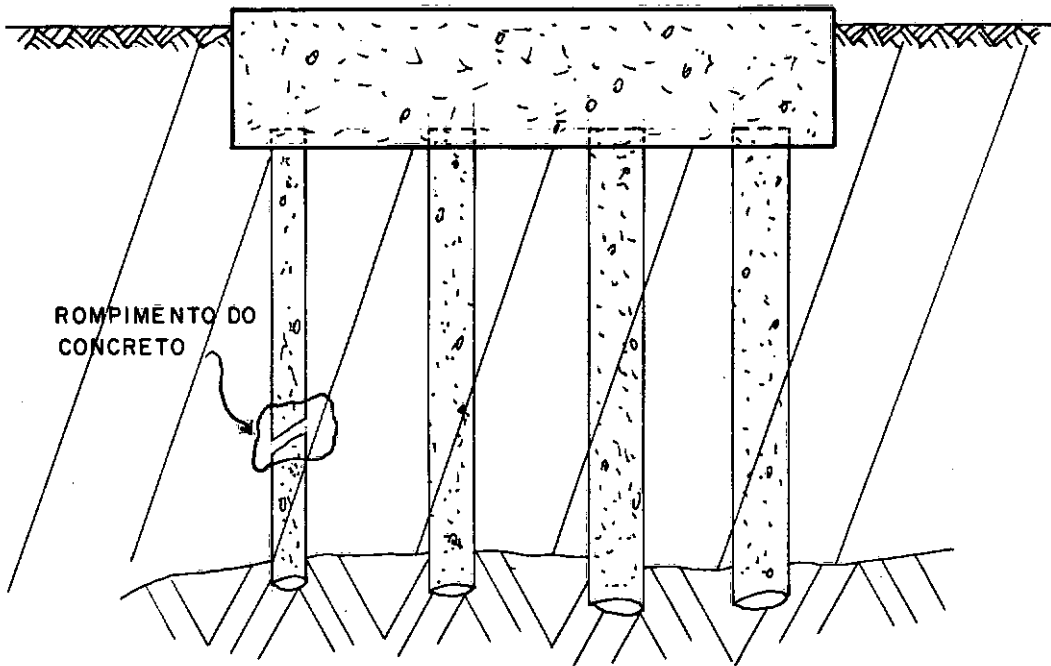
## II.2. Modelos de Falha Estrutural

Baseados na hipótese anterior ( $R_p \gg R_l$ ), pode-se admitir que, caso o sistema estrutural da infraestrutura venha a falhar, esta falha poderá se dar de dois modos exclusivamente. (Isto é, não há necessidade que os dois modos de ruptura venham a ocorrer simultaneamente, a ocorrência de um apenas é suficiente para levar a estrutura ao colapso). Os tipos de falha são:

- 1) Falha do Concreto
- 2) Falha da Rocha

### II.2.1. Falha do Concreto

Na falha do concreto, o que ocorre é que antes que a rocha ceda às pressões de contato, o concreto rompe por atingir seu limite de resistência à compressão (ou atingindo o deslocamento necessário previsto em norma). Mais tarde veremos como avaliar essa resistência à compressão.



**FIGURA 7**

### II.2.2. Falha da Rocha

Na hipótese de falha da rocha, haverá uma ruptura localizada do extrato rochoso antes que ocorra o rompimento do concreto estrutural. Deve-se no entanto salientar que a retroanálise nos mostra ser bem mais provável o rompimento do concreto estrutural que o da rocha (admitindo-se evidentemente o extrato rochoso não fraturado).

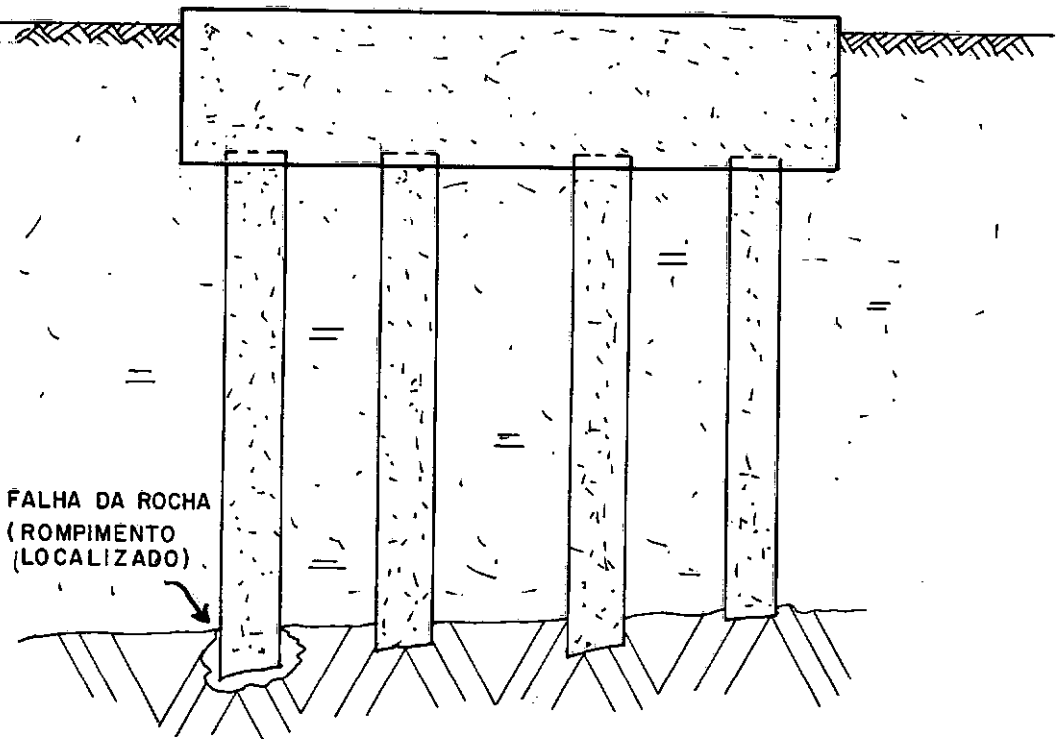


FIGURA 8

### II.3. Análise da Hipótese de Bloco Rígido

Embora seja bastante fácil definir formalmente o bloco rígido, é bastante difícil quantificá-lo. Por definição, bloco rígido é aquele que tem, predominantemente, movimentos de corpo rígido, isto é, os movimentos absolutos predominam sobre os movimentos relativos. Da Mecânica Racional temos a seguinte definição formal para bloco (corpo) rígido: "Um sistema material (corpo) é constituído por um conjunto de pontos materiais, discretos ou contínuos, entre si ligados de uma forma qualquer. Se as ligações são imutáveis, de tal sorte que as distâncias e as posições relativas dos demais pontos sejam constantes, o sistema material constitui-se num corpo rígido". [9]

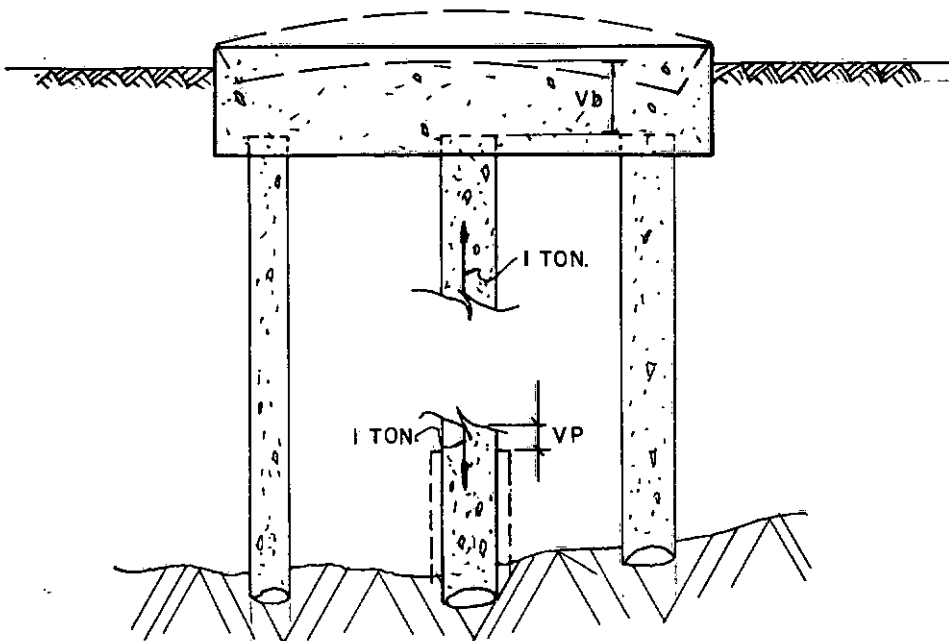


[10]. Na realidade para avaliarmos a rigidez de um bloco, teríamos que considerar não só a geometria da peça estrutural da fundação, como também considerar o valor da carga externa atuante, e a rigidez do solo de fundação. No entanto tal análise fugiria ao escopo deste trabalho.

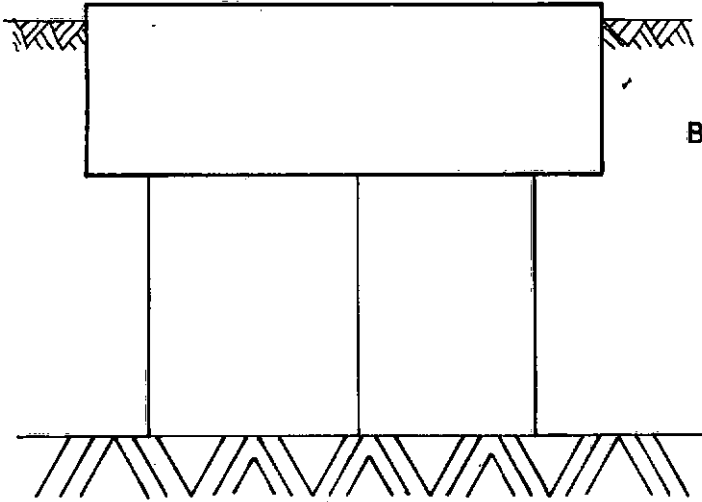
Na literatura técnica atual, somente encontramos em Schiell [11] um processo que quantifique a rigidez de um bloco. O método proposto por Schiell recomenda que cortemos uma estaca e apliquemos duas forças contrárias de 1 ton. de intensidade. A seguir calculamos

$v_b$  = deslocamento do bloco para cima ( $\uparrow$ )

$v_p$  = deslocamento da estaca para baixo ( $\downarrow$ ) (variação de comprimento)

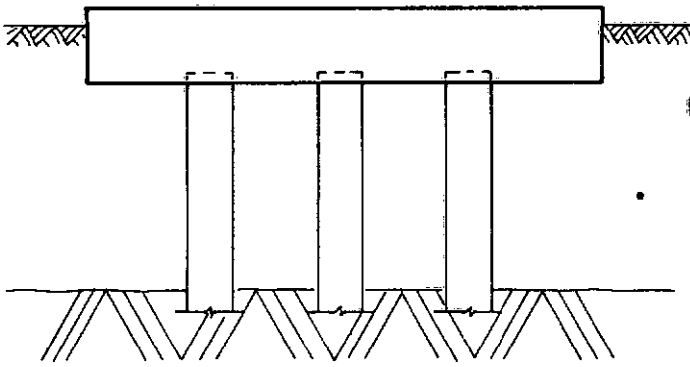


a)



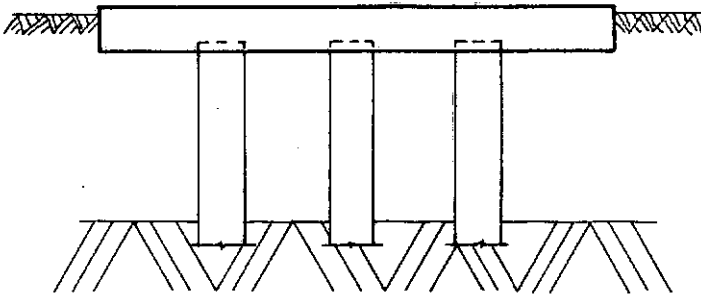
BLOCO RÍGIDO

b)



BLOCO SEMI-FLEXÍVEL

c)



BLOCO FLEXÍVEL

FIGURA 10

No nosso caso

$v_p$  = variação do comprimento da estaca, já que a mesma está assente em rocha.

Segundo Schiell:

- 1) se  $v_p \gg v_b \rightarrow$  rigidez do bloco  $\gg$  rigidez do estaqueamento  $\rightarrow$  Bloco Rígido (a)
- 2) se  $v_p \sim v_b \rightarrow$  rigidez do bloco  $\sim$  rigidez do estaqueamento  $\rightarrow$  Bloco Semi-Flexível ou Semi-Rígido (b)
- 3) se  $v_p \ll v_b \rightarrow$  rigidez do bloco  $\ll$  rigidez do estaqueamento  $\rightarrow$  Bloco Flexível (c)

Para o bloco semi-flexível, Schiell propõe o seguinte sistema estrutural.

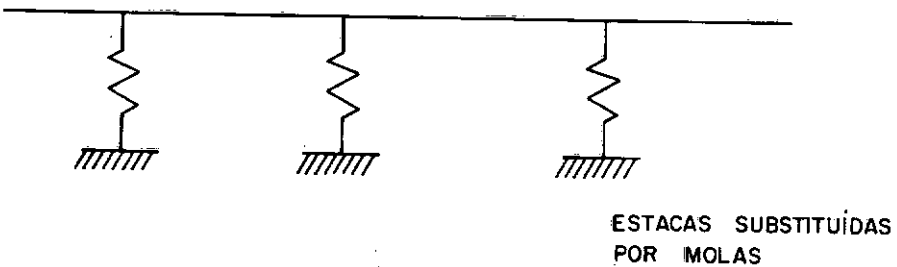


FIGURA II

Para o bloco flexível, Schiell propõe o seguinte sistema estrutural.

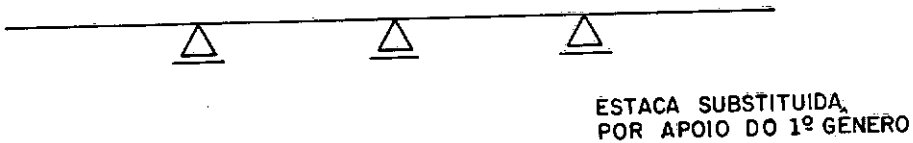


FIGURA 12

No entanto a quantificação desse modelo de Schiell também é difícil, principalmente no que diz respeito ao cálculo de  $v_b$ .

Como calcular  $v_b$  para um bloco com  $n$  estacas? O problema continua, e dois caminhos são necessários para resolver este impasse. Ou a utilização do método dos elementos finitos, para o cálculo de  $v_b$ , ou o emprego do "engineering judgement". Somente a experiência e a vivência podem nos ajudar a resolver o problema da rigidez do bloco. O que se faz na prática é resolver o estaqueamento supondo o bloco rígido (hipótese básica para aplicação do método de Schiell) e calcular a carga em cada estaca. A seguir, calcula-se o bloco para o carregamento atuante e para as reações encontradas nas estacas.

Este processo é bastante conservativo, e quando o bloco tem uma espessura muito reduzida, ele deve ser aumentado. Um erro comumente feito na prática é calcular-se o bloco como apoiado nas estacas desprezando-se completamente as reações nas estacas encontradas pelo processo de Schiell (esse processo de cálculo tem se mostrado contra a segurança).

CAPÍTULO IIIAVALIAÇÃO DA RESISTÊNCIA DO CONCRETO NAS  
ESTACASIII.1. Processo padrão

Estudar-se-á, inicialmente, o processo de amostra através de corpos de prova padrões para avaliação da resistência à compressão do concreto das estacas.

Consiste este processo na retirada do corpo de prova de tamanho padronizado para posterior ensaio na prensa hidráulica. Isto é, ao longo do corpo da estaca, são retirados vários corpos de prova, que depois de ensaiados e plotados em gráfico darão:

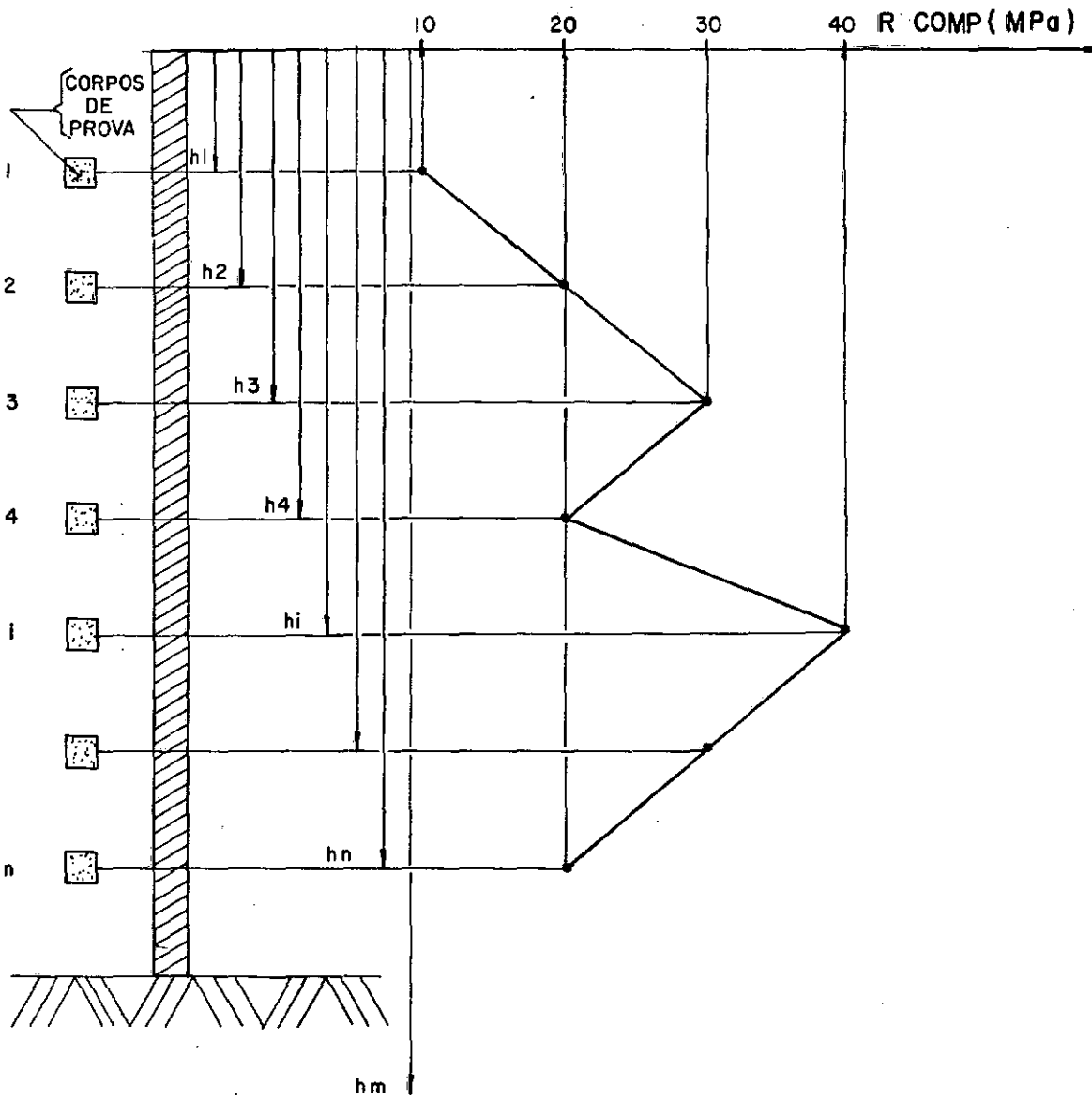
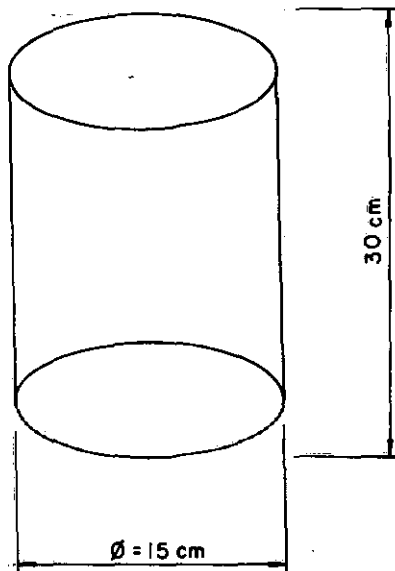


FIGURA 13



CORPO DE PROVA PADRÃO (NBI/78)

O gráfico anterior portanto nos define o "histórico" da resistência do concreto ao longo do corpo da estaca. No entanto esses corpos de prova não possuem necessariamente o formato-padrão. Esses testemunhos como são chamados, podem ter o diâmetro variável em função da aparelhagem utilizada para ensaio. Dessa forma será necessário fazer-se uma correlação entre a resistência do testemunho e a do corpo de prova padrão. Para se efetuar tal correlação utiliza-se o ábaco do "Beton-Taschenbush" [13] que relaciona o testemunho de "7,5xh" (que é o mais comum) com o de "15x30" (que é o utilizado no Brasil) [14]. O testemunho de "7,5xh" é o mais usado porque o diâmetro se mostra o mais eficiente, sem danificar a estaca e sem quebrar a amostra. (Diâmetros grandes prejudicam a estaca e diâmetros pequenos o corpo de prova).

Logo usando-se o ábaco do Beton-Taschenbush, temos:

$$(1) R_{\text{cubo}} \cong 1,11 R_{7,5 \times 15} \quad (\text{Beton Taschenbush})$$

$$(2) R_{\text{cubo}} \cong 1,21 R_{15 \times 30} \quad (\text{Beton Taschenbush})$$

$$\text{logo} \quad \frac{(2)}{(1)} = 1 = \frac{1,21 R_{15 \times 30}}{1,11 R_{7,5 \times 15}}, \text{ logo}$$

$$R_{15 \times 30} = \frac{1,11}{1,21} R_{7,5 \times 15}$$

logo

$$R_{15 \times 30} \cong 0,90 R_{7,5 \times 15}$$

Neste estudo foi desprezada a influência da arma-



dura longitudinal que fatalmente aumentaria a resistência à compressão da estaca. Isto é, o corpo de prova como não possui armadura, apresenta uma resistência à compressão certamente menor do que aquela que apresentaria caso possuísse armadura. Logo essa é uma simplificação a favor da segurança.

Um efeito, que a princípio pode parecer conservador, mas que depois de explicado em nada contribui para melhorar a resistência, é o que mostraremos abaixo.

O corpo de prova, antes de ser retirado, não sofria contenção lateral pelo concreto que o cercava, pois a ruptura da estaca, num todo, irá se efetuar como um prisma de relação  $h/d$  alta.

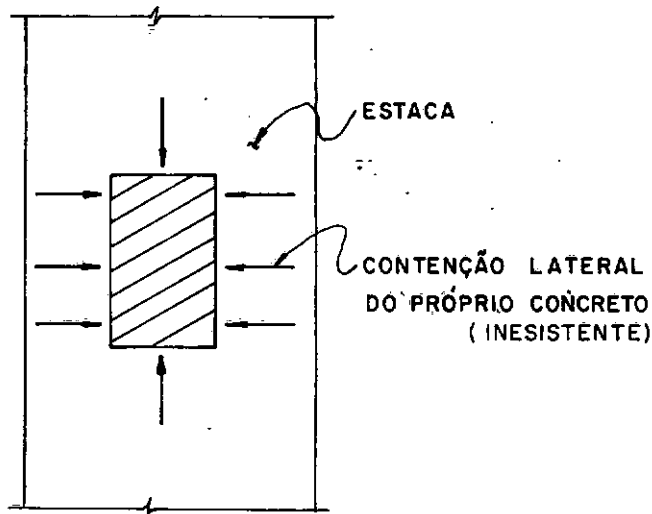


FIGURA 15

Essa contenção existe de maneira pouco acentuada quando do ensaio do corpo de prova.

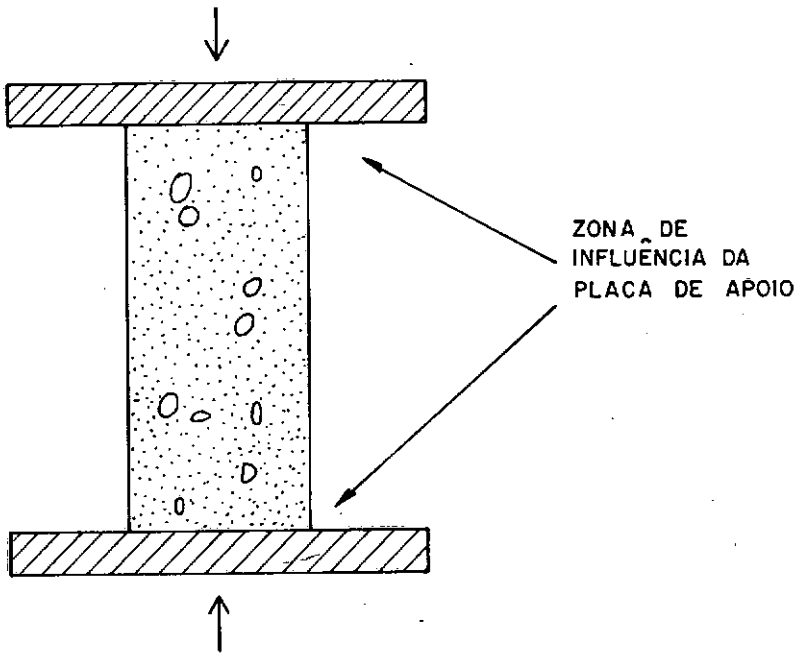


FIGURA - 16

O fato portanto de analisarmos o corpo de prova isolado não implica em ser necessário aumentar o valor da resistência do concreto para compensar essa perda de contenção lateral.

É importante não confundir este caso com outro analisado pela NB-1 (figura 17).

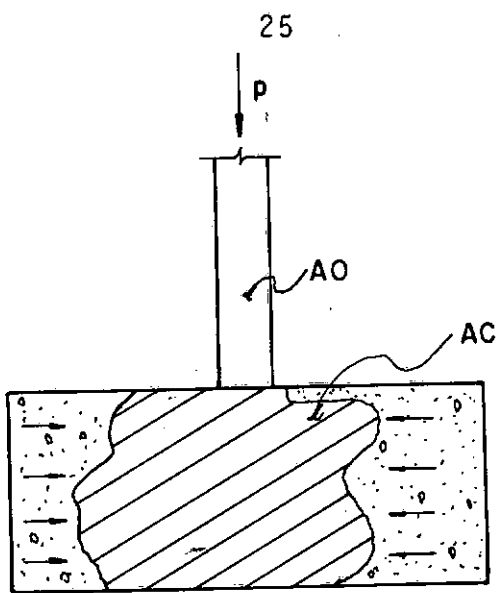
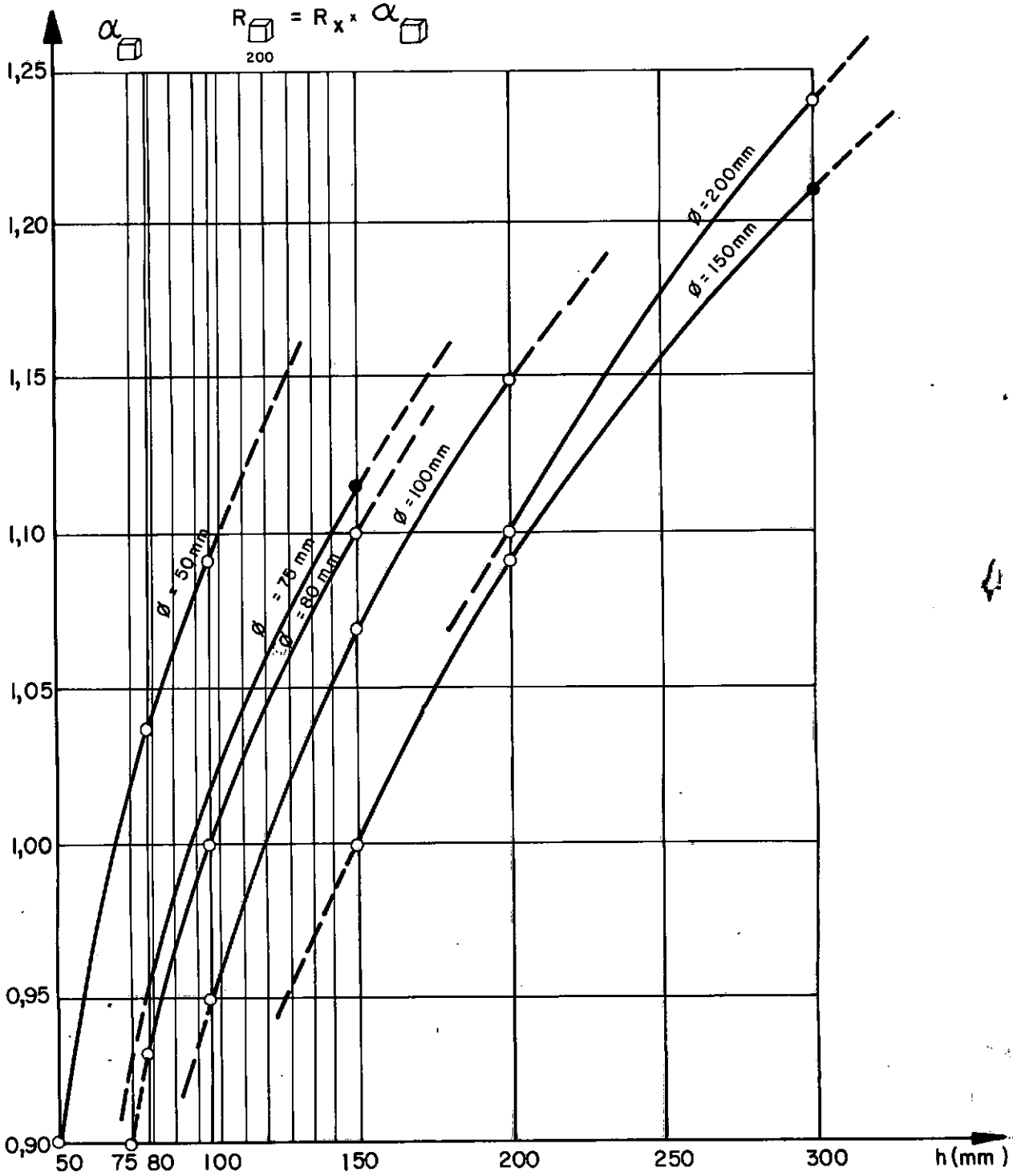


FIGURA 17

Nesse problema, o fato de termos uma pequena superfície sobre uma grande superfície, faz com que majoremos a resistência à compressão do bloco maior.

$$f_c = f_{cd} \sqrt{\frac{A_c}{A_0}} \geq f_{cd}, \quad f_c \leq 26 \text{MPa}$$

No entanto, como já dissemos, esse efeito não existe na estaca. motivo é simples, na verdade há uma relação de escala entre o corpo de prova retirado e a estaca como um todo. Ensaíamos o corpo de prova como se estivéssemos ensaiando a estaca, assim há um efeito homotético; essa contenção lateral na verdade não existe. O que existe, e foi desprezado, a favor da segurança, é a contenção lateral do solo. Ora, se o concreto rompe, parte desse esforço é absorvido pelo solo adjacente, e mesmo enquanto não há rompimento, o solo contribui com um travamento late-



"ABACO DO BETON - TASCHEBUCH"

FIGURA 18

ral que foi desprezado a favor da segurança.

Restam-nos algumas observações a respeito desse processo. É bastante difícil manter-se a direção da broca quando da descida do furo. Frequentemente esse furo sai do prumo, prejudicando sensivelmente a retirada do corpo de prova, além de ser praticamente impossível a exata localização do furo na estaca.

### III.2. Outros Processos

Existe uma série de outros métodos para avaliarmos a qualidade do concreto das estacas [16]. Um deles consiste na descida de uma câmara de T.V. pelo furo, a fim de se avaliar a existência de cavidades e fraturas no corpo da estaca. No entanto, como esse processo é demorado, e o buraco geralmente fica aberto, qualquer introdução de material (água de chuva etc.) provoca a ofuscação da visão.

Um outro método é o método sônico, que consiste na colocação de dois ou mais tubos de PVC de cerca de 40mm de diâmetro amarrados à armadura. Esses tubos são cheios d'água e um transmissor de 12,5Hz de frequência é colocado em um tubo, sendo o receptor colocado no outro. A seguir mede-se o tempo de transmissão das ondas em vários níveis de profundidade, e relaciona-se esses tempos com a qualidade do concreto, através de expressões que fogem ao escopo deste trabalho. Pode-se dessa forma analisar quase todas as seções das estacas.

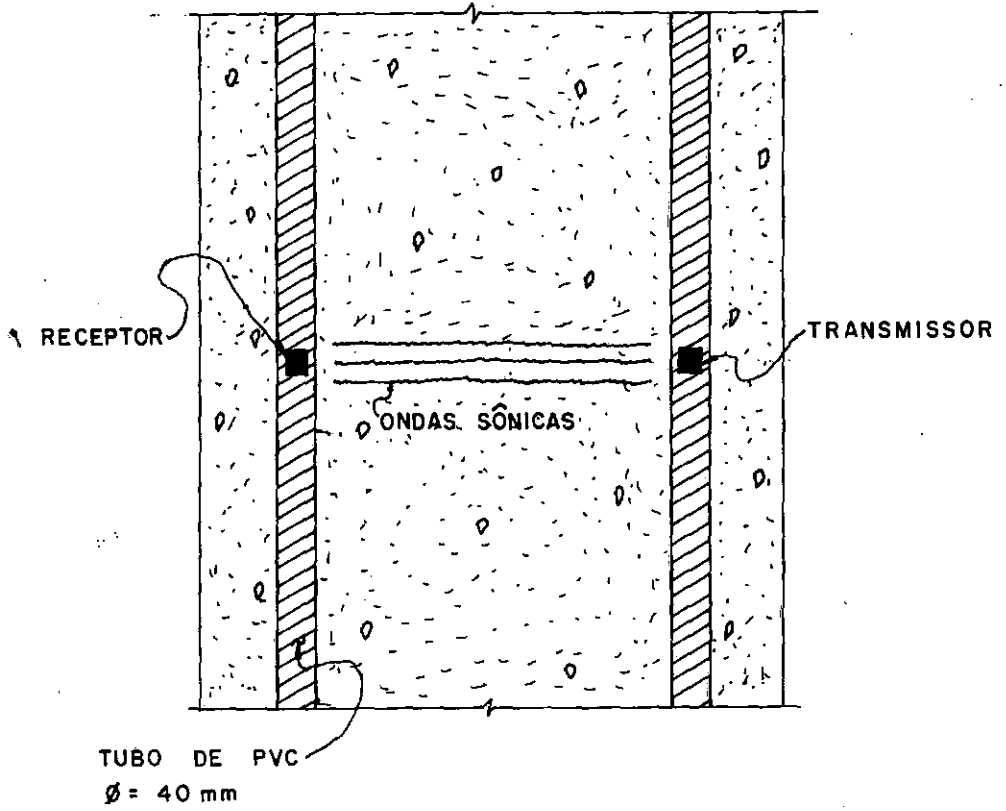


FIGURA 19

Este ensaio foi desenvolvido pelo CEBTP (Centre Experimental de Recherches et Études du Bâtiment et des Travaux Publics) e já está sendo usado em escala industrial na Europa Ocidental.

Outro método é o elaborado por Preiss (1971) [17] baseado na gama-radiação. Este método é semelhante ao sônico, variando apenas a radiação (raios-gama). Isso limita a distância entre o receptor e o transmissor em cerca de 600mm, além de exigir um elaborado equipamento de segurança. Através desse método obtém-se para cada leitura a densidade e a provável composição química do elemento estrutural. Um tempo curto nos indica pequena densidade. Esse método tem sido largamente utilizado em Israel, e mesmo aqui no Brasil alguns testes já foram feitos, particularmente nos viadutos ferroviários da ferrovia "PASSO FUNDO-ROCA SALES", por pesquisadores da UFRGS.

Todos esses processos poderão ser utilizados para que se corrijam possíveis distorções encontradas pelo ensaio do corpo de prova padrão. Isto é, suponhamos uma estaca com o seguinte "histórico" da resistência do concreto (ver figura 20

Logo vemos que na região crítica o ensaio sônico oferece valores bem inferiores àqueles obtidos pelo ensaio padrão. Assim, conservativamente, podemos adotar o valor da resistência obtida através de processo sônico, em detrimento da resistência do corpo de prova padrão.

No entanto deve-se salientar que o ensaio sônico me rece muitas críticas de pesquisadores quanto aos seus resultados.

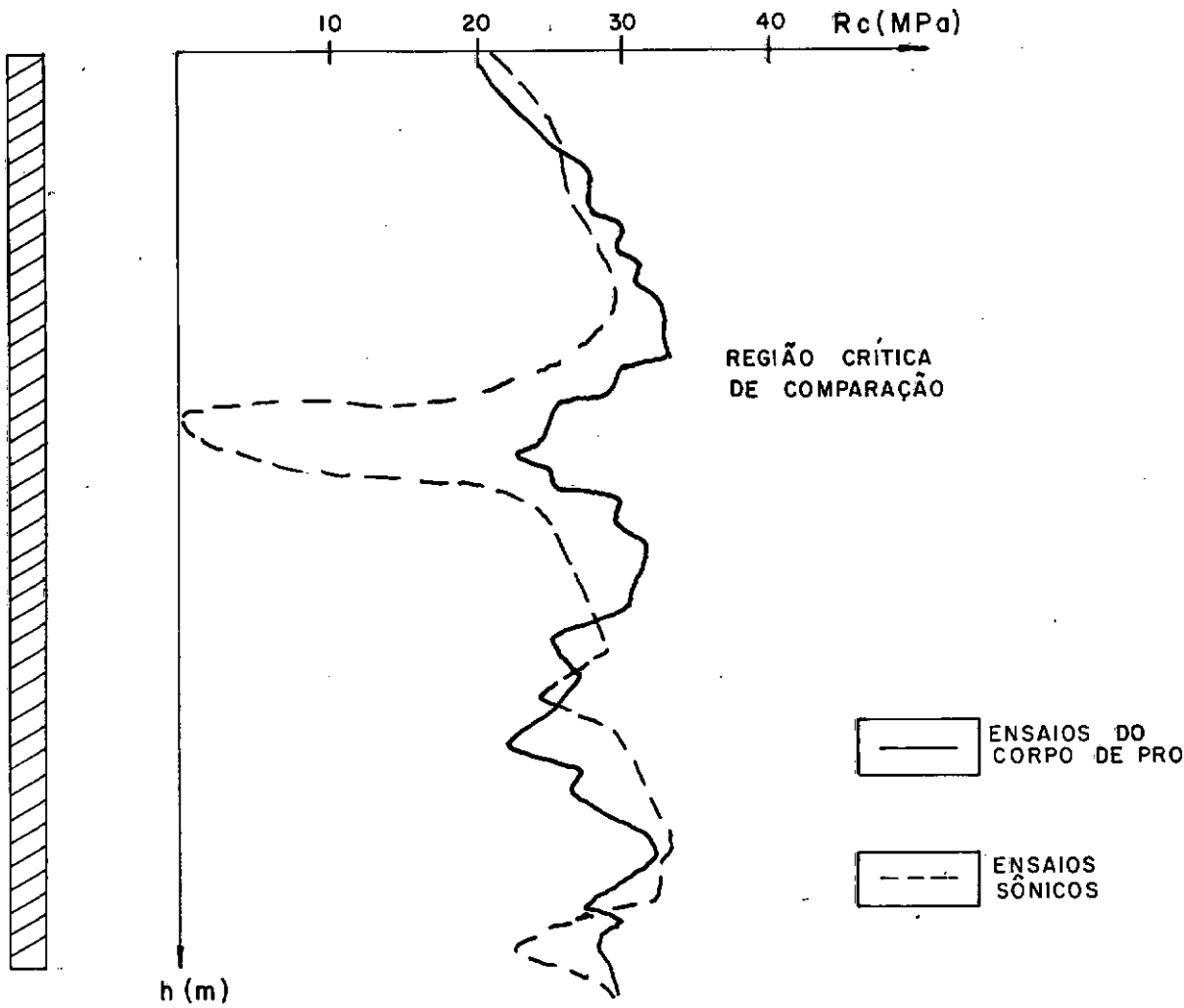


FIGURA 20



CAPÍTULO IVAVALIAÇÃO DA RESISTÊNCIA À COMPRESSÃO DO  
SUBEXTRATO ROCHOSO

A avaliação da Resistência à Compressão do subextra-  
to rochoso será aqui analisada apenas de maneira superficial,  
isto porque haveria necessidade de alguns conhecimentos de geo-  
logia e mecânica das rochas para se poder apresentar consisten-  
temente o problema.

A avaliação da resistência da rocha deve ser feita  
sempre antes do início das fundações. O processo em si é aná-  
logo ao do corpo de prova padrão. É retirada uma amostra sig-  
nificativa, e depois ensaiada para avaliação da Resistência à  
Compressão do subextrato rochoso.

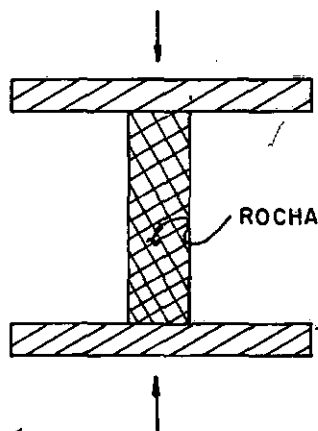
Tudo seria semelhante ao ensaio do corpo de prova  
padrão caso não existisse o problema de fissuração nas rochas.  
Essa fissuração nas rochas diminui enormemente a resistência à  
compressão do extrato rochoso. Através do testemunho rochoso  
e do R.Q.D. (Rock Quality Designation), podemos avaliar a influên-  
cia da fissuração na resistência rochosa.

O R.Q.D. mede em um determinado comprimento de tes

temunho, o comprimento da rocha que pode ser considerada como fissurada ou não. O R.Q.D. é a relação entre o comprimento total de trechos maiores do que 10cm e o comprimento total do testemunho extraído.



### TESTEMUNHO ROCHOSO



### EXTRAÇÃO DO TESTEMUNHO

FIGURA 21

Não entraremos em mais detalhes a respeito do R.Q.D. e da sua influência sobre a resistência das rochas, não sã por

que o assunto fugiria ao escopo do trabalho como também porque o próprio R.Q.D. é um ensaio muito discutido.

De uma maneira geral (em se tratando de rocha sã) a capacidade da rocha à compressão é significativamente maior que a resistência à compressão do concreto [17].

Além disso existem outros processos expeditos para a identificação da resistência à compressão. Esses processos se baseiam em identificação visual macroscópica e principalmente em resultados de pesquisas em locais semelhantes. Na Geologia de Engenharia é muito importante qualquer pesquisa que tenha sido feita em regiões similares às da obra ou mesmo em locais vizinhos ao da obra, para através desses resultados inferirmos os resultados para o projeto da infraestrutura.

CAPÍTULO VNOÇÕES BÁSICAS DE ESTATÍSTICA

Para o perfeito entendimento deste trabalho, necessário se torna uma perfeita compreensão de termos estatísticos. A partir desse momento o leitor deverá estar familiarizado com a Estatística, em virtude disso, nesse capítulo, reveremos alguns tópicos importantes que serão úteis para o desenvolvimento do assunto. Recomendamos a leitura de [21], [22], [24], [29].

V.1. Eventos Aleatórios e Probabilidade

Um evento aleatório é um evento que tem uma possibilidade de ocorrer, e probabilidade é a medida dessa possibilidade, sendo um número entre 0 e 1 (inclusive ambos); quanto maior a probabilidade, maior a possibilidade de ocorrência do evento. Um evento com probabilidade zero nunca ocorrerá; enquanto que aquele com probabilidade 1 certamente acontecerá. Escreveremos

$P(A)$  - probabilidade de que A ocorra

$P(A+B\dots)$  - probabilidade de que pelo menos um desses eventos ocorra

$P(AB\dots)$  - probabilidade de que todos esses eventos ocorram

$P(A/B)$  - probabilidade de que A ocorra, condicionado

a que B tenha ocorrido.

Se apenas um dos eventos A, B, ... pode ocorrer, eles são chamados exclusivos.

Se  $P(A/B) = P(A)$ , dizemos que A e B são independentes (isto é, a possibilidade de ocorrência de A não é influenciada pela ocorrência de B).

## V.2. Variáveis Aleatórias, Distribuições Estatísticas

Consideremos um conjunto de eventos, cada um caracterizado pelo número  $\eta$ . O número  $\eta$  é chamado variável aleatória e a ele é associada a função de distribuição acumulada  $F(y)$ , definida como a probabilidade de que o evento que ocorra tenha um valor  $\eta$ , menor ou igual a  $y$ . Isto é

$$F(y) = P(\eta \leq y)$$

Logo  $F(-\infty) = 0$ ,  $F(+\infty) = 1$ , e  $F(y)$  é uma função não decrescente de  $y$ .

Se  $g(\eta)$  é uma função de  $\eta$ , o valor médio de  $g$  é:

$$E(g(\eta)) = \int g(y) dF(y)$$

Se chamarmos  $f(y)$  como derivada de  $F(y)$ , temos

$$E(g(\eta)) = \int g(y) f(y) dy = \mu$$

$f(y)$  é chamada de função densidade de probabilidade.

Chamamos desvio padrão  $\sigma$  como

$$\sigma = \sqrt{S}, \text{ aonde } S = \text{variância de } \eta$$

$$\text{e } S = E\{(\eta - \mu)^2\}.$$

A média é a localização da variável aleatória com maior probabilidade de ocorrência, enquanto a variância é a medida da dispersão em torno da média.

O coeficiente de variação é definido por  $\sigma/\mu$  e frequentemente expresso em porcentagem.

As mais importantes distribuições acumuladas, são:

1) Distribuição normal

$$F(y) = \int_{-\infty}^y (2\pi\sigma^2)^{-1/2} \exp\{-1/2(t-\mu)^2/\sigma^2\} dt$$

2) Distribuição exponencial

$$F(y) = \begin{cases} 0, & y < 0 \\ 1 - e^{-\lambda y}, & y \geq 0 \end{cases} \quad (\lambda > 0),$$

3) Distribuição retangular

$$F(y) = \begin{cases} 0, & y < a \\ (y-a)/(b-a), & a \leq y \leq b, \\ 1, & y > b \end{cases}$$

#### 4) Distribuição binomial

$$F(y) = \sum_{t \leq y} \frac{n!}{t!(n-t)!} p^t (1-p)^{n-t}$$

A função de distribuição normal é a mais importante delas, tendo como função distribuição de probabilidade a curva de Gauss

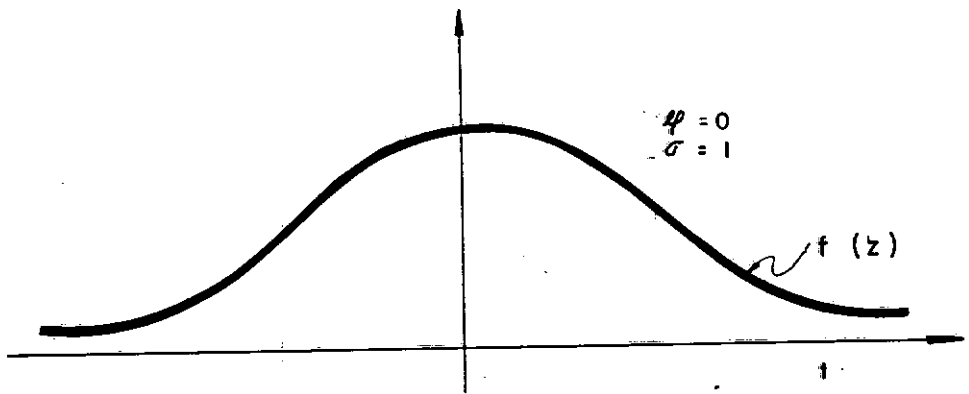


FIGURA 22

$$f(z) = (2\pi)^{-1/2} \exp(-1/2 t^2)$$

onde  $t$  é a variável aleatória.

Finalmente, falaremos a respeito do teorema do Limite Central da Estatística (que será utilizado posteriormente).

O teorema diz que a soma de  $n$  variáveis aleatórias

independentes tem, aproximadamente, distribuição normal, quando  $n$  é grande; em casos práticos  $n = 10$  é um número razoavelmente grande e  $n = 25$  pode ser considerado infinito.

De uma maneira formal poderíamos enunciar:

" Suponhamos  $n$  variáveis aleatórias independentes  $x_i$  tendo distribuição arbitrária, tal que a média seja  $\mu_i$  e a variância  $\sigma_i^2$ , ambos finitos. Façamos  $x = x_1 + x_2 + \dots + x_n$ . Então,

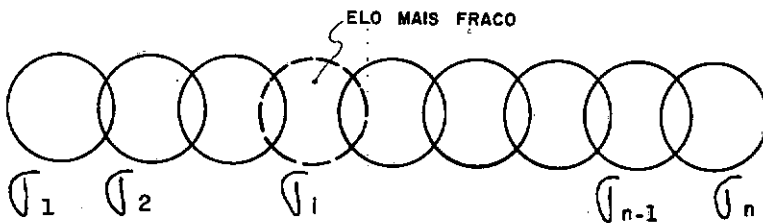
$$z_n = \frac{x - \sum_{i=1}^n \mu_i}{\left(\sum_{i=1}^n \sigma_i^2\right)^{1/2}}, \text{ tem distribuição normal } N(0,1), \text{ quando } n \rightarrow \infty.$$

A demonstração deste teorema foge ao nível matemático exigido para leitura dessa tese. Pode-se no entanto dizer, que ele só é válido quando a média e o desvio padrão do universo existirem e forem finitos.



CAPÍTULO VIMODELO ESTATÍSTICO ADOTADO PARA A RUPTURA DAS  
ESTACASVI.1. Hipótese "ELO FRACO" [18]

Uma estrutura pode ser considerada como uma associação de elementos. Essa associação pode ser em série ou em paralelo. Na associação em série, a tensão de ruptura da estrutura é a tensão de ruptura mínima de todos os seus elementos. Isto é a resistência à ruptura do concreto, por exemplo, é igual a resistência à ruptura mínima dos seus elos.

**FIGURA -23**

$$\sigma_{\text{estrutura}} = \min \{ \sigma_k \} = \sigma_i.$$

Já a distribuição em paralelo admite que, quando há um rompimento da cadeia, os esforços se redistribuem para os outros elos impedindo a ruptura da estrutura.

A associação em série será por nós referida por associação frágil (já que ela é característica de materiais frá-

geis) e a associação em paralelo por associação dútil (já que ela é característica de materiais dúteis). Essa nomenclatura será mantida por todo o trabalho. Concluímos então que um corpo é frágil se, e somente se, a falha de um elo da cadeia é fator necessário e suficiente para a falha do conjunto; e que um corpo é dútil se, e somente se, a falha do conjunto não ocorre até que todos os elementos formadores da cadeia falhem também. Na prática os corpos se situam num comportamento intermediário "FRÁGIL-DÚTIL". No entanto podemos, com algumas limitações, supor que os elementos se aproximam mais de um ou de outro comportamento.

## VI.2. Associação Frágil

Weibull nos seus trabalhos,

1) "A Statistical Theory of the Strength of Materials" Ingeniörs Vetenskaps Akademien, Handlingar nr 151, Stockholm, 1939 [19];

2) "The Phenomena of Rupture in Solids", Ingeniörs Vetenskaps Akademien, Handlingar nr 153, Stockholm, 1939 [20].

chegou a interessantes conclusões. Já em 1939, concluía Weibull que o uso de uma teoria determinística para o cálculo da resistência dos materiais era passível de críticas. Mostrava Weibull da necessidade de se introduzir conceitos estatísticos a fim de se avaliar a resistência dos materiais. O estudo de Weibull não é específico de concreto, tendo sido feito para vários materiais frágeis, como porcelana, giz, vidro etc. Nesse estudo, Weibull chega a conclusão de que existe uma distribuição estatís-

tica que representa bem o fenômeno de ruptura dos sólidos frágeis. Essa distribuição estatística recebeu o nome de distribuição de Weibull.

Essa distribuição será caracterizada adiante, e mais tarde mostraremos os gráficos comparativos dos resultados práticos com os teóricos. Estamos assemelhando a ruptura do concreto a uma ruptura frágil. Assim deixaremos de lado a ruptura dútil que por sinal, é a que melhor se adapta à configuração estatística normal [1].

Cabe aqui uma observação. Atualmente, embora o concreto se aproxime de uma ruptura frágil já se consegue projetar estruturas de concreto com características dúteis; isso porque pesquisas mostraram que estruturas dúteis resistem melhor a esforços sísmicos. Essa ductilidade é conseguida basicamente com artifícios na armadura existente (uso de armadura dupla etc.) [20]. Assim, fora de regiões sísmicas, (Chile, Califórnia, Japão, Nova Zelândia), as estruturas de concreto tendem a um comportamento bem menos dútil do que nessas regiões acima citadas.

Finalmente, deve-se notar que as distribuições de Weibull e de Gauss muito se aproximam, como nos mostra a figura a seguir.

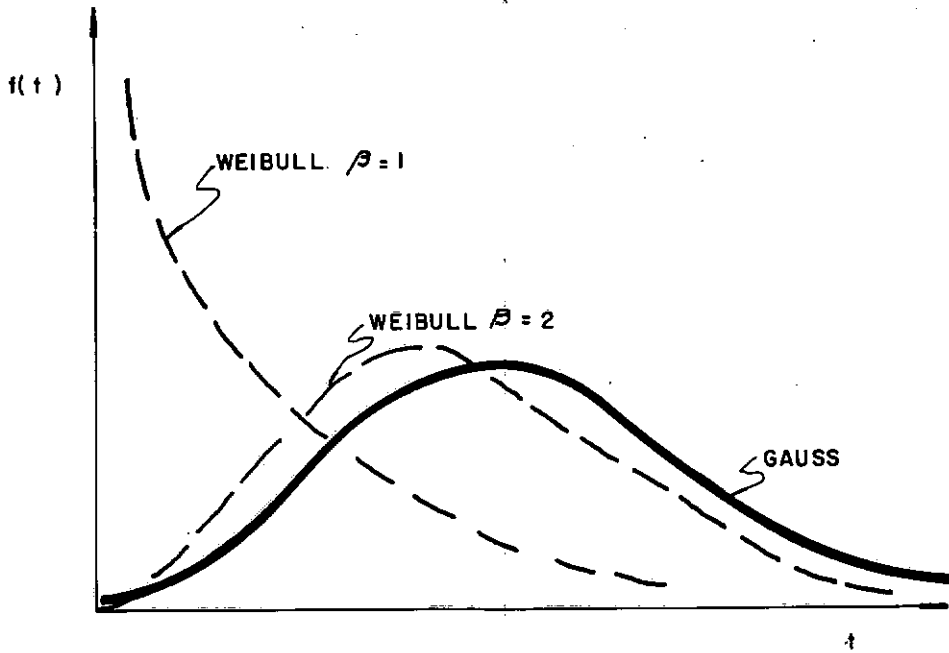


FIGURA 2.4

As curvas são portanto bastante semelhantes, embora a curva de Weibull possa degenerar ( $\beta = 1$ ) [21].

### VI.3. Função de Probabilidade de Weibull Associada à Ruptura

#### Frágil

Consideremos uma estrutura formada por  $n$  elementos iguais, associados em série e admitamos que a probabilidade de falha de cada elemento seja definida por

$F(x)$  aonde  $x$  = carga aplicada

A probabilidade de um elemento não falhar é  $(1-F(x))$  e admitindo comportamento independente, a probabilidade de não o correr falha em nenhum elemento será  $[1 - F(x)]^n$ .

Definamos risco de falha como

$$B(x) = \text{Risco} = - \ln(1 - F(x)) \quad (1)$$

aonde

$$F(x) = \text{probabilidade de falha}$$

$$1-F(x) = \text{probabilidade de sucesso}$$

se  $B(\vec{\sigma}) = - \ln(1 - F(\vec{\sigma}))$  representar o risco de falha na unidade de volume, então o risco de falha no volume total será

$$Bv(\vec{\sigma}) = \int_v B(\vec{\sigma}) dv \quad \text{logo temos}$$

$$Fv(\vec{\sigma}) = 1 - \exp(- Bv(\vec{\sigma})) =$$

$$= 1 - \exp(- \int_v B(\vec{\sigma}) dv) = \boxed{1 - \exp(- \int_v \ln(1-F(\vec{\sigma}) dv))}$$

Logo

$$\boxed{Fv(\vec{\sigma}) = 1 - \exp(- \int_{vol} \ln(1 - F(\vec{\sigma}) dv))}, \quad (2)$$

logo a probabilidade de falha numa estrutura com volume  $v$  pode ser calculada em função da probabilidade de falha de um elemento de volume.

De acordo com Weibull temos para um elemento submetido a um estado de tensão simples  $\vec{\sigma}$ ,

$$B(\vec{\sigma}) = \left( \frac{\vec{\sigma} - \vec{\sigma}_0}{\vec{\sigma}_1 - \vec{\sigma}_0} \right)^\beta \quad (3)$$

aonde  $\vec{\sigma}_0$ ,  $\vec{\sigma}_1$ , e  $\beta$  são constantes convenientemente escolhidas para concordar com os resultados experimentais, logo temos

$$F(\vec{\sigma}) = 1 - \exp\left(-\left(\frac{\vec{\sigma} - \vec{\sigma}_0}{\vec{\sigma}_1 - \vec{\sigma}_0}\right)^\beta\right)$$

Uma maneira prática de avaliarmos a teoria, inclusive a expressão  $B(\vec{\sigma}) = \left(\frac{\vec{\sigma} - \vec{\sigma}_0}{\vec{\sigma}_1 - \vec{\sigma}_0}\right)^\beta$  seria plotarmos

$$\ln \ln \left( \frac{1}{1 - F(\vec{\sigma})} \right) \quad \text{com } \ln \vec{\sigma}, \text{ pois}$$

$$F(\vec{\sigma}) = 1 - \exp\left(-\left(\frac{\vec{\sigma} - \vec{\sigma}_0}{\vec{\sigma}_1 - \vec{\sigma}_0}\right)^\beta\right) \quad \text{logo}$$

$$\ln \frac{1}{1 - F(\vec{\sigma})} = \left(\frac{\vec{\sigma} - \vec{\sigma}_0}{\vec{\sigma}_1 - \vec{\sigma}_0}\right)^\beta \quad \text{e daí}$$

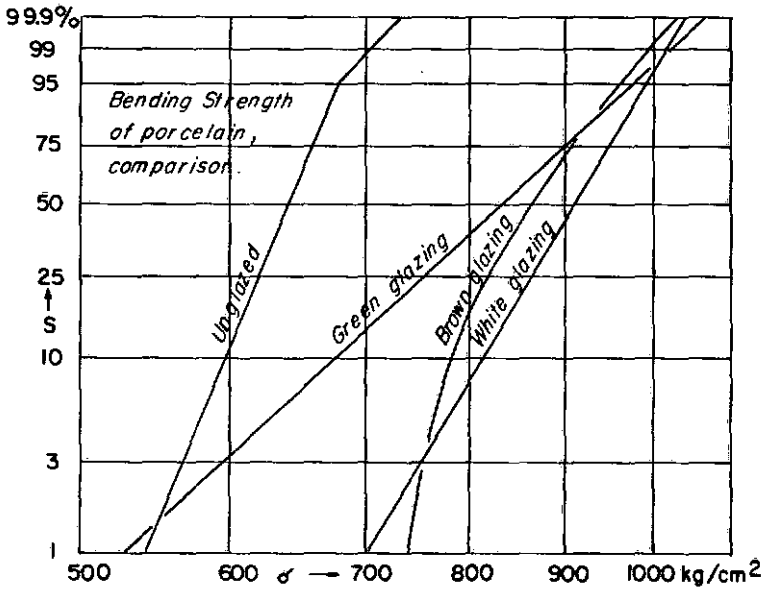
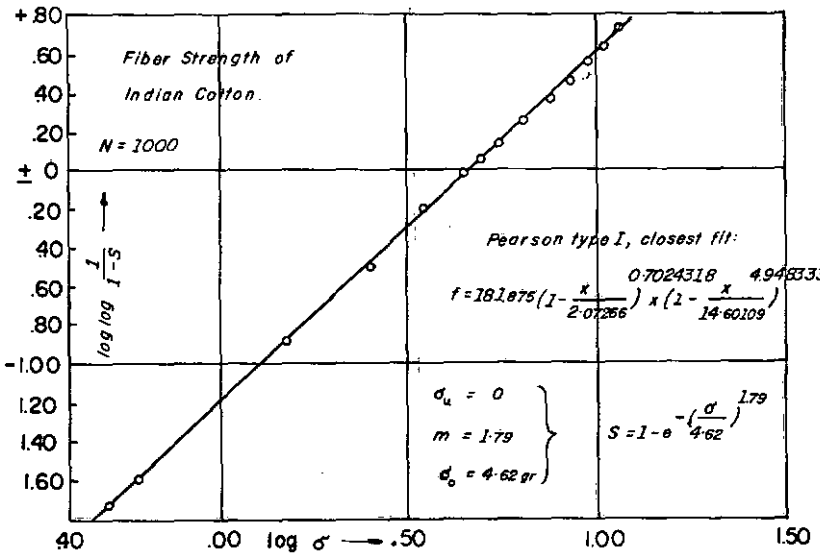
$$\ln \ln \frac{1}{1 - F(\vec{\sigma})} = \beta \ln(\vec{\sigma} - \vec{\sigma}_0) - \beta \ln(\vec{\sigma}_1 - \vec{\sigma}_0)$$

(4)

Assim sendo o gráfico plotado seria uma linha reta com coeficiente angular  $\beta$  (sendo  $\vec{\sigma}_0$  convenientemente escolhido).

Weibull fez estas comparações (teoria-prática) com os seguintes materiais: porcelana, concreto, gesso, aço e até com cubos de açúcar.

Os resultados mostrados nos gráficos que se seguem mostram a eficácia da teoria.





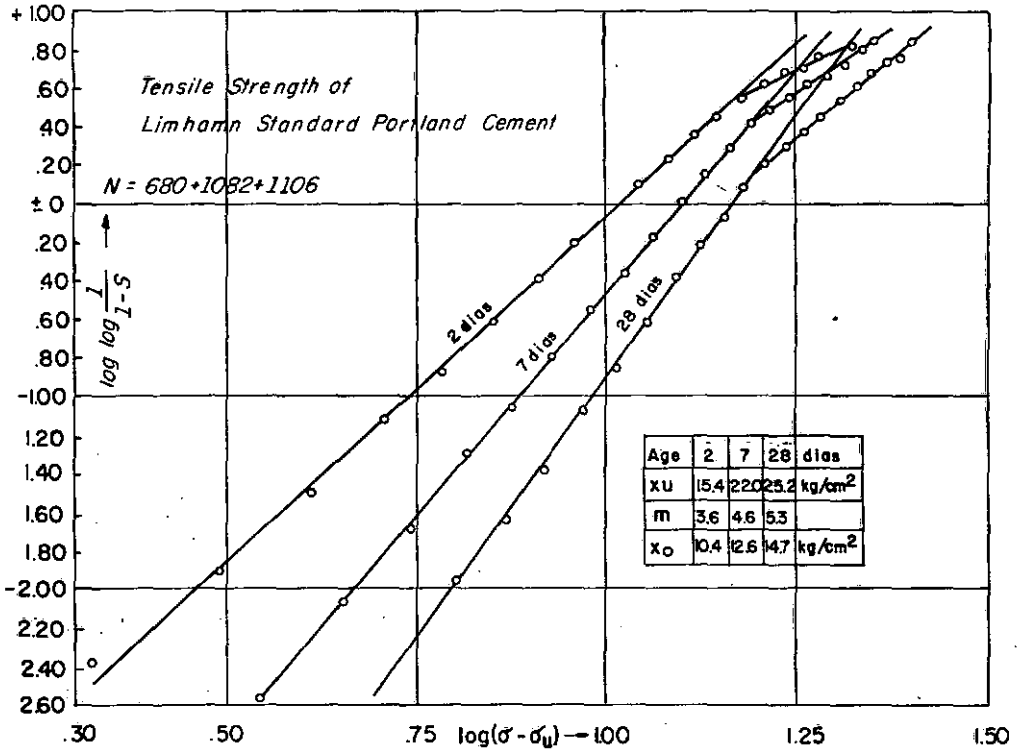


FIGURA 25

CAPÍTULO VIINÚMEROS ALEATÓRIOS

Antes de estudarmos a metodologia de cálculo, através do Método de Monte Carlo necessário se torna o estudo preliminar de um conceito muito importante na teoria usada - Números aleatórios.

O Método de Monte Carlo se utiliza de números aleatórios, daí a necessidade de gerá-los. Os números aleatórios por nós utilizados deverão ter distribuição retangular entre 0 e 1, isto é, eles serão uniformemente aleatórios entre 0 e 1. Para uso comum recomendamos a utilização de tabelas aleatórias existentes nos mais variados livros de Estatística. No entanto para uso em computador há necessidade de gerá-los matematicamente. Recomendamos a leitura de [25] para melhor entendimento dos métodos de geração.

A primeira sugestão para geração de aleatórios foi devida a Metropolis e von Neumann e é conhecido como "midsquare method". O processo basicamente consiste na elevação ao quadrado de um número de quatro dígitos, com o aproveitamento dos quatro algarismos do meio como segundo número da sequência e assim sucessivamente.

Ex.: 1º número aleatório: 4281

2º número aleatório:

$(4281)^2 = 18326961 \rightarrow$  3269 etc.

No entanto Neumann mostrou que esta seqüência era "pseudo-aleatória". Apesar disso, a sua "pseudo-aleatoriedade" é suficiente para os problemas existentes. Esse método foi por nós utilizado para geração aleatória entre 0 e 1.

Existem outros métodos não mais usando artifícios matemáticos, mas usando outros caminhos. Um dos processos (que é o empregado pelos computadores IBM) consiste em multiplicar o número gerador da série aleatória por uma potência de 2 de tal modo que o produto ultrapasse os limites de precisão do computador, quando tal ocorre o computador busca na sua memória, no "lixo", um número qualquer (aleatório) para continuar o processo.

Existem outros processos (que demandam uma profunda teorização matemática) os quais para melhor entendimento recomendamos a leitura e estudo de [32].

CAPÍTULO VIIIMÉTODO DE MONTE CARLO

O método de Monte Carlo nada mais é que um método estatístico de simulação de problemas e fatos. Poderíamos dizer que faz parte da Matemática Experimental. E apresentariamos [25] o método de Monte Carlo como o método que trata do ramo da Matemática Experimental que está relacionado com experimentos com números aleatórios.

O método de Monte Carlo pode ser usado para cálculo integral, para estudo do trajeto de partículas atômicas dentro de reatores nucleares etc.; isso porque, quanto mais geral e formal é o problema, menos condições tem a teoria para solucionar aplicações numéricas particulares. Entretanto, a resolução de problemas matemáticos através de métodos aproximados, tem em contrado certa resistência.

De uma maneira informal poderíamos explicar o método de Monte Carlo da seguinte maneira: seja uma amostra aleatória com distribuição estatística de frequência acumulada  $F(x)$ , logo  $F(x)$  estará no intervalo  $[0,1]$ . Se nós escolhermos valores aleatórios entre 0 e 1 e univocamente calcularmos valores de  $x$  correspondentes, estaremos simulando a amostra aleatória, isto é, a média desses valores, se aproximará da média da

amostra, o desvio padrão também etc.

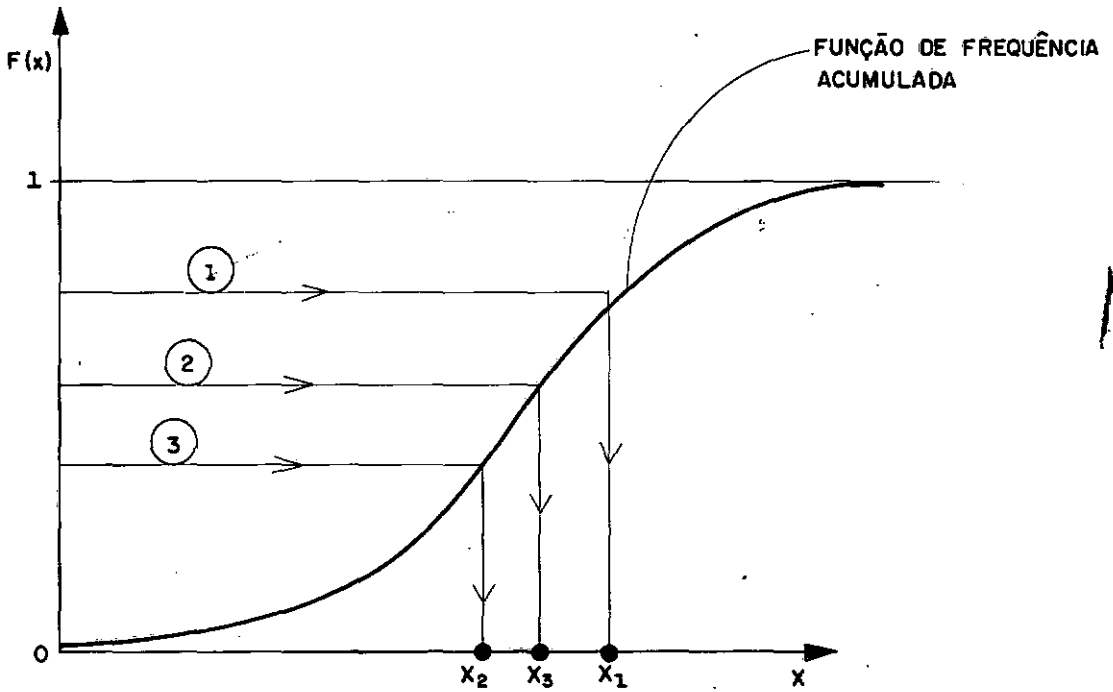


FIGURA 26

A cada seqüência de valores  $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$  chama mos amostra aleatõria.

Atravês de um exemplo, podemos explicar o porquê do sucesso desse método.

Sejam  $\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_n$  números aleatórios independentes (retangularmente distribuídos) entre 0 e 1, então

$g_i = g(\rho_i)$  são variáveis aleatórias independentes com valor esperado  $\theta$ . ( $\theta = \int_0^1 g(x) dx$ )

Assim  $\bar{g} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_i$  é uma estimativa de  $\theta$ , e sua variância é

$$\frac{1}{n} \int_0^1 (g(x) - \theta)^2 dx = \frac{\sigma^2}{n}$$

O erro padrão de  $\bar{g}$  é assim  $\sigma_{\bar{g}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$

Por exemplo, seja  $g(x) = \frac{e^x - 1}{e - 1}$ ,  $0 \leq x \leq 1$  assim ( $\theta$ )

(valor esperado) = 0,418 e  $\sigma = 0,286$ .

Apanhamos 16 números aleatórios (extraídos da tabela)

1a)

i	$\rho_i$	$g(\rho_i)$
1	0,96	0,938
2	0,28	0,188
3	0,21	0,136
4	0,94	0,908
5	0,35	0,244
6	0,40	0,286
7	0,10	0,061
8	0,52	0,397
9	0,18	0,115
10	0,08	0,048
11	0,50	0,378
12	0,83	0,753
13	0,73	0,626
14	0,25	0,165
15	0,33	0,228
16	0,34	0,236
Média		0,357

logo  $|\bar{f} - \theta| = 0,061$ , enquanto que o uso teórico é

$$\sigma/\sqrt{16} = 0,072 > 0,061 \text{ (aceitável)}$$

Mais tarde usaremos esse método na nossa metodologia.

CAPÍTULO IXMODELO ESTATÍSTICO PARA GERAÇÃO DO UNIVERSODAS ESTACASIX.1. Metodologia

Face ao exposto, concluímos ser a distribuição estatística de Weibull a que melhor representa a distribuição de resistência do estaqueamento.

No entanto devemos calcular os valores das constantes da distribuição de Weibull. Isso será feito através da análise de algumas estacas do universo e a partir daí calcularemos às constantes para o universo.

A hipótese adotada (Elo Fraco) é conservadora porque despreza a contribuição do solo na região de baixa resistência. Isto é, quando há o rompimento de uma região da estaca, haverá transferência de parte desse esforço para o solo, fato esse desprezado, a favor da segurança, no nosso modelo.

O procedimento a ser adotado será o seguinte:

1) Escolhem-se n estacas que serão analisadas a fim de compor a amostra geradora do universo.



2) Cálculo de  $R_{w,L}$  (resistência mínima das estacas), para cada uma das estacas da amostra, aonde

$$R_{w,L} = \min\{R_{\text{concreto}}, R_{\text{rocha}}\}$$

3) Cálculo das constantes de Weibull, obtendo-se assim a função de probabilidade do universo.

4) Cálculo do número de estacas que está fora do universo (isto é, algumas estacas têm valores de resistência ou excessivamente alto ou excessivamente baixo), para cálculo estrutural do bloco de coroamento.

Cada uma dessas etapas será analisada a seguir com detalhes; No entanto, a parte 4, será estudada apenas para efeito do cálculo estrutural do bloco de coroamento(IX.4).

## IX.2. Escolha da Amostra

As estacas escolhidas para amostra serão aquelas que, a princípio, possam ser definidas como "problemáticas". Isto é, analisando-se os relatórios da firma construtora e usando-se o "engineering judgment" escolhemos qualitativamente estas estacas. Como essa amostra não é escolhida aleatoriamente mas sim baseada em informações do campo, a variabilidade que a teoria das pequenas amostras fatalmente introduzirá fica a favor da segurança. Resta-nos analisar quantitativamente estas estacas.

Quantas estacas de um total de N possíveis deverão ser escolhidas para significativamente representar o universo?

O problema, estatisticamente, tem solução. Seja um universo U, calcule n para que a média da amostra tenha p% de probabilidade de diferir da média do universo de menos de  $\delta$ . Suponhamos que o universo tenha desvio padrão de  $\sigma$ , logo:

$$\boxed{n = \frac{\sigma^2}{\delta^2} (Z_a)^2} \quad [22] \quad (5)$$

onde  $\bar{A}(Z_a)$  = área da curva normal correspondente a p% (quantil central).

A expressão ( 5 ) é válida para universo normal (Gauss), no entanto como a função de Weibull não está tabelada e como Weibull se aproxima bastante de Gauss (ambas são funções exponenciais) podemos aproximar a nossa distribuição de Weibull à distribuição de Gauss. (Ver Fig. 24).

Possuímos  $\delta$  (arbitrado pelo projetista),  $Z_a$  (tabela do), mas não temos  $\sigma$  = desvio padrão.

De acordo com estudos feitos por Rüsck [23], e mais tarde adotados pela NBl/78 [14], temos:

$$\boxed{1) \sigma = 4 \text{MPa} \quad \leftarrow}$$

Quando houver assistência de profissional legalmente habilitado, especializado em tecnologia do concreto, todos os materiais forem medidos em peso e houver medidor de água, corrigindo-se as quantidades de agregado miúdo e de água em

função de determinação freqüente e precisa do teor de umidade dos agregados, e houver garantia de manutenção no decorrer da obra, de homogeneidade dos materiais a serem empregados.

$$2) \sigma = 5,5 \text{ MPa}$$

Quando houver assistência de profissional legalmente habilitado, especializado em tecnologia do concreto, o cimento for medido em peso e os agregados em volume, e houver medidor de água, com correção do volume do agregado miúdo e da quantidade de água em função de determinação freqüente e precisa do teor de umidade dos agregados.

$$3) \sigma = 7 \text{ MPa}$$

Quando o cimento for medido em peso e os agregados em volume e houver medidor de água, corrigindo-se a quantidade de água em função da umidade dos agregados simplesmente estimada.

Podemos assumir  $p = 90\%$ , logo se  $p = 90\%$  então  $Z_a = 1,65$  (tabela de Gauss) logo  $n = \frac{\sigma^2}{\delta^2} (Z_a^2) = \frac{\sigma^2}{\delta^2} (1,65)^2 \therefore$

$$\therefore n = 2,72 \frac{\sigma^2}{\delta^2} \quad (6)$$

Assim temos:

1) Controle\_Rigoroso ( $\sigma = 4 \text{ MPa}$  )

$$n = \frac{4352}{\delta^2} \quad (7)$$

2) Controle\_Razoável ( $\sigma = 5,5 \text{ MPa}$  )

$$n = \frac{8228}{\delta^2} \quad (8)$$

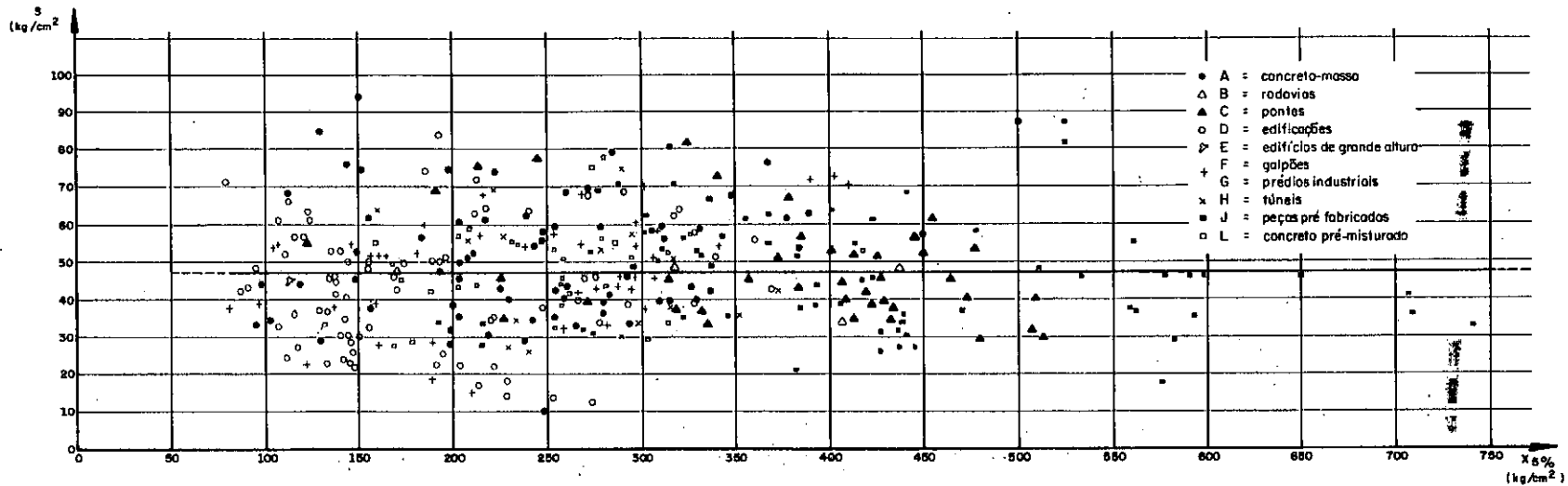
3) Controle\_Regular ( $\sigma = 7,0 \text{ MPa}$  )

$$n = \frac{13328}{\delta^2} \quad (9)$$

### IX.3. Cálculo da Resistência da Amostra - Distribuição de Weibull

A segunda parte da metodologia consiste na obtenção de valores de resistência para cada uma dessas  $n$  estacas da amostra. Para cada uma delas temos um valor de  $R_{\text{concreto}}$  e um de  $R_{\text{rocha}}$ . Consideramos  $R_{w,L} = \min \{R_{\text{conc}}, R_{\text{rocha}}\}$  logo teremos a resistência mínima de cada uma das estacas características da amostra.

No entanto para o cálculo de  $R_{\text{conc}}$  existem dois critérios distintos.



A avaliação dos resultados de uma pesquisa internacional de grandes séries de ensaios mostra claramente que o desvio padrão  $s$ , registrando valores relativos ao quantil de 5%, é bastante independente da resistência característica do concreto. Por este motivo, o desvio padrão pode ser considerado como uma medida da qualidade da produção do concreto.

$s^2$

a) Critério do Elo-Fraco Contínuo [18]

Esse critério admite uma cadeia de elos infinitesimais para o cálculo da resistência mínima. Assim teremos que comparar os valores da resistência ao longo da estaca obtidos pelos ensaios geofísicos e pelo ensaio de corpo de prova padrão e pesquisaremos a resistência mínima.

Este critério tem a desvantagem de tomar como resistência da estaca, resistências que podem não corresponder à realidade. Suponhamos que um ensaio mal feito dê um valor de resistência extremamente pequeno, esse valor, embora não correspondendo à realidade será considerado como  $R_{estaca}$ , já que ele não sofre nenhuma verificação de consistência. Além disso esse método pode nos levar, por outro lado, a valores por demais conservativos, já que o fato de termos uma resistência mínima em um corpo de prova, não nos leva a concluir, que em toda seção transversal naquele nível, a resistência será também mínima. Há uma dispersão horizontal de valores que deve ser levada em conta.

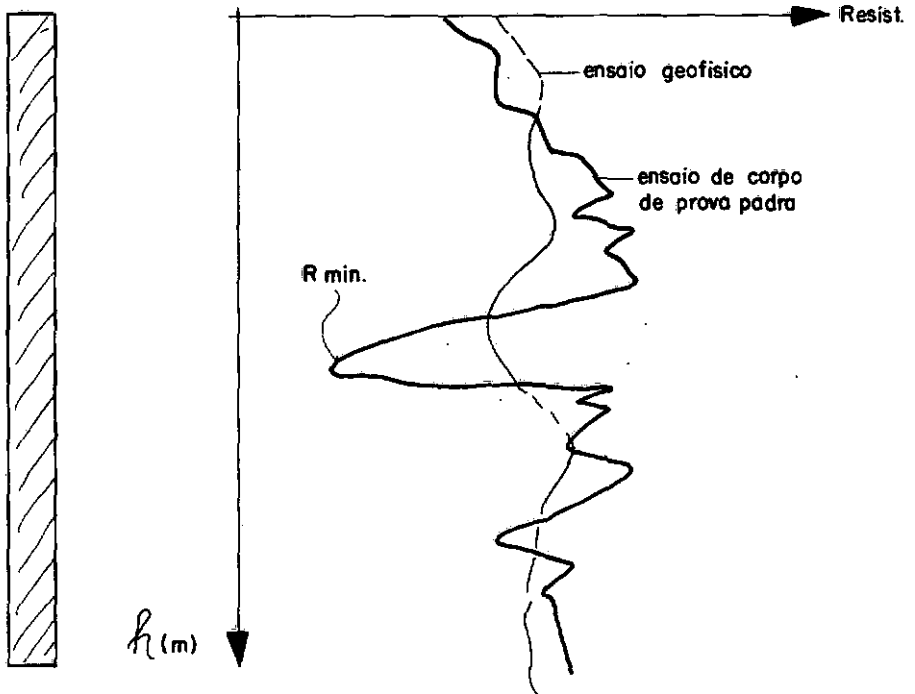


FIGURA 28

b) Crítério do Elo-Fraco Discreto [31]

Esse crítério admite que a cadeia de elos seja de comprimento finito, por exemplo 1,0m de comprimento. O procedimento adotado é o seguinte:

1) Divide-se o comprimento da estaca em trechos de 1,0m (por exemplo) e extraem-se corpos de prova (no mínimo 2 em cada segmento).

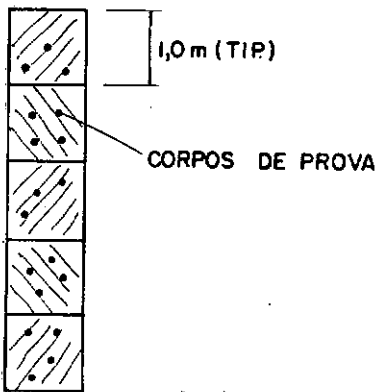


FIGURA 29

2) A seguir, calcula-se para cada trecho

$$X_{\text{médio}} = \frac{\sum k}{n}$$

$$\text{e desvio padrão} = \sigma = \sqrt{\frac{\sum (R - X_m)^2}{n-1}}$$



3) Calcula-se o desvio padrão global

$$\sigma^2 \text{ global} = \frac{\sum_{i=1}^n \sigma_i^2 (n_i - 1)}{\sum_{i=1}^n (n_i - 1)} \quad [21]$$

4) Calculamos para cada segmento  $R_{\text{m\u00e9dio}} \pm 3\sigma \text{ global}$ . Todos os valores de cada segmento que estiverem fora desse intervalo s\u00e3o desprezados (s\u00e3o considerados como valores fora da normalidade do universo estat\u00edstico).

5) Repete-se o processo, agora com os valores restantes, at\u00e9 que n\u00e3o tenhamos que desprezar valores de resist\u00eancia. Os valores fora do intervalo  $R_{\text{m\u00e9dio}} \pm 3\sigma \text{ global}$  s\u00e3o aqueles com probabilidade de menos de  $10^{-3}$  de ocorr\u00eancia.

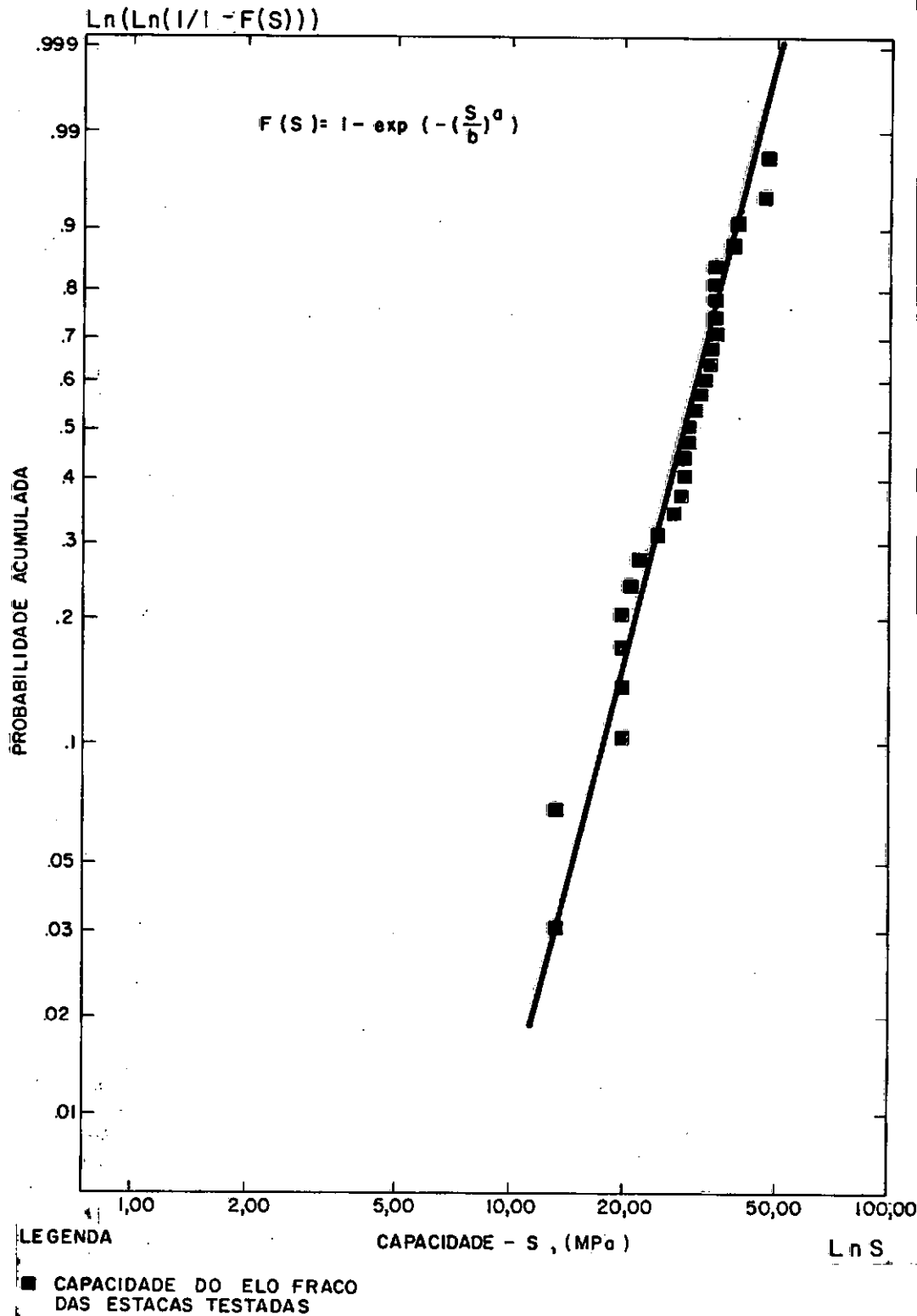
6) Calculamos para cada trecho o  $R_{\text{m\u00e9dio final}}$  e a seguir calculamos para a estaca  $\min \{R_{\text{m\u00e9dio final}}\}$ ; esse valor corresponde a  $R_{w,L}$  da estaca (Resist\u00eancia do elo fraco).

Esse m\u00e9todo apresenta uma s\u00e9rie de diferen\u00e7as em rela\u00e7\u00e3o ao anterior. O desprezo a valores fora do intervalo  $\{R_{\text{m\u00e9dio}} \pm 3\sigma \text{ global}\}$  faz com que valores extremamente reduzidos de resist\u00eancia sejam considerados como n\u00e3o pertinentes \u00e0 amostra. Al\u00e9m disso calculamos a m\u00e9dia das Resist\u00eancias nos segmentos, assim o crit\u00e9rio leva em conta o problema da dispers\u00e3o horizontal.

De posse desses valores podemos obter os par\u00e2metros de Weibull. Caso plotemos esses valores de resist\u00eancia da estaca (gr\u00e1fico  $\ln(R_{\text{m\u00ednimo}}) \times \ln(\ln(\frac{1}{1-F(R_{\text{m\u00ednimo}}))})$ ) teremos uma

FIGURA 30

linha reta.



R = Resistência mínima das estacas

F(R) = função de probabilidade acumulada

Antes porém de calcularmos os parâmetros de Weibull, é interessante recordarmos algumas propriedades da distribuição probabilística de Weibull [21, 22, 29]

1) Função de Distribuição Acumulada

$$F(x) = 1 - \exp \left[ - \left( \frac{x-\epsilon}{k-\epsilon} \right)^\beta \right]$$

$$x \geq \epsilon; \beta > 0; k > \epsilon \geq 0$$

no nosso caso assumimos  $\epsilon = 0$  (questão de posicionamento dos eixos), logo

$$F(x) = 1 - \exp \left[ - \left( \frac{x}{k} \right)^\beta \right]$$

$$x \geq 0; \beta > 0; k > 0$$

2) Função Densidade de Probabilidade

$$f(x) = \frac{\beta}{k} \left( \frac{x}{k} \right)^{\beta-1} \exp \left[ - \left( \frac{x}{k} \right)^\beta \right]$$

3) Média

$$\bar{x} = k \Gamma \left( 1 + \frac{1}{\beta} \right) \quad , \text{ aonde } \Gamma(x) = \text{função gama}$$

$$\Gamma(x) = \int_0^{\infty} e^{-y} y^{x-1} dy, \quad x > 0 \quad [27]$$

4) Desvio Padrão

$$\sigma = k \left[ \Gamma \left( 1 + \frac{2}{\beta} \right) - \Gamma^2 \left( 1 + \frac{1}{\beta} \right) \right]^{1/2}$$

Para se obter os valores de  $k$  e  $\beta$  analiticamente (sem precisar plotar o gráfico e a partir dele inferir as constantes), montamos o seguinte sistema:

1) Calculamos

$$\bar{x}_k = \frac{\sum x_i}{n} \quad (\text{m\u00e9dia das Resist\u00eancias m\u00ednimas das } n \text{ es-} \\ \text{tacas da amostra)}$$

2) Calculamos

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum (x_i - \bar{x}_k)^2}{n-1}} \quad (\text{desvio padr\u00e3o})$$

logo

$$\begin{cases} \bar{x}_k = k\Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right) \\ \sigma = \left[\Gamma\left(1 + \frac{2}{\beta}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{\beta}\right)\right]^{1/2} \end{cases}$$

Assim temos um sistema de duas equa\u00e7\u00f5es e duas inc\u00f3gnitas. Resolvendo esse sistema (que deve ser solucionado iterativamente), calculamos  $k$  e  $\beta$ .

Para nos certificarmos de que a fun\u00e7\u00e3o de probabilidade encontrada realmente satisfaz ao problema podemos usar o m\u00e9todo de "Kolmogorov - Smirnoff" [21, 24]. Esse m\u00e9todo n\u00e3o diz qual a melhor distribui\u00e7\u00e3o estat\u00edstica, mas escolhida uma distribui\u00e7\u00e3o, o m\u00e9todo nos diz se essa distribui\u00e7\u00e3o \u00e9 realmente boa.

O procedimento a ser adotado, deve ser o seguinte:

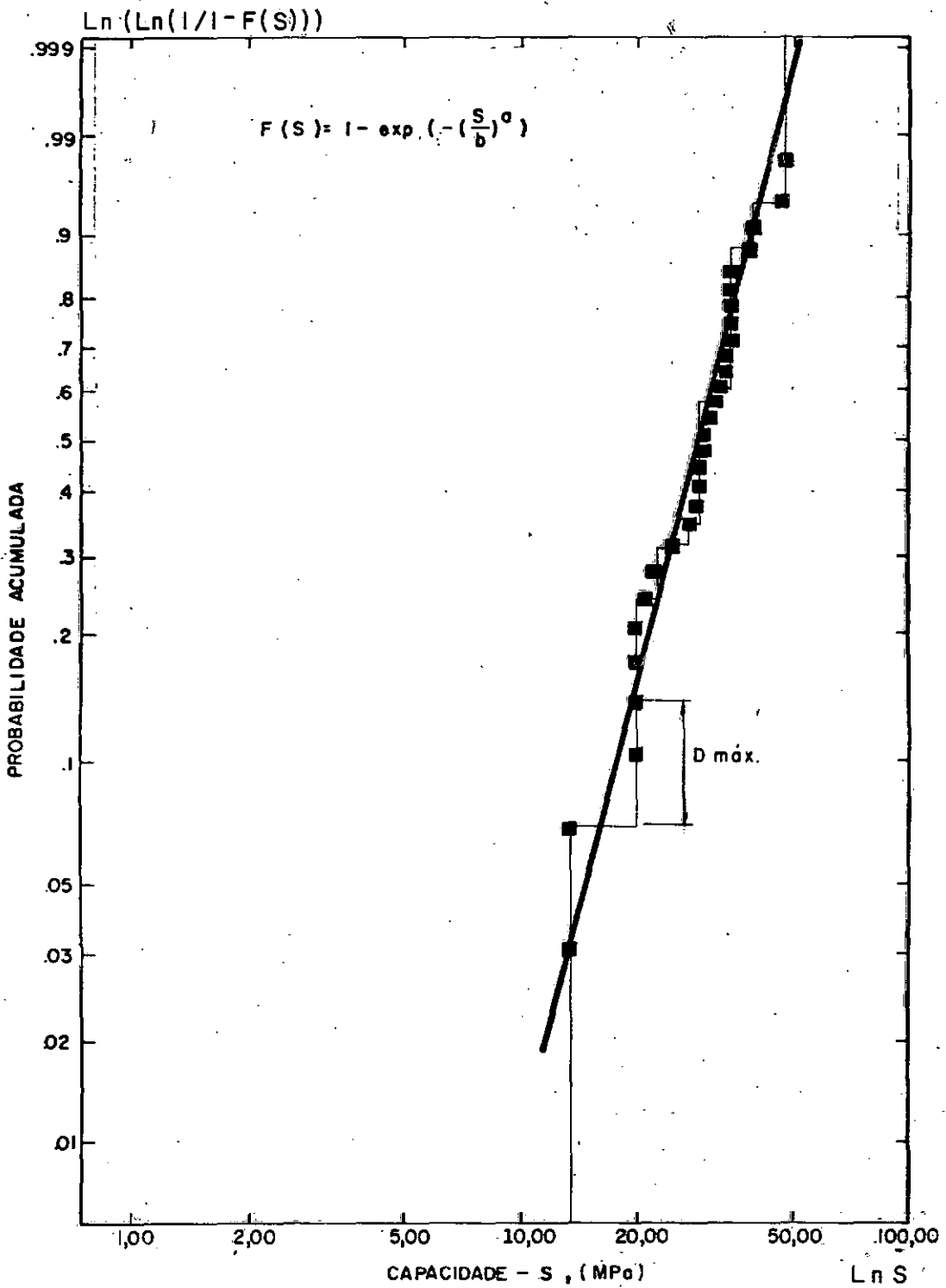
1) Plotamos a curva de Weibull (com as constantes calculadas  $k$  e  $\beta$ ) e o histograma das Resistências encontradas.

2) A seguir calculamos  $D_{\max}$  = afastamento máximo entre a curva de Weibull e o histograma.

3) Após calcularmos  $D_{\max}$ , comparamos com  $D_{\alpha, n}$  aonde  $n$  = número de estacas da amostra e  $\alpha$  = fator de confiança (0,05, correspondente a uma confiança de 95%). Esse valor de  $D_{\alpha, n}$  está tabelado a seguir [24].

n	$D_{0,05}$
1	0,975
2	0,842
3	0,708
4	0,624
5	0,565
6	0,521
7	0,486
8	0,457
9	0,432
10	0,410
11	0,391
12	0,375
13	0,361
14	0,349
15	0,338
16	0,328
17	0,318
18	0,309
19	0,301
20	0,294
25	0,27
30	0,24

Logo se  $D_{n, \alpha} \geq D_{\max}$ , a distribuição estatística é boa aproximação do problema.



## LEGENDA

- CAPACIDADE DO ELO FRACO DAS ESTACAS TESTADAS

FIGURA 31

IX.4. Análise das Estacas fora do Universo Estatístico [26]

Após definirmos completamente a função de probabilidade acumulada podemos calcular o número de estacas que fogem ao universo adotado. Tal fato pode ser desejado para o cálculo estrutural do bloco de coroamento. Isso porque, estacas fora do universo deverão ser substituídas por molas, já que as suas propriedades são diferentes das propriedades das demais estacas. Para avaliarmos o número de estacas que "fogem" ao universo usaremos a função distribuição binomial (distribuição característica de eventos que ocorrem ou não). Uma estaca ou pertence ou não pertence ao universo, isto faz com que seja a distribuição binomial a que melhor se adapta ao problema; logo temos:

$$P \binom{N}{n} = \binom{N}{n} p^n (1-p)^{N-n}$$

aonde

$$\binom{N}{n} = \frac{N!}{n!(N-n)!}$$

$N$  = número total de estacas

$n$  = número de estacas fora do universo

$p$  = probabilidade de ocorrência de uma estaca diferente das demais, dentro do universo das estacas.

Inicialmente calculamos para  $x$  = tensão esperada na estaca =  $\frac{N_{\text{estaca}}}{\text{Area}_{\text{estaca}}}$  o valor de  $F(x)$  (probabilidade de ocorrência) para a função de Weibull já calculada. Suponhamos que para um  $x$  = tensão esperada = 7 MPa, calculamos  $F(x) = 0,244\%$

(isto é, há uma probabilidade de apenas 0,244% de existência de estacas piores). Fazemos portanto  $p = F(x)$  e igualando  $P \binom{N}{n} = 95\%$  (certeza no resultado), calculamos para

$n = 0$  valor de  $P$

$n = 1$  valor de  $P$

⋮  
⋮

até que  $P$  acumulada chegue a 95%; assim, temos o número de estacas que fogem ao universo, com 95% de confiança (vide exemplo).

Se tivermos encontrado  $n = 2$  (por exemplo) devemos supor a existência de duas molas para o cálculo estrutural do bloco de coroamento; essas duas estacas deverão ser escolhidas da maneira mais desfavorável possível (recomendamos no entanto que elas não sejam adjacentes, já que esta possibilidade, estatisticamente, é bem reduzida).

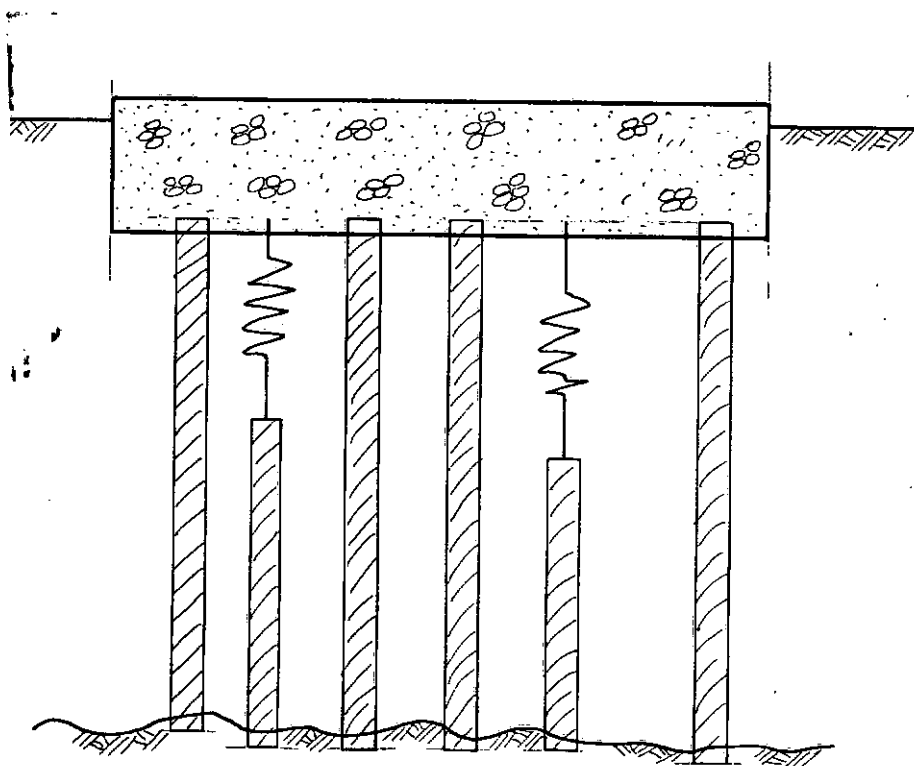


FIGURA 32



CAPÍTULO XMETODOLOGIA DE CÁLCULO(Simulação de Monte-Carlo)

Após o perfeito entendimento do método de Monte Carlo e do teorema do limite Central da Estatística, podemos explicar a metodologia de cálculo.

Como já dissemos as nossas estacas têm as suas resistências estatisticamente regidas pela distribuição de Weibull. Isso foi caracterizado pela análise estatística de uma amostra representativa. Assim podemos iniciar o processo de simulação de Monte Carlo. Determinamos amostras de Monte Carlo. Para cada tiro desses,  $n$  valores de resistência das estacas são simulados.

$$\text{amostra 1} \rightarrow \{R_1^1, R_2^1, \dots, R_n^1\}$$

$$\text{amostra 2} \rightarrow \{R_1^2, R_2^2, \dots, R_n^2\}$$

$$\vdots \quad \quad \quad \vdots \quad \quad \quad \vdots$$

$n$  = número das estacas

Logo se soubermos como "somar" essas resistências, podemos calcular  $R_{\text{total}}$  do estaqueamento. Ora, pelo teorema do Limite Central da Estatística esses valores  $R_{\text{total}}$  estarão normalmente distribuídos.

Nosso método sugere que se adote entre 30 e 40 amostras (número suficiente para caracterizar o universo normal). Para cada uma dessas amostras temos, após "somarmos"  $\{R_i\}$ , o valor de  $R_{total}$ , que plotado em histograma nos dará a distribuição normal da Resistência do conjunto.

ESQUEMA GRÁFICO ( $n = 40$ )

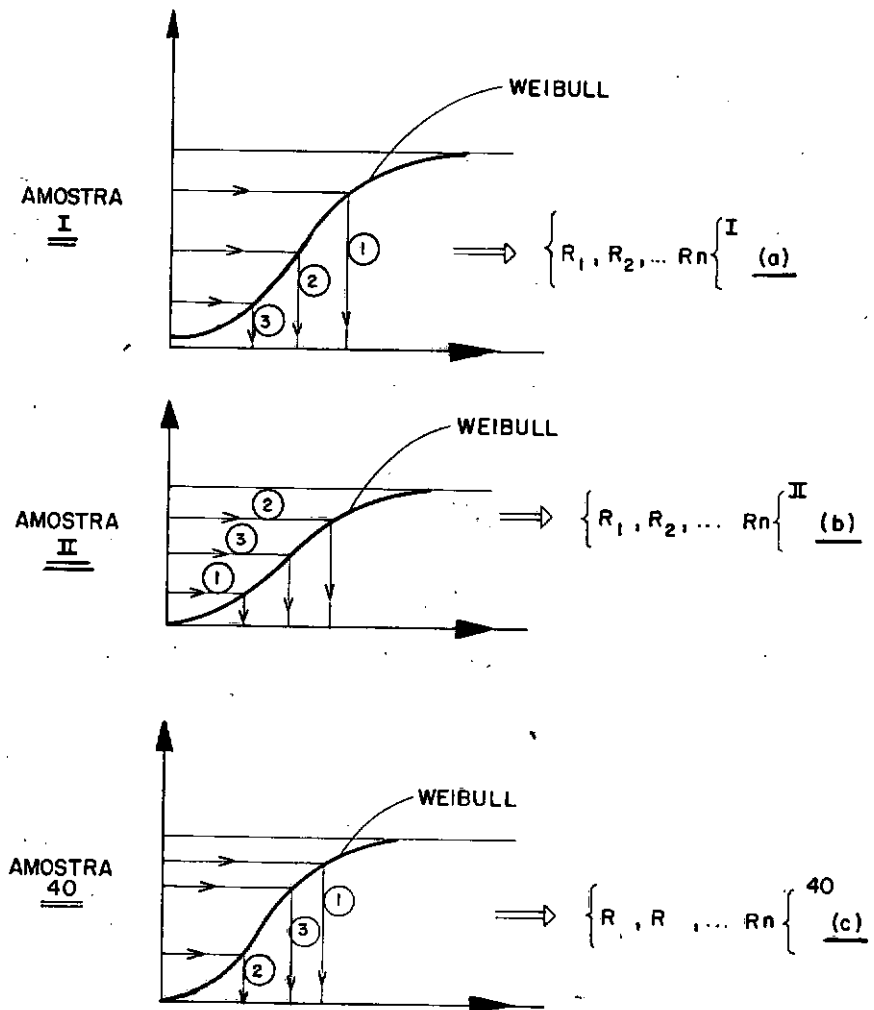


FIGURA 33

Logo temos:

$$\sum \{R_1, R_2, \dots, R_n\}^I = R_T^I$$

$$\sum \{R_1, R_2, \dots, R_n\}^{II} = R_T^{II}$$

⋮

$$\sum \{R_1, R_2, \dots, R_n\}^n = R_T^{40}$$

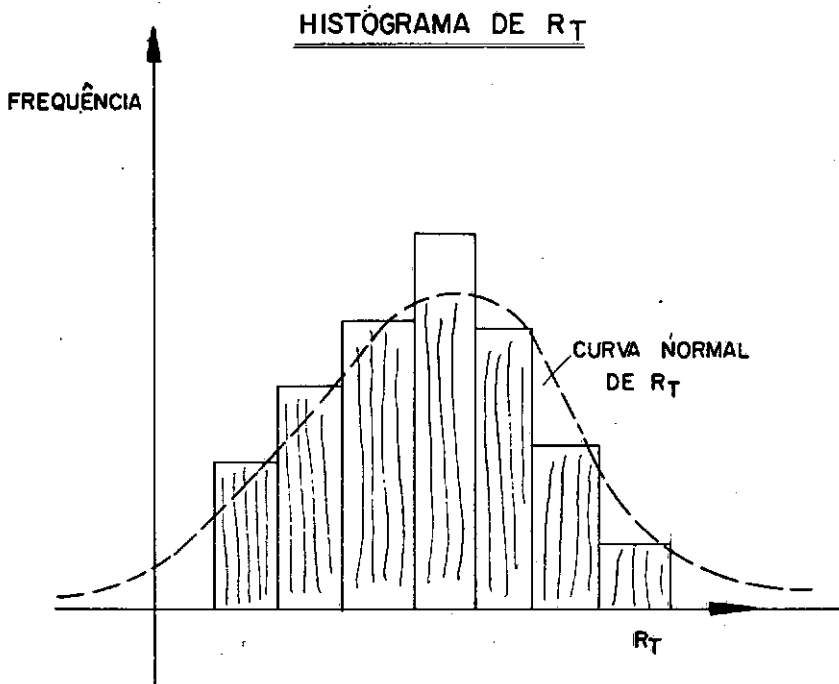


FIGURA 34

Assim de posse da distribuição estatística da Resistência total  $\{R_T\}$ , podemos calcular

$$R_T = \frac{\sum R_{Ti}}{40} \quad e$$

$$\sigma_T = \sqrt{\frac{\sum (R_{Ti} - R_{T\text{médio}})^2}{39}}$$

que nos dará

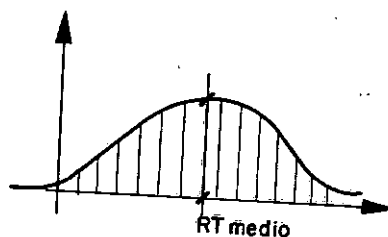


FIGURA 35

Dessa forma calculamos  $R_T$  característico (isto é, resistência total que tem 95% de probabilidade de não conviver com nenhuma menor do que ela)

$$R_T \text{ caract.} = R_{T\text{médio}} - 1,65\sigma_T$$

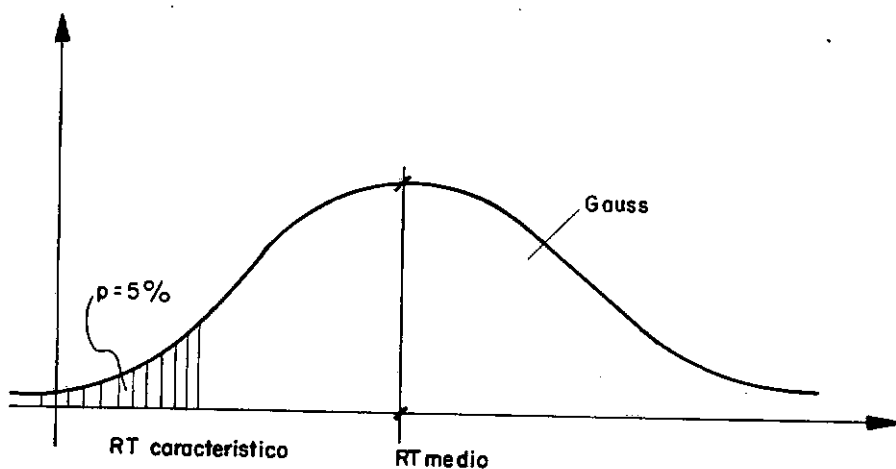


FIGURA 36

Assim podemos calcular o fator de segurança global característico (serviço)

$$u_{\text{serviço}} = \text{f.s.g.s.} = \frac{R_{\text{global caract.}}}{P_{\text{atuante}}} \geq 1,40 \text{ (de acordo com a NB-1)}$$

Isto é  $R_{\text{global caract.}} = R_{T\text{ médio}} - 1,65\sigma_T \geq 1,40 P_{\text{ atuante}}$

Podemos definir também o fator de segurança global na ruptura:

$$u_{\text{ruptura}} = \text{f.s.g.r} = \frac{R_{\text{global ruptura}}}{P_{\text{atuante}}} \geq 1,0$$

onde  $R_{\text{global ruptura}}$  é a resistência que tem  $(1 - 10^{-5})$  de probabilidade de ser a pior. (Essa probabilidade depende do tipo da estrutura).

Logo

$$R_{\text{global ruptura}} = R_T \text{ médio} - 3,722 \sigma_T$$

$$\text{daí } u_{\text{ruptura}} = \text{f.s.g.r} = \text{fator de seg. global ruptura} = \frac{R_{\text{global ruptura}}}{P_{\text{atuante}}} \geq 1,0$$

O problema estaria resolvido se não nos faltassem dois aspectos ainda não abordados. O primeiro concerne à maneira correta de somarmos as resistências das estacas, a fim de obtermos a resistência total, e o segundo relacionado à maneira de tornarmos automático o cálculo do processo, a fim de viabilizá-lo economicamente, por ser praticamente impossível a realização do método, manualmente, para um número elevado de estacas.

CAPÍTULO XIHIPÓTESES PARA COMPORTAMENTO GLOBAL DO  
ESTAQUEAMENTOXI.1. Generalidades

Basicamente, existem duas possíveis hipóteses para o comportamento global do estaqueamento, isto é a maneira de se adicionar corretamente as resistências individuais das estacas, a fim de obtermos a Resistência do Conjunto.

As hipóteses básicas são:

- a) Hipótese "Modelo Plástico"
- b) Hipótese "Modelo Conservador"

Analisaremos detalhadamente cada uma dessas hipóteses.

XI.2. "Modelo Plástico"

Esta hipótese admite que cada uma das estacas, mesmo após haver se plastificado, ainda contribue com sua resistência até que seja atingida uma deformação limite para o bloco de coroamento. Isto é, para cada uma das estacas, teremos o seguinte gráfico.

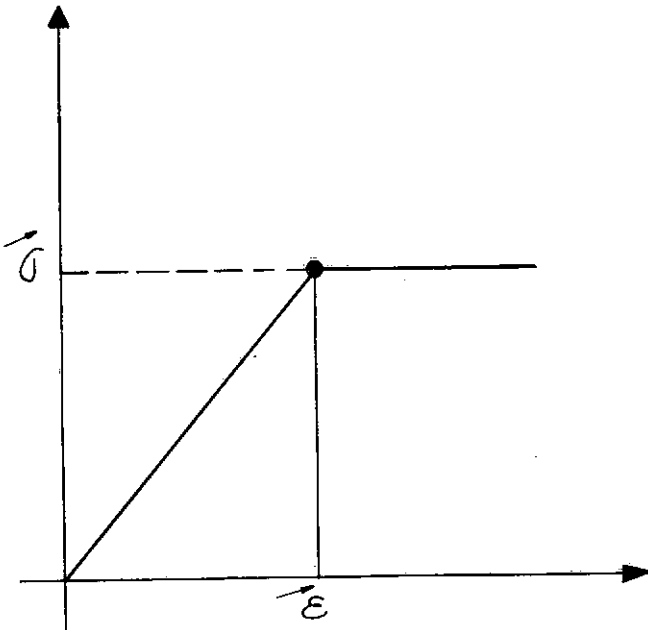


FIGURA 37

aonde

$$\epsilon = \frac{\sigma}{E}$$

e

$\sigma$  = resistência mínima da estaca (Weibull)

E = módulo de elasticidade do concreto,

segundo as normas do CEB/78

$$E = 9500,00131 \sqrt[3]{\sigma}$$

com

$\sigma$  em MPa

E em MPa

Assim para cada amostra de Monte-Carlo, obtemos  $n$  valores de  $\sigma$ , cada um desses valores nos gera um gráfico; estes gráficos serão somados a fim de obtermos o gráfico global do es taqueamento.

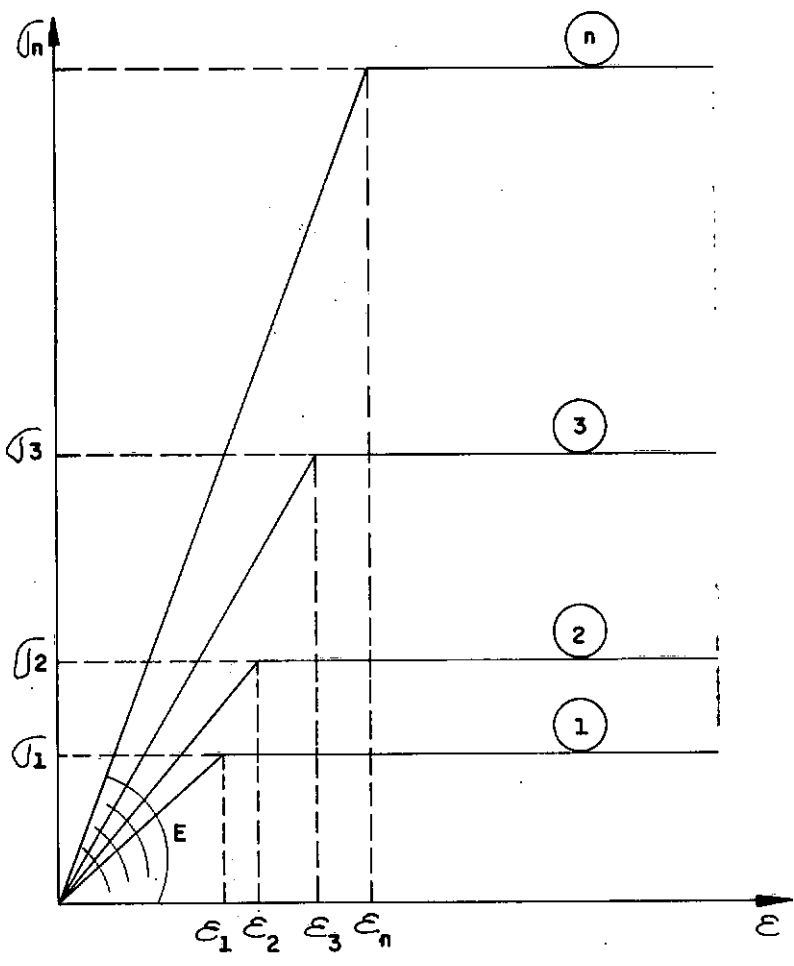


FIGURA 38

Somando-se temos:

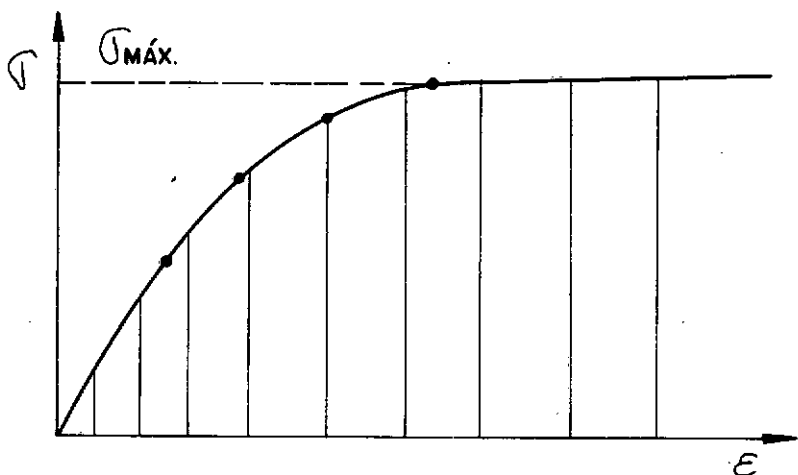


FIGURA 39



Logo obtemos  $n$  ( $n$  entre 30 e 40) valores de  $\sigma_{\max}$  (um para cada amostra) que podem ser transformados em  $R_{\max}$  (multiplicando-se pelas respectivas áreas), e daí plotados em histograma, dando o seguinte gráfico:

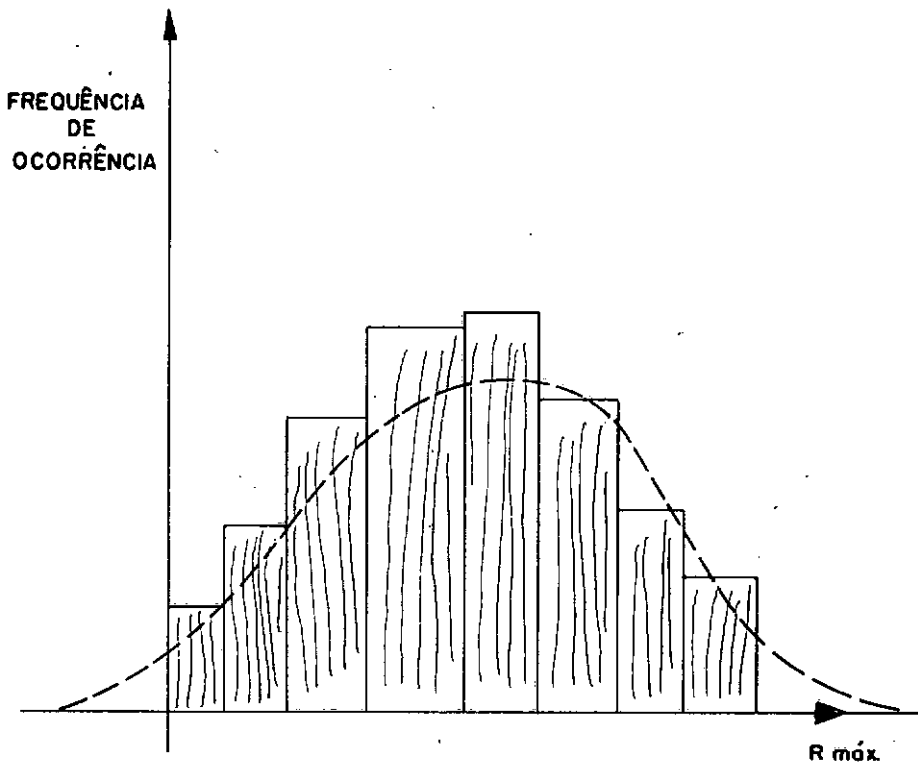


FIGURA 40

A partir daí podemos calcular  $R_{\max}$  serviço e  $R_{\max}$  ruptura (conforme já foi explicado), calculando então o fator de segurança global em serviço ( $> 1,40$ ) e de ruptura ( $> 1,00$ )

### XI.3. "Modelo Conservador"

Esta hipótese admite, conservativamente, que as estacas entrarão em plastificação e colaborarão somente até que a parte sã do concreto atinja 3,5%. Assim, nesta hipótese a estaca é dividida numa parte sã e numa parte comprometida.

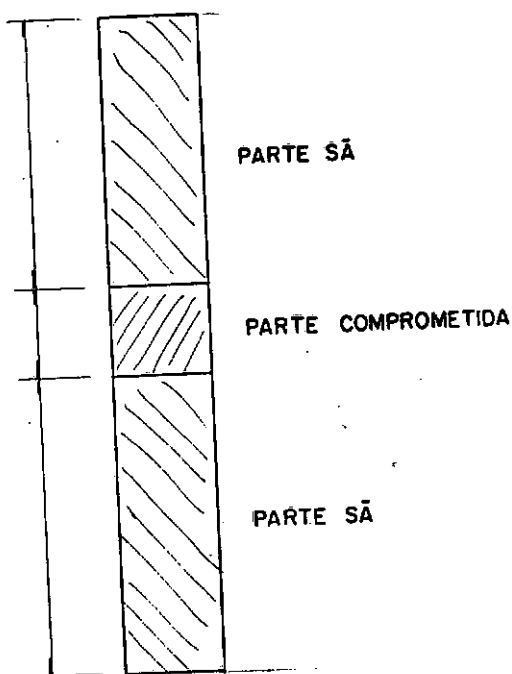


FIGURA 41

A parte comprometida da estaca corresponde ao comprimento total de vazios, nichos, falhas de concretagem da estaca. Geralmente, caso não tenhamos os boletins de execução do estaqueamento, podemos assumir  $l_{\text{ruim}} \cong 2,0\text{m}$ , no entanto recomenda-se a análise dos boletins para se obter um valor mais real.

Basicamente o processo de ruptura é o seguinte. A es

taca atinge a sua plastificação quando a zona comprometida atinge o seu limite elástico; após esse fato a parte sã tende a se comprimir, porém o processo termina quando a mesma atinge 3,5%. Abaixo mostramos o esquema de plastificação.

CARGA ATUANTE

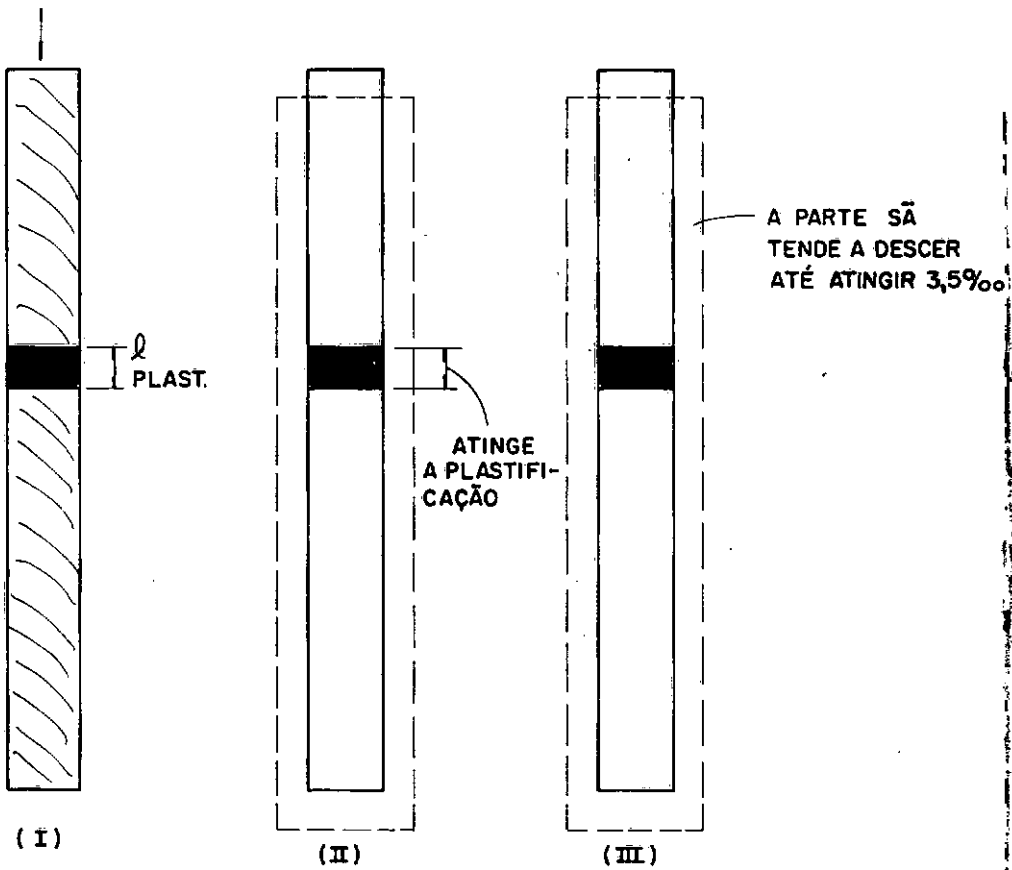


FIGURA 42

Logo podemos supor que cada estaca terá o seguinte gráfico:

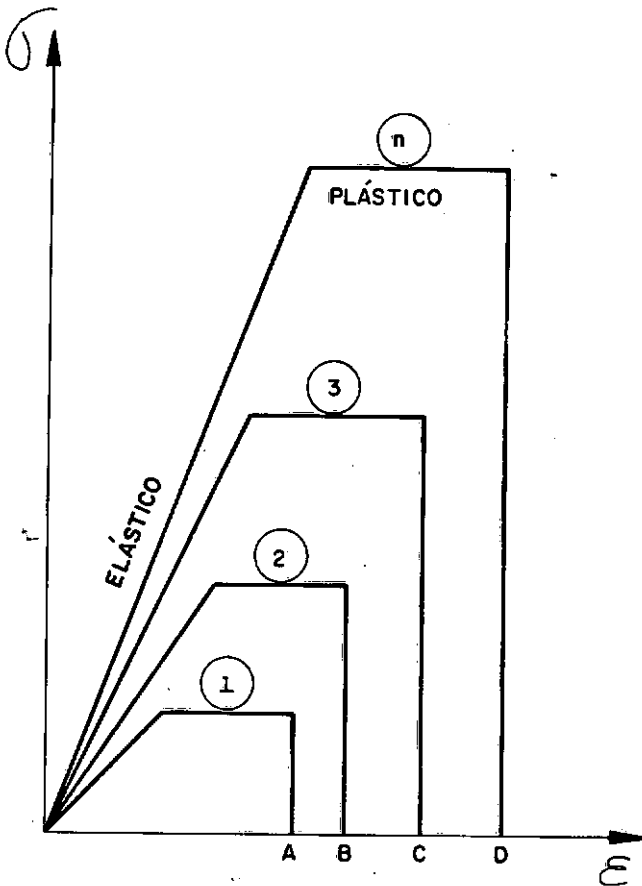


FIGURA 43

Resta-nos calcular os valores de A,B,C,D,... etc.

Sabemos que a variação de comprimento total da estaca (recalque do bloco) terá duas parcelas: uma referente ao deslocamento da parte sã da estaca e outra referente a parte comprometida da estaca.

O valor adotado  $3,5\%$ , menor do que  $2\%$  adotado pelo CEB para compressão centrada, é devido ao efeito de constância das cargas atuantes. (Fluência) [23].

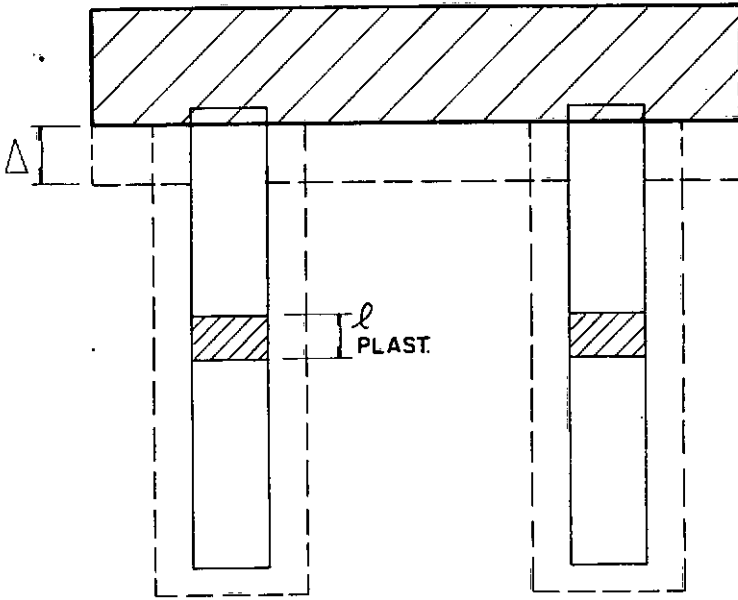


FIGURA-44

Assim temos:

$$\Delta l_{\text{total}} = \Delta l_{\text{parte sã}} + \Delta l_{\text{parte comprometida}}$$

mas  $\Delta l_{\text{parte sã}} = 3,5\% \cdot l \cdot sã$

$$\Delta l_{\text{parte comprometida}} = \frac{\sigma}{E} \times l_{\text{parte comprometida}} \quad (\text{Lei de Hooke})$$

onde  $E = 9500,0013 \cdot 10^8$   $\left\{ \begin{array}{l} \sigma \text{ em MPa} \\ E \text{ em MPa} \end{array} \right.$

Logo  $\Delta l_{\text{total}} = 3,5\% \cdot l_{\text{parte sã}} + \frac{\sigma}{E} \cdot l_{\text{parte comprometida}}$

$$= \boxed{0,0035 \text{ lps} + \frac{\vec{\sigma}}{9500,0013 \cdot \sqrt[3]{\vec{\sigma}}} \text{ lpc}} \quad [\text{MPa}]$$

Usando a unidade  $\text{kgf/cm}^2$ , temos

$$\Delta l_{\text{total}} = \boxed{0,0035 \text{ lps} + \frac{\vec{\sigma}}{44095,1 \cdot \sqrt[3]{\vec{\sigma}}} \text{ lpc}} \quad [\text{kgf/cm}^2]$$

Como  $\epsilon_{\text{total}} = \frac{\Delta l_{\text{total}}}{l_{\text{total}}}$  temos;

$$\epsilon_{\text{total}} = \frac{0,0035 \text{ lps} + \frac{\vec{\sigma}}{44095,1 \cdot \sqrt[3]{\vec{\sigma}}} \text{ lpc}}{l_{\text{total}}}$$

Logo

$$\epsilon_{\text{total}} = \boxed{\frac{350 \text{ lps} + \sigma^{2/3} \times 2,26 \text{ lpc}}{10^5 \cdot l_{\text{total}}}} \quad [\text{kgf/cm}^2]$$

aonde

$\text{lps}$  = comp. parte sã

$\text{lpc}$  = comp. parte comprometida

$l_{\text{total}}$  =  $\text{lps} + \text{lpc}$

$\vec{\sigma}$  = tensão mínima na estaca (Weibull) -  $\text{kgf/cm}^2$

ou

$$\epsilon_{\text{total}} = \boxed{\frac{350 \text{ lps} + \sigma^{2/3} \times 10,49 \text{ lpc}}{10^5 \cdot l_{\text{total}}}} \quad [\text{MPa}]$$

com  $\vec{\sigma}$  em MPa

Desta forma podemos obter A, B, C...

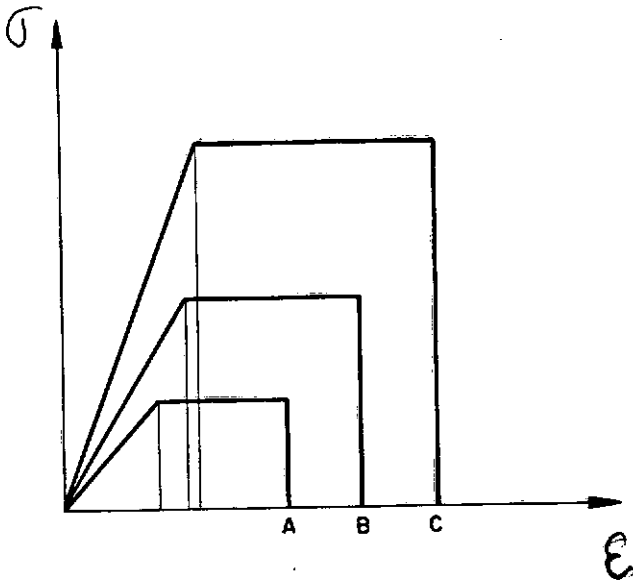


FIGURA 45

Somando-se os gráficos, temos:

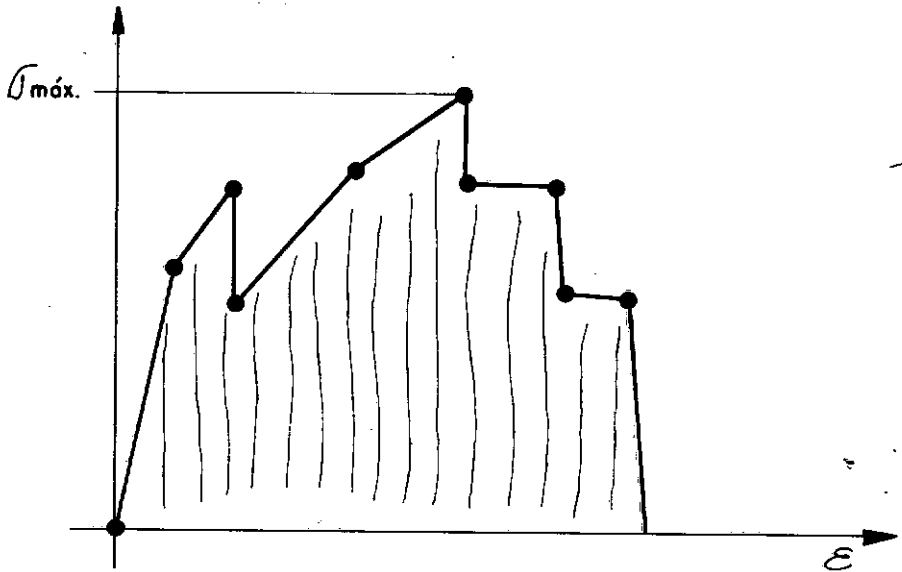


FIGURA 46

Esse valor de  $\sigma_{\text{máx.}}$  ou  $R_{\text{máx}}$  (caso seja multiplicado

pela área) terá distribuição normal (Teorema do Limite Central), e assim podemos calcular o fator de segurança global na ruptura e em serviço.

#### XI.4. Comparação de Resultados

Podemos plotar o gráfico fator de segurança global x probabilidade acumulada (distribuição normal) (vide pg. 102).

Finalizamos aqui a metodologia de trabalho. No entanto esse processo é praticamente impossível de ser feito manualmente, assim mostramos a seguir o fluxograma e as codificações dos programas de computador para este cálculo. Os programas não realizam todo o processo mas sim a parte concernente à simulação de Monte-Carlo e ao teorema do Limite Central da Estatística. Apresentamos dois programas, um para o modelo plástico, e outro para o modelo conservador. Devemos dizer que enquanto o primeiro modelo consome menos de 100 seg. de CPU, o segundo consome cerca de 1000 seg. de CPU, sendo portanto bem mais caro que o primeiro.

Esse fato deve ser levado em conta quando da escolha da hipótese de comportamento feita pelo projetista.

Seguem-se a seguir os fluxogramas e as listagens, acompanhadas de um exemplo prático de aplicação da metodologia apresentada.

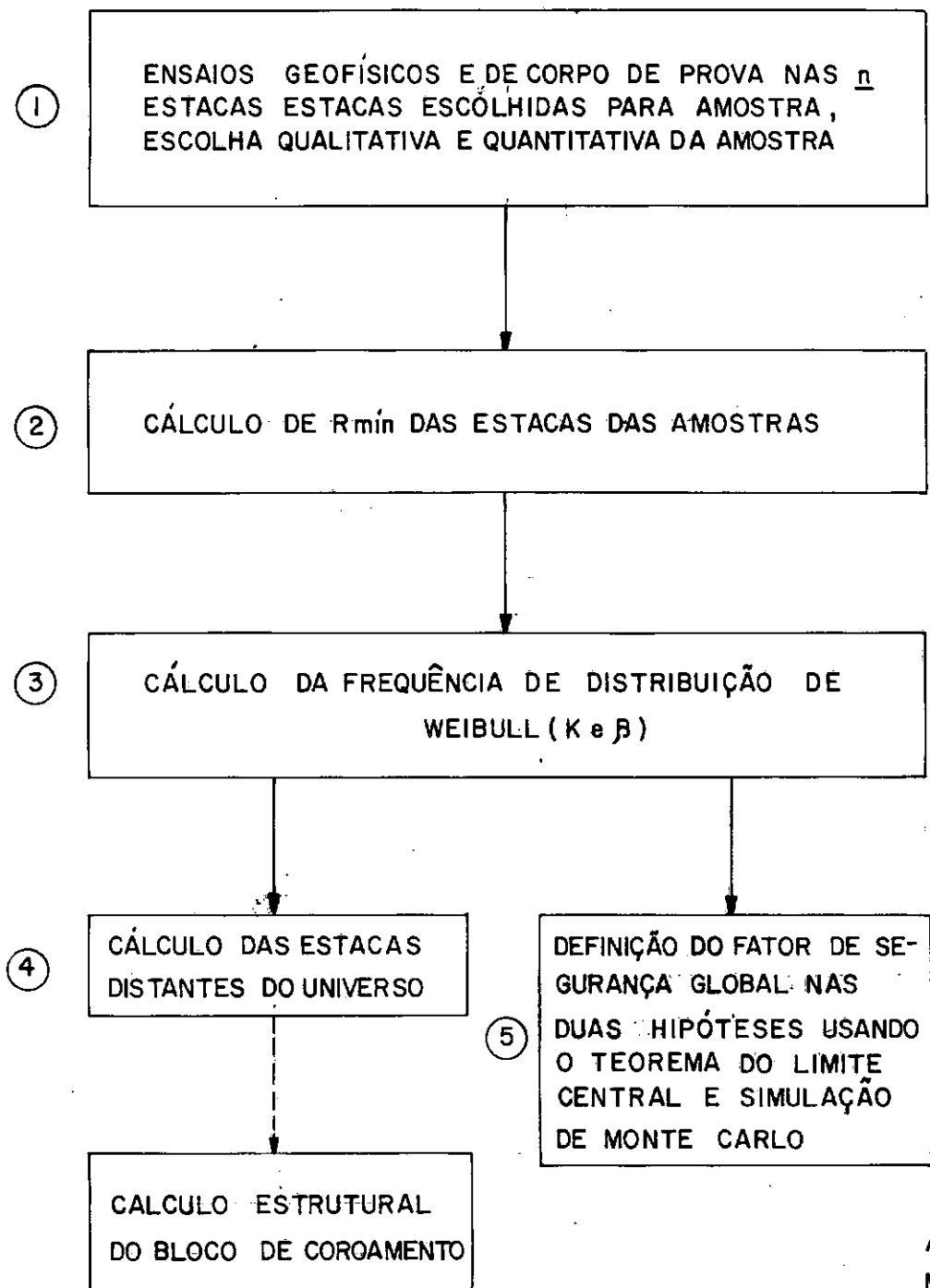


CAPÍTULO XII

FLUXOGRAMAS

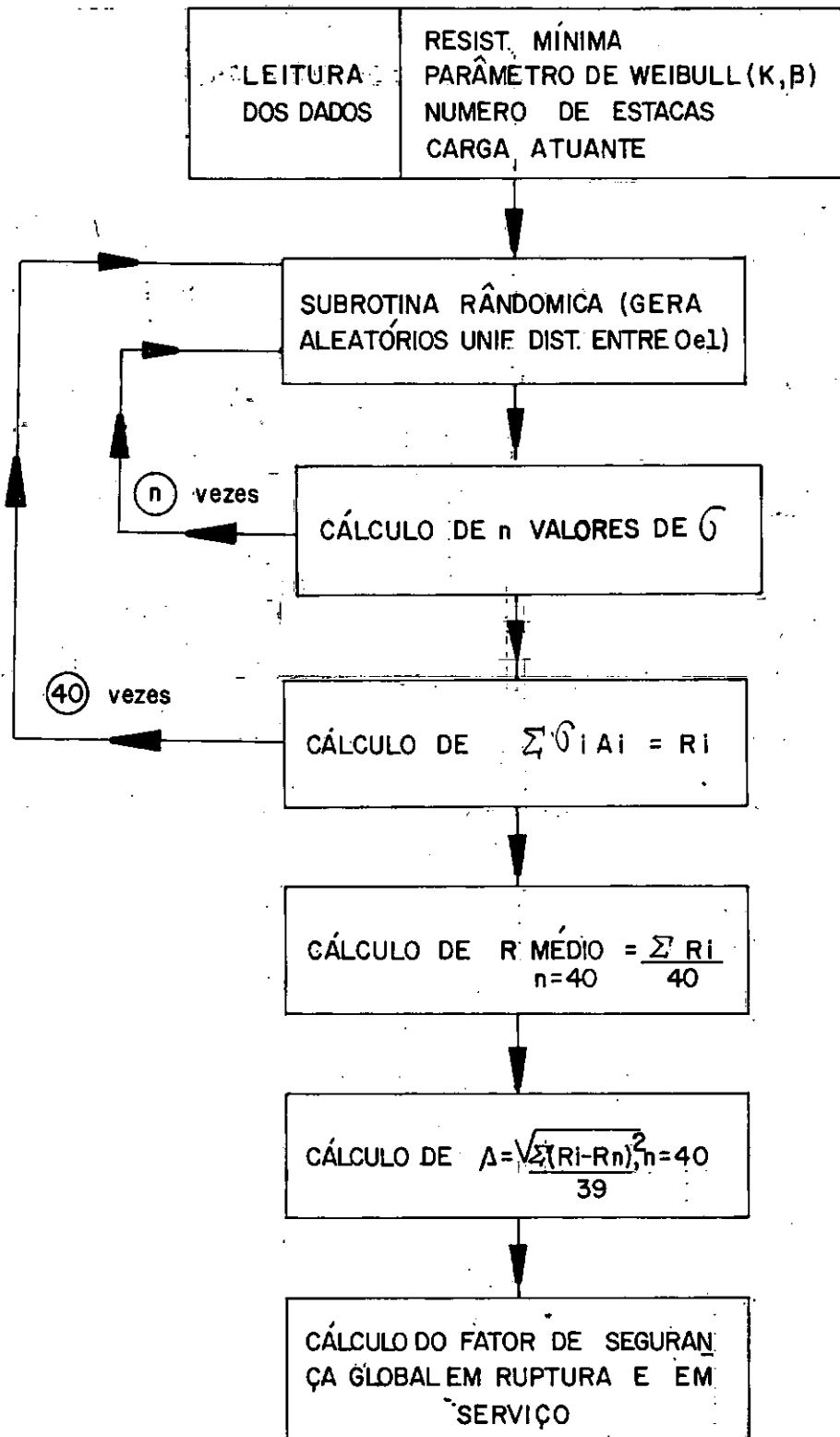
XII.1 FLUXOGRAMA DE TAREFAS

## ENSAIOS

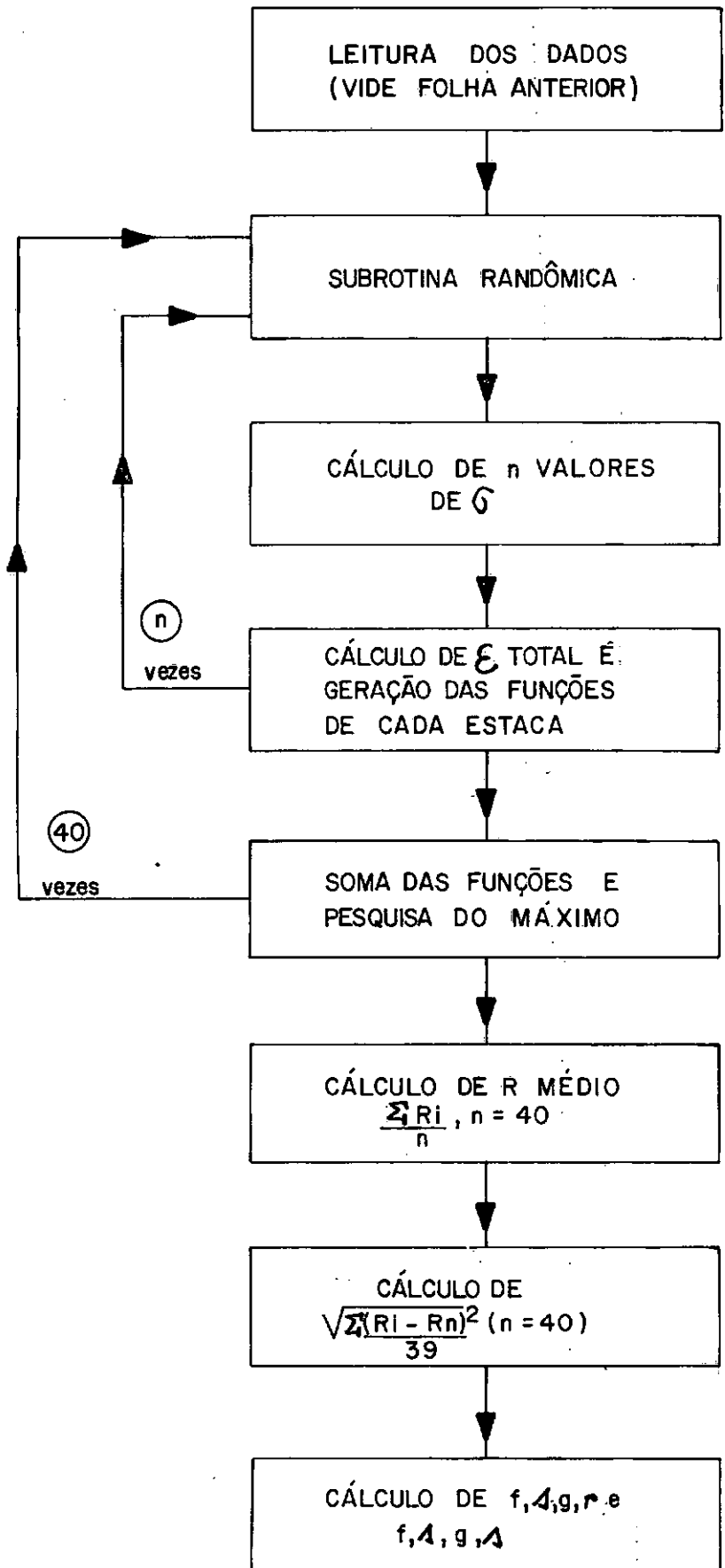


A PARTE ⑤ EXIGE CÁLCULO MECANIZADO, DAÍ OS FLUXOGRAMAS QUE SE SEGUEM

XII.2 FLUXOGRAMA DA HIPÓTESE - "Modelo Plástico"



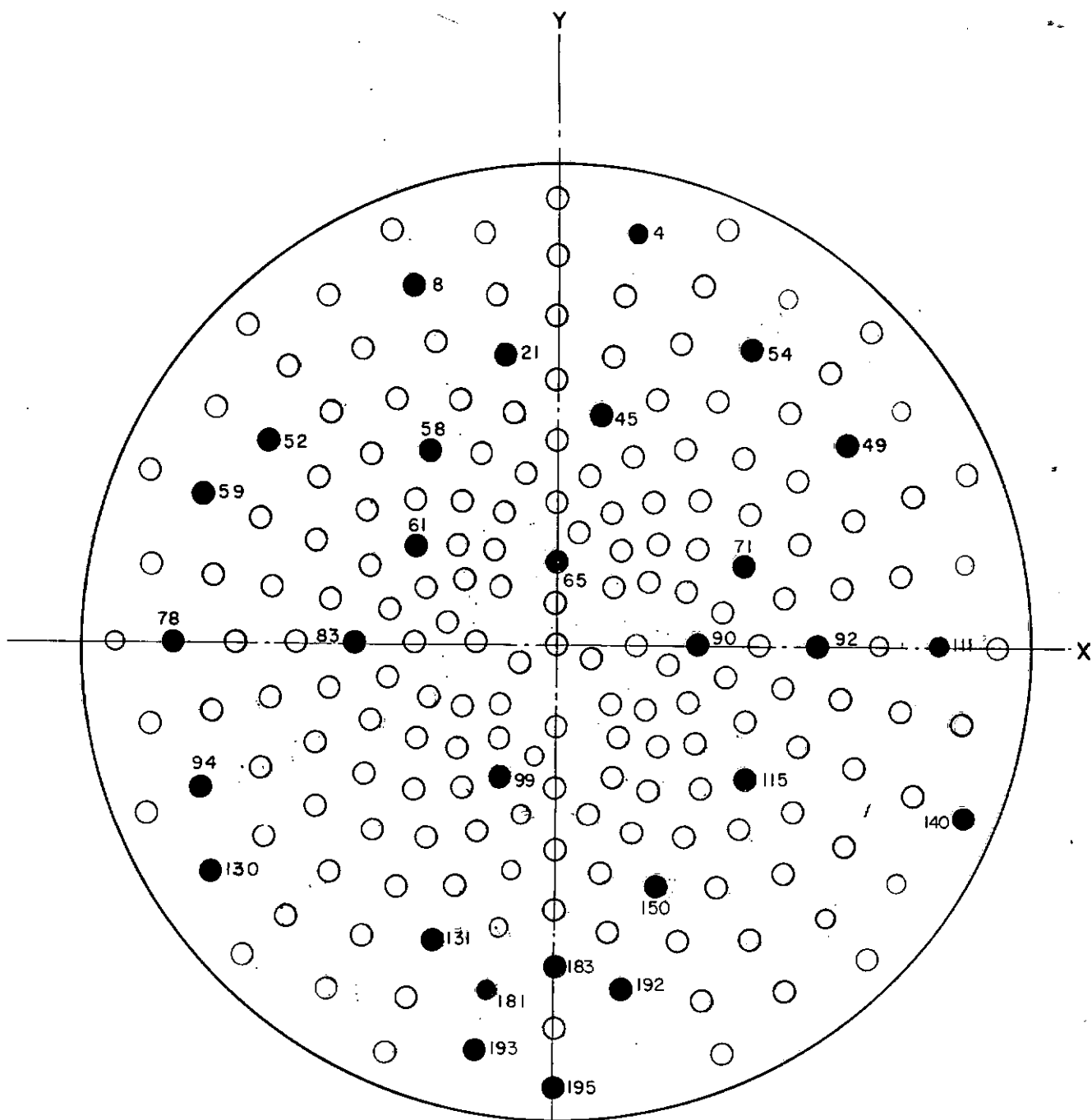
XII.3 FLUXOGRAMA DA HIPÓTESE - "Modelo Conservador"



CAPÍTULO XIIIEXEMPLO PRÁTICO

Seja um tanque de produtos químicos, com os seguintes dados:

$$P_{\text{operação}} = 150.000 \text{ ton}$$



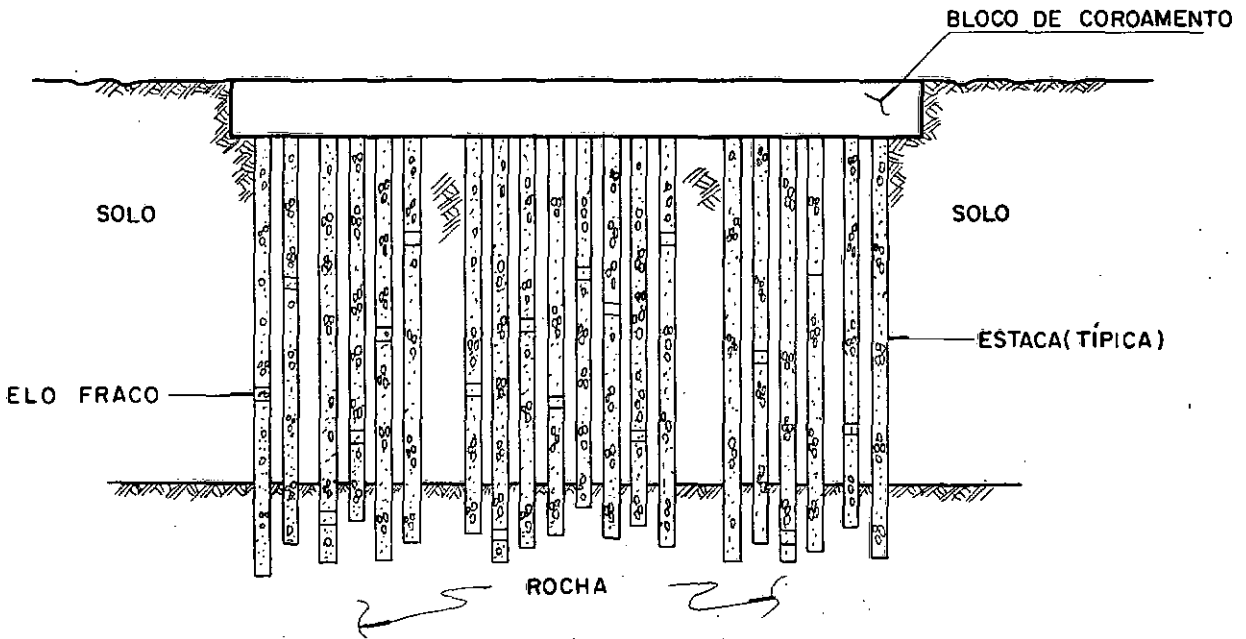
PLANTA DO  
ESTAQUEAMENTO

## CORTE DO ESTAQUEAMENTO

$$l_{\text{m\u00e9dio}} \approx 40\text{m}$$

$$l_{\text{plast}} \approx 2,0\text{m}$$

$$l_{\text{s\u00e3o}} \approx 38,0\text{m}$$



CORTE DO ESTAQUEAMENTO

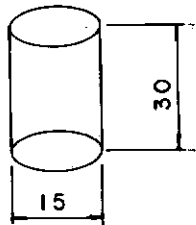


Temos 202 estacas de diâmetro de 1,30m e 1,10m, assentes sobre rocha (146  $\phi$  1,30m e 56  $\phi$  1,10m). Devemos portanto, inicialmente, escolher a quantidade de estacas a serem analisadas. Para cálculo de  $n$  devemos notar que as estacas foram calculadas para  $\sigma_{\max} = 70\text{kg/cm}^2$ .

Logo  $N_{\max} = 665\text{ton}$  e  $N_{\max} = 929\text{ ton}$   
 $\phi=1,10\text{m}$   $\phi=1,30\text{m}$

Logo  $N_{\max, \text{med}} = \frac{146 \times 929 + 56 \times 665}{202} \approx 856\text{ ton}$

para desvio padrão adotaremos  $s = 70\text{kg/cm}^2$  (controle regular), assim para o corpo de prova



teremos  $s = 70 \times \pi \times \frac{15^2}{4} = 12,4\text{ ton}$

Adotando-se  $\delta = 4,0\text{ ton}$  então, (média das amostras diferindo das do universo de  $\pm 4\text{ ton}$ ).

$$n = \frac{12,4^2 \times 1,65^2}{4,0^2} = 26,1\text{ estacas}$$

Por uma questão de segurança adicional (e porque tínhamos 29 estacas "problemáticas") adotaremos  $n = 29$  (já que aproximaremos Weibull a Gauss). Assim escolhemos 29 estacas problemáticas, segundo relatório de execução. Para cada uma dessas estacas faremos extração de corpos de prova e ensaios sônicos (vi-

de tabela seguinte), que nos dará  $R_{\min}$  de cada uma das 29 estacas. Como no caso o corpo de prova retirado é igual ao corpo de prova adotado pela NBl/78, nenhum fator de correção será exigido, caso contrário teríamos que usar a tabela do Beton-Taschenbush para relacionar as resistências. Um outro cuidado deverá ser tomado pelo projetista no que diz respeito a informações incoerentes entre ensaio sônico e ensaio de corpo de prova (o bom senso deverá ser aplicado). Foi desprezada também a influência positiva da armadura longitudinal da estaca, que ocasionaria um acréscimo de cerca de  $20\text{kg/cm}^2$  na resistência das mesmas.

T A B E L A

ESTACA	$R_{conc}$ (kg/cm <sup>2</sup> )	$R_{rocha}$ (kg/cm <sup>2</sup> )	$R_{elo\ fraco}$ (kg/cm <sup>2</sup> )
4	380	340	340
8	390	290	290
21	350	510	350
45	350	620	350
49	210	380	210
52	310	610	310
54	390	800	390
58	300	390	300
59	250	610	250
61	580	350	350
65	480	810	480
71	400	610	400
78	350	270	270
83	200	390	200
90	590	290	290
92	135	580	135
94	350	510	350
99	200	600	200
111	470	590	470
115	520	330	330
130	390	350	350
131	135	210	135
140	320	480	320
150	450	490	340
181	300	510	300
183	480	270	270
192	220	480	220
193	200	610	200
195	200	700	200

Para cálculo de  $K$  e  $\beta$  temos,

$$R_{\text{médio}} = \frac{\sum R_i}{29} = 296,48 \text{ kg/cm}^2$$

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{29} (R_i - 296,48)^2}{28}} = 86,52 \text{ kg/cm}^2$$

Logo

$$\left\{ \begin{array}{l} (1) \quad 296,48 = K \Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right) \\ (2) \quad 86,52 = \frac{[\Gamma(1 + \frac{2}{\beta}) - \Gamma^2(1 + \frac{1}{\beta})]^{1/2}}{\Gamma(1 + \frac{1}{\beta})} \end{array} \right.$$

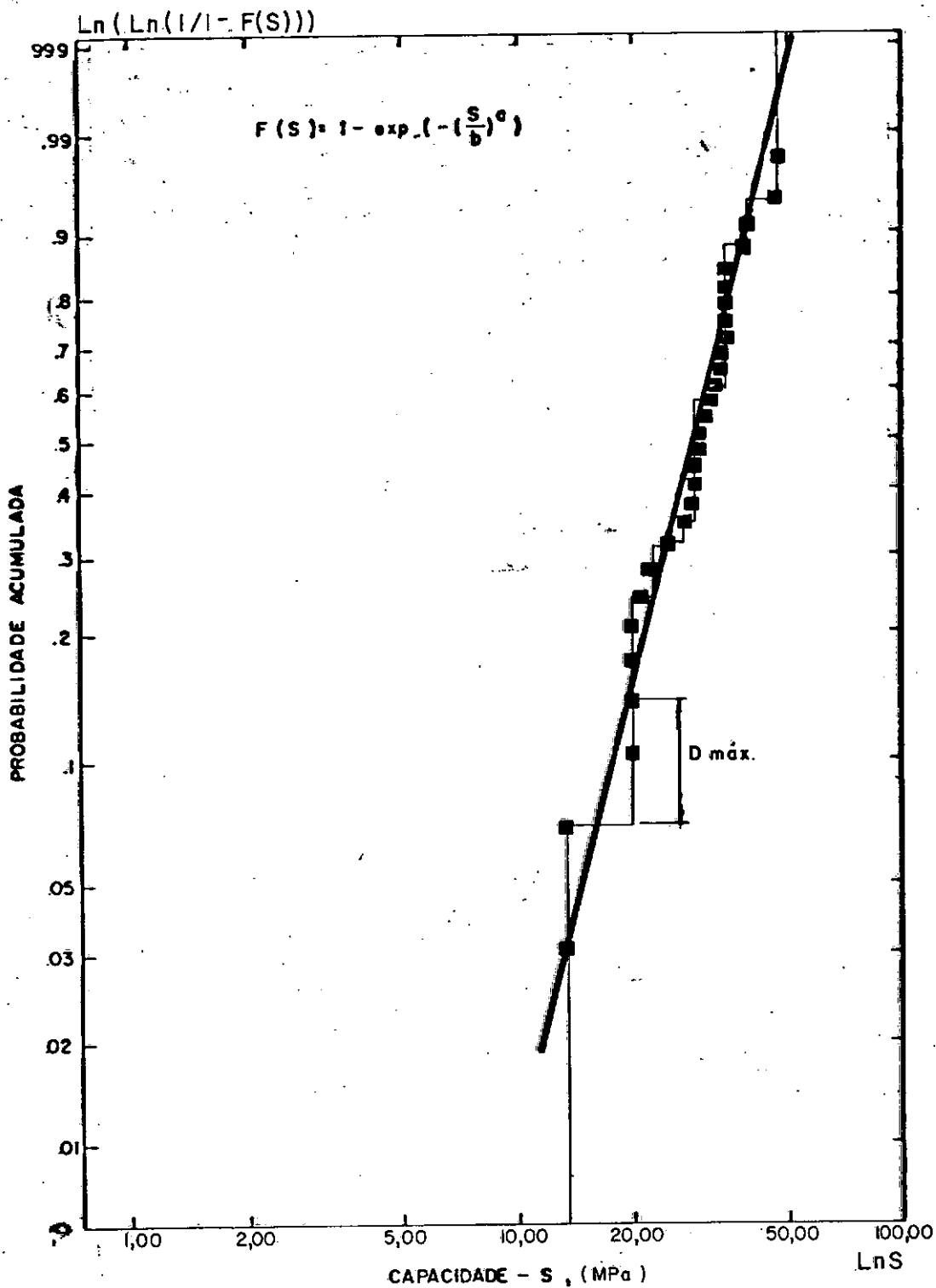
Com  $\Gamma(x) = \int_0^{\infty} e^{-y} y^{x-1} dy, x > 0$  (função tabelada)  
[27], [28]

Assim, por tentativa, resolvemos (2) e temos  $\beta = 3,89$   
e daí, de (1) temos

$$\underline{K = 329}$$

$$\begin{aligned} \text{Assim } F(\bar{\sigma}) &= \text{f.d. acumulada de Weibull} = \\ &= 1 - \exp\left(-\left(\frac{\bar{\sigma}}{329}\right)^{3,89}\right) \end{aligned}$$

Podemos mostrar pelo método de Kolmogorov-Smirnov, a validade da função



## LEGENDA

- CAPACIDADE DO ELO FRACO DAS ESTACAS TESTADAS

$$\text{Logo } D_{\text{max}} = 0,05$$

$$D_{0,05,29} = 0,25 \quad (\text{aceitável})$$

- Avaliação do Número de Estacas que não pertence ao Universo Amostral:

Temos para

$$F(x) = 1 - \exp\left(-\left(\frac{x}{329}\right)^{3,89}\right), \text{ logo para } \sigma = 70 \text{ kgf/cm}^2$$

$$\rightarrow F(x) = 2,42 \times 10^{-3}$$

Assim para  $N = 202$

$n = \text{incôgnita}$

$$p = 2,42 \times 10^{-3}$$

Temos

$$p \binom{N}{n} = \binom{N}{n} p^n (1-p)^{N-n}$$

$$p \binom{N}{n} = \frac{N!}{n!(N-n)!} p^n (1-p)^{N-n}$$

$$p = \frac{202!}{n!(202-n)!} (2,42 \times 10^{-3})^n (1-2,42 \times 10^{-3})^{202-n}$$

para  $n = 0$  —  $p = 61,3\%$

$n = 1$  —  $p = 30\%$

$n = 2$  —  $p = 7,3\%$

---


$$\sum p = 98,6\% > 95\%$$

Assim para duas estacas o universo de Weibull não está coerente. Essas duas estacas deverão ser escolhidas quan

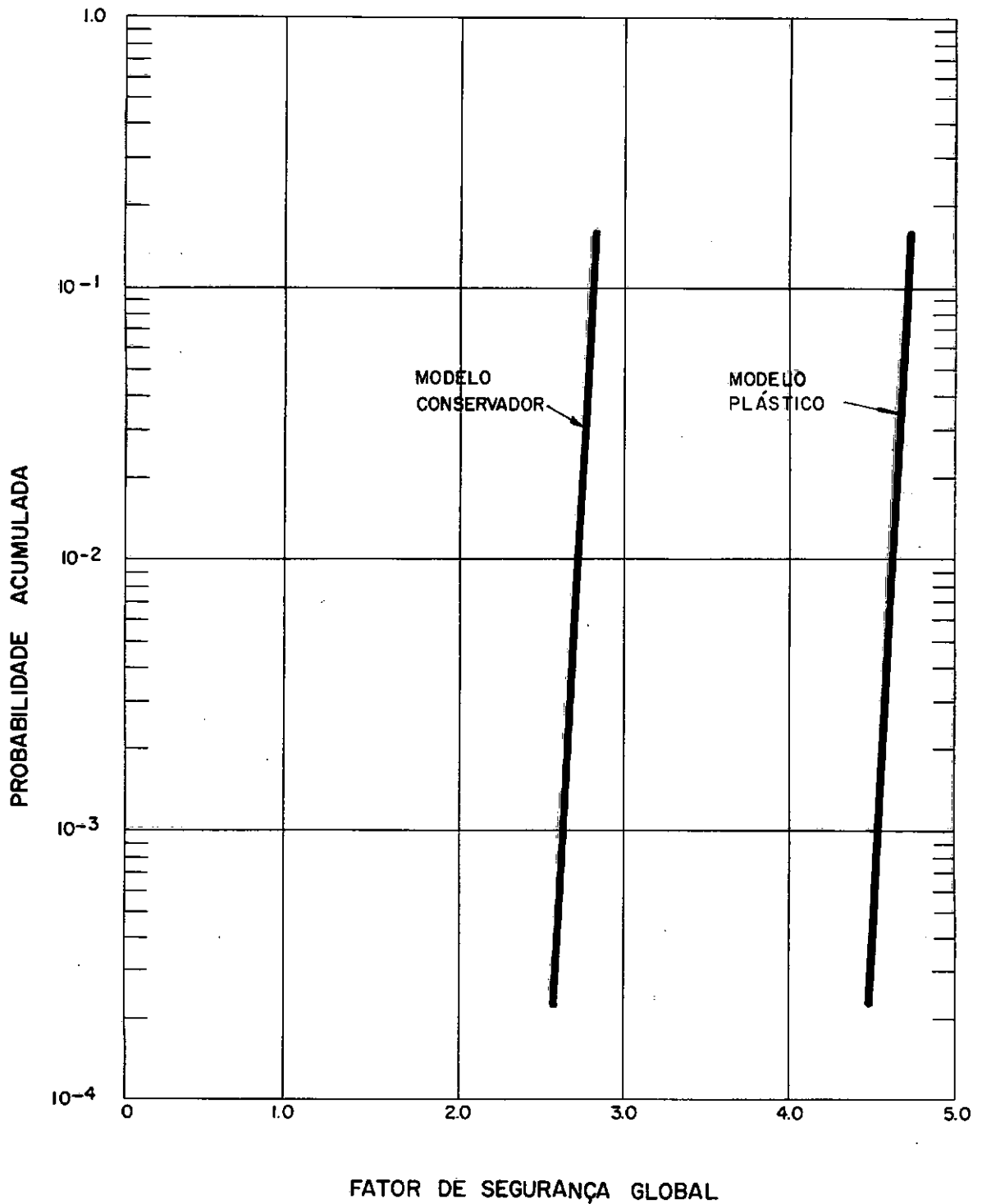
do do cálculo estrutural da laje de coroamento quando então de verá ser levado em consideração esse fato, prevendo-se dois possíveis recalques diferenciais. Deve-se frisar também que estas duas estacas não devem ser colocadas adjacientemente, pois estatisticamente esta probabilidade é muito pequena.

Assim podemos utilizar os programas para as duas hipóteses de funcionamento (vide listagens), e obter os seguintes resultados:

$$f.s.g.r = (\text{ruptura}) = 4,51/2,26 \text{ (1a. e 2a. hip.)}$$

$$f.s.g.s = (\text{serviço}) = 4,72/2,50 \text{ (1a. e 2a. hip.)}$$

(Vide anexo com as listagens do programa)



NOTA:  
 FATOR DE SEG. GLOBAL =  $\frac{\text{CAPACIDADE ULTIMA DA FUNDAÇÃO (AS-BUILT)}}{\text{CARGA ESTÁTICA GLOBAL DE PROJ. P/ A FUNDAÇÃO}}$



CAPÍTULO XIIICONSIDERAÇÕES FINAIS SOBRE IMPLEMENTAÇÃO NAMETODOLOGIA

O método apresenta duas grandes restrições:

- 1) Não admite carga vertical centrada
- 2) as estacas devem ser assentes em rocha

A primeira destas restrições pode ser contornada facilmente. No caso de tanques industriais a carga vertical centrada é predominante em relação às demais cargas (vento, local); logo o cálculo para carga vertical centrada é perfeitamente válido e seguro. Quanto a outras estruturas (silos etc.) embora haja cargas horizontais e momentos, elas são na maioria acidentais, enquanto que o cálculo da qualidade das estacas deve ser realizado para cargas permanentes, que são preponderantemente verticais e centradas.

Já a segunda restrição é bem mais difícil de ser contornada. O fato das nossas estacas serem assentes em rocha faz com que o problema seja meramente estrutural com dois parâmetros: rocha, concreto; o solo pode então ser desprezado (com alguma aproximação). No entanto se as estacas são flutuantes o solo tem papel relevante, devendo ser considerado. Uma pergunta fica no ar: "Como quantificar o funcionamento da amostra sem realizar-se provas de carga?" Não conseguiremos fu

gir à realização de provas de carga. Por isso outra dificuldade surge: "Como quantificar o número de estacas submetidas a provas de carga?". Esta é uma pergunta que o "state-of-art" atual não responde. "Será a distribuição de Weibull a que melhor representará o funcionamento da ruptura das estacas flutuantes"?

Provavelmente não; pois segundo Weibull a distribuição de Gauss representa melhor ruptura dútil. Essas e outras perguntas serão deixadas para aqueles que quiserem trilhar este caminho da pesquisa.

CAPÍTULO XIVCONCLUSÃO

Terminaremos este estudo, citando alguns casos práticos de aplicação do método:

1) Obras de grande responsabilidade onde haja necessidade de se avaliar a construção de infra-estrutura antes da construção da Super-estrutura tais como usinas nucleares, silos, bases de equipamentos industriais de alta precisão etc.

2) Casos em que após haver sido executada a infra-estrutura, constata-se haver um aumento de carga da super-estrutura ou do equipamento (tanques, compressores).

3) Obras Industriais, aonde se note que no local existem estacas cravadas oriundas de outro empreendimento havendo interesse de aproveitamento das mesmas.

O objetivo dessa tese não é apenas o de desenvolver uma metodologia de cálculo, mas o de atrair a atenção dos engenheiros para alguns aspectos importantes. Um desses aspectos é o da utilização da Estatística para resolver problemas de Engenharia; entramos na era probabilística, não havendo sentido em definir resultados determinísticos. O outro aspecto é o da utilização da simulação de Monte-Carlo. Esse método de simula-

ção já bastante utilizado em outras áreas sō agora começa a ser empregado na Engenharia Civil.

É de extrema valia pois que simula estatística - mente os fenômenos físicos. Se paralelamente ao desenvolvimento da metodologia de Cálculo, tivermos despertado a atenção para esses tōpicos, nosso objetivo terá sido alcançado.

ANEXO I

CONSIDERAÇÕES TEÓRICAS DE WEIBULL

Seja uma haste de comprimento  $l$  e área transversal  $A$ , submetida a tensões trativas e rompendo para uma força  $P$ , com as tensões internas  $\sigma$  uniformemente distribuídas na seção transversal. Se o experimento for repetido, o valor de ruptura não será mais  $P$ . Assim, não é possível indicar um valor absolutamente exato de carga de ruptura, mas é possível indicar uma probabilidade de ruptura para uma dada tensão.

Se  $S$  é a probabilidade então  $S = f(\sigma)$ , é uma função monotonamente crescente da tensão  $\sigma$ . Para tensões muito baixas  $S = 0$ , para tensões muito altas  $S = 1$ . Se  $\sigma_1$  corresponder ao valor médio da distribuição estatística, então se ensaiarmos 100 corpos de prova a tendência é de que 50 rompam com  $\sigma > \sigma_1$  e 50 rompam com  $\sigma < \sigma_1$ .

Suponhamos agora que o sistema seja composto não de uma haste mas de duas em paralelo. Se esse sistema for submetido a uma carga  $2P$ , a mesma tensão trativa irá para cada uma, e se esse valor de tensão for  $\sigma_1$ , então cada haste terá a probabilidade de ruptura de  $S = 0,5$ . Assim a probabilidade de não haver rompimento será  $S_i = 1 - S$ . De acordo com a teoria da probabilidade, a probabilidade  $S_{12}$  de que dois eventos ocorram, tendo cada um deles  $S_1$  e  $S_2$  de probabilidade de ocorrência é obtido por:  $S_{12} = S_1 \times S_2$  ou  $\ln S_{12} = \ln S_1 + \ln S_2$ . Logo a probabilidade de ambas as hastes não romperem será  $S_i^2 = 0,25$ . Porém se uma das hastes romper, a tensão na outra haste dobrará ( $2\sigma$ ) e essa haste também romperá. Consequentemente se a curva da distribuição  $S_1$  é dada para uma haste então a curva de distribuição  $S_2$  do sistema

de duas hastes em paralelo será:

$$1 - S_2 = (1 - S_1)^2 \text{ ou}$$

$$\ln (1 - S_2) = 2 \ln (1 - S_1)$$

Admitamos agora o sistema composto de duas hastes em série e submetidas a uma força  $P$  que ocasionará  $\sigma_1$  de tensão nas mesmas. O processo é o mesmo que o das hastes em paralelo. O resultado será que a probabilidade de ruptura do sistema será  $1 - 0,25 = 0,75$ . Logo ele crescerá de 50% (p/uma haste) para 75% (p/duas hastes). A curva  $S_1$  não deve ser influenciada por fatores estranhos como: método de medição, instrumento de medição, operador, etc. De uma maneira geral, a curva de distribuição  $S_1$  para um comprimento  $\ell$  pode ser calculada a partir da curva de distribuição  $S_1$  do comprimento unitário, de acordo com a seguinte formula:

$$1 - S_\ell = (1 - S_1)^\ell \text{ ou}$$

$$\ln (1 - S_\ell) = \ell \cdot \ln (1 - S_1)$$

No caso do volume  $V$  do sistema ser proporcional ao comprimento  $\ell$ , temos:

$$\ln (1 - S) = V \ln (1 - S_0), \text{ aonde}$$

$S_0$  = curva de distribuição do comprimento da haste para unidade de volume.

Se colocarmos  $B = -\ln(1 - S) \rightarrow B =$  risco de ruptura,

nós concluímos que  $B$  é proporcional ao volume e a  $\ln(1 - S_0)$ , que é função de  $\sigma$  somente.

Considerando agora o material sob o ponto de vista fenomenológico e assumindo a sua continuidade e isotropia temos para  $dB$  (risco de ruptura para um elemento de volume infinitesimal  $dv$ )

$$dB = -\ln(1 - S_0) dv$$

mas  $\ln(1 - S_0)$  é função de  $\sigma$  somente,

$$\text{logo } db = n(\sigma) dv \quad e$$

$$B = \int_{\text{vol.}} n(\sigma) dv \quad e$$

a probabilidade de ruptura será

$$S = 1 - e^{-B} = 1 - e^{-\int_{\text{vol.}} n(\sigma) dv}$$

De acordo com nossos experimentos podemos adotar

$$n(\sigma) = k \sigma^m \quad \text{aonde } k \text{ e } m \text{ são constantes.}$$



ANEXO II - LISTAGENS

```

C
C  PROGRAMA PRINCIPAL
C  NOMENCLATURA
C  RT=RES. TOTAL DAS ESTACAS
C  AR=AREA DAS ESTACAS
C  ALFA E BETA = PARAMETROS DA DISTRIBUICAO DE WEIBULL
C  S=VARIACIONAL ALEATORIA DE WEIBULL
C  F= F. D. P. DE WEIBULL
C  FS=FATOR DE SEGURANCA PARCIAL
C  FSGR=FATOR DE SEGURANCA GLOBAL RUPTURA
C  FSGS=FATOR DE SEGURANCA GLOBAL SERVICO
C  N= NUMERO DE ESTACAS
C  SEED=SEMENTE ALEATORIA
C  CADM=CARGA ATUANTE GLOBAL (TON)
C
C
C      DIMENSION RT(40),AR(500),S(500)
C      COMMON F(500),FS(40),FSGR,FSGS,XMED,XDP
C      WRITE (6,99)
99  FORMAT(' TESE DE MESTRADO / COPPE - EXEMPLO - TANQUE INDUSTRIAL')
C      WRITE(6,98)
98  FORMAT(///,' ****MODELO ESTATISTICO ESPERADO****',//)
C      READ(5,100)ALFA,BETA,N,SEED,CADM
100  FORMAT(F10.4,F10.4,110,F10.4,F10.4)
C      WRITE(6,101)ALFA,BETA,N,SEED,CADM
101  FORMAT(' ALFA=',F10.4,/, ' BETA=',F10.4,/, ' N=',15,/, ' SEED=',
#F10.4,/, ' CADM.',F10.2)
C      READ(5,102)(AR(I),I=1,N)
102  FORMAT(F10.4)
C      WRITE(6,103)((I,AR(I)),I=1,N)
103  FORMAT(//,' AR(',15,')=',F10.4)
C      DO 180 K=1,40
C      RT(K)=0.
C      SEED=SEED+1.
C      A=SEED*7.**(-4)
C      B=ALFA+BETA*CADM-13546.
C      CALL RAND(SEED,N)
C      DO 120 I=1,N
C      S(I)=BETA*((-1.*ALOG(1.-F(I)))**(1./ALFA))
120  RT(K)=RT(K)+S(I)*AR(I)*10.
180  FS(K)=RT(K)/CADM
C      WRITE(6,185)((I,RT(I)),I=1,40)
185  FORMAT(/,' RT(',15,')=',F10.2)
C      WRITE(6,186)((I,FS(I)),I=1,40)
186  FORMAT(/,' FS(',15,')=',F10.4)
C      CALL CARAC
C      WRITE(6,190)XMED,XDP
190  FORMAT(/,' XMED=',F10.4,5x,' XDP=',F10.4,/)
C      WRITE (6,181)
181  FORMAT (//,' *****RESULTADOS*****',//)
C      WRITE(6,182)FSGR,FSGS
182  FORMAT(' F.S.G.RUTURA=',F10.4,/, ' F.S.G.SERVICO=',F10.4)
C      STOP
C      END

```

```
C      SUBROTINA PARA CALCULO DOS VALORES CARACTERISTICOS(DIST.NORMAL)
      SUBROUTINE CARAC
      COMMON F(S00),FS(40),FSGR,FSGS,XMED,XDP
      Z=0.
      DO 12 I=1,40
      Z=Z+FS(I)
12     CONTINUE
      XMED=Z/40.
      Z=0.
      DO 13 I=1,40
      Z=Z+(FS(I)-XMED)**2
13     CONTINUE
      XDP=(Z/39.)**0.5
      FSGS=XMED-1.65*XDP
      FSGR=XMED-3.722*XDP
      RETURN
      END
```

PROGRAM UNIT CARAC COMPILED

```
C  SUBROUTINA PARA NUMEROS ALEATORIOS
  SUBROUTINE RAND(SEED,N)
  COMMON F(500),FS(40),FSGR,FSGS,XMED,XDP
  A=500
  DO 10 I=1,N
5  IF(SEED.GT.3170) GO TO 8
  A=A+13
  IF(A.GT.6000.) A=SEED/10
  SEED=SEED+A
  GO TO 5
8  SEED=SEED*SEED
  J=SEED/1000000.
  SEED=SEED-J*1000000.
  J=SEED/100.
  SEED=FLOAT(J)/10000.
  F(I)=SEED
  SEED=SEED*10000. - 3.*A
10 CONTINUE
  RETURN
  END
```

PROGRAM UNIT RAND COMPILED

## TESE DE MESTRADO / COPPE - EXEMPLO - TANQUE INDUSTRIAL

\*\*\*MODELO ESTADISTICO ESPERADO\*\*\*

ALFA= 3.8900

BETA= 329.0000

N= 202

SEED= 1418.0000

CADM.= 150000.00

AR( 1)= .9500

AR( 2)= .9500

AR( 3)= .9500

AR( 4)= .9500

AR( 5)= .9500

AR( 6)= .9500

AR( 7)= .9500

AR( 8)= .9500

AR( 9)= .9500

AR( 10)= .9500

AR( 11)= .9500

AR( 12)= .9500

AR( 13)= .9500

AR( 14)= .9500

---

AR(	15)=	.9500
AR(	16)=	.9500
AR(	17)=	.9500
AR(	18)=	.9500
AR(	19)=	.9500
AR(	20)=	.9500
AR(	21)=	.9500
AR(	22)=	.9500
AR(	23)=	.9500
AR(	24)=	.9500
AR(	25)=	.9500
AR(	26)=	.9500
AR(	27)=	.9500
AR(	28)=	.9500
AR(	29)=	.9500
AR(	30)=	.9500
AR(	31)=	.9500
AR(	32)=	.9500
AR(	33)=	.9500
AR(	34)=	.9500

---

AR( 35) = .9500  
AR( 36) = .9500  
AR( 37) = .9500  
AR( 38) = .9500  
AR( 39) = .9500  
AR( 40) = .9500  
AR( 41) = .9500  
AR( 42) = .9500  
AR( 43) = .9500  
AR( 44) = .9500  
AR( 45) = .9500  
AR( 46) = .9500  
AR( 47) = .9500  
AR( 48) = .9500  
AR( 49) = .9500  
AR( 50) = .9500  
AR( 51) = .9500  
AR( 52) = .9500  
AR( 53) = .9500  
AR( 54) = .9500

AR( 55) =	.9500
AR( 56) =	.9500
AR( 57) =	1.3200
AR( 58) =	1.3200
AR( 59) =	1.3200
AR( 60) =	1.3200
AR( 61) =	1.3200
AR( 62) =	1.3200
AR( 63) =	1.3200
AR( 64) =	1.3200
AR( 65) =	1.3200
AR( 66) =	1.3200
AR( 67) =	1.3200
AR( 68) =	1.3200
AR( 69) =	1.3200
AR( 70) =	1.3200
AR( 71) =	1.3200
AR( 72) =	1.3200
AR( 73) =	1.3200
AR( 74) =	1.3200



---

AR(	75)	=	1.3200
AR(	76)	=	1.3200
AR(	77)	=	1.3200
AR(	78)	=	1.3200
AR(	79)	=	1.3200
AR(	80)	=	1.3200
AR(	81)	=	1.3200
AR(	82)	=	1.3200
AR(	83)	=	1.3200
AR(	84)	=	1.3200
AR(	85)	=	1.3200
AR(	86)	=	1.3200
AR(	87)	=	1.3200
AR(	88)	=	1.3200
AR(	89)	=	1.3200
AR(	90)	=	1.3200
AR(	91)	=	1.3200
AR(	92)	=	1.3200
AR(	93)	=	1.3200
AR(	94)	=	1.3200

AR( 95) =	1.3200
AR( 96) =	1.3200
AR( 97) =	1.3200
AR( 98) =	1.3200
AR( 99) =	1.3200
AR( 100) =	1.3200
AR( 101) =	1.3200
AR( 102) =	1.3200
AR( 103) =	1.3200
AR( 104) =	1.3200
AR( 105) =	1.3200
AR( 106) =	1.3200
AR( 107) =	1.3200
AR( 108) =	1.3200
AR( 109) =	1.3200
AR( 110) =	1.3200
AR( 111) =	1.3200
AR( 112) =	1.3200
AR( 113) =	1.3200
AR( 114) =	1.3200

AR( 135) = 1.3200

AR( 136) = 1.3200

AR( 137) = 1.3200

AR( 138) = 1.3200

AR( 139) = 1.3200

AR( 140) = 1.3200

AR( 141) = 1.3200

AR( 142) = 1.3200

AR( 143) = 1.3200

AR( 144) = 1.3200

AR( 145) = 1.3200

AR( 146) = 1.3200

AR( 147) = 1.3200

AR( 148) = 1.3200

AR( 149) = 1.3200

AR( 150) = 1.3200

AR( 151) = 1.3200

AR( 152) = 1.3200

AR( 153) = 1.3200

AR( 154) = 1.3200

AR( 155) =	1.3200
AR( 156) =	1.3200
AR( 157) =	1.3200
AR( 158) =	1.3200
AR( 159) =	1.3200
AR( 160) =	1.3200
AR( 161) =	1.3200
AR( 162) =	1.3200
AR( 163) =	1.3200
AR( 164) =	1.3200
AR( 165) =	1.3200
AR( 166) =	1.3200
AR( 167) =	1.3200
AR( 168) =	1.3200
AR( 169) =	1.3200
AR( 170) =	1.3200
AR( 171) =	1.3200
AR( 172) =	1.3200
AR( 173) =	1.3200
AR( +174) =	1.3200

AR(175) = 1.3200  
AR(176) = 1.3200  
AR(177) = 1.3200  
AR(178) = 1.3200  
AR(179) = 1.3200  
AR(180) = 1.3200  
AR(181) = 1.3200  
AR(182) = 1.3200  
AR(183) = 1.3200  
AR(184) = 1.3200  
AR(185) = 1.3200  
AR(186) = 1.3200  
AR(187) = 1.3200  
AR(188) = 1.3200  
AR(189) = 1.3200  
AR(190) = 1.3200  
AR(191) = 1.3200  
AR(192) = 1.3200  
AR(193) = 1.3200  
AR(194) = 1.3200

AR( 195)= 1.3200  
AR( 196)= 1.3200  
AR( 197)= 1.3200  
AR( 198)= 1.3200  
AR( 199)= 1.3200  
AR( 200)= 1.3200  
AR( 201)= 1.3200  
AR( 202)= 1.3200  
RT( 1)= 745740.63  
RT( 2)= 739009.63  
RT( 3)= 732076.88  
RT( 4)= 722096.75  
RT( 5)= 793773.25  
RT( 6)= 742273.25  
RT( 7)= 732298.13  
RT( 8)= 726244.38  
RT( 9)= 745791.50  
RT( 10)= 758379.13  
RT( 11)= 727984.50  
RT( 12)= 728788.88  
RT( 13)= 738673.63  
RT( 14)= 723643.75  
RT( 15)= 724041.75  
RT( 16)= 720197.50  
RT( 17)= 732060.88  
RT( 18)= 721324.75

RT(	19)	=	722245.13
RT(	20)	=	740612.75
RT(	21)	=	702301.25
RT(	22)	=	734563.63
RT(	23)	=	731260.38
RT(	24)	=	740215.63
RT(	25)	=	722633.13
RT(	26)	=	725321.25
RT(	27)	=	730260.88
RT(	28)	=	727823.13
RT(	29)	=	745397.25
RT(	30)	=	753397.88
RT(	31)	=	723958.38
RT(	32)	=	711659.63
RT(	33)	=	744552.50
RT(	34)	=	729852.38
RT(	35)	=	722048.88
RT(	36)	=	727190.50
RT(	37)	=	745210.00
RT(	38)	=	731316.75
RT(	39)	=	721401.88
RT(	40)	=	738365.25
FS(	1)	=	4.9716
FS(	2)	=	4.9267
FS(	3)	=	4.8805
FS(	4)	=	4.8140
FS(	5)	=	5.2918
FS(	6)	=	4.9485
FS(	7)	=	4.8820
FS(	8)	=	4.8416

---

FS( 9) =	4.9719
FS( 10) =	5.0559
FS( 11) =	4.8532
FS( 12) =	4.8586
FS( 13) =	4.9245
FS( 14) =	4.8243
FS( 15) =	4.8269
FS( 16) =	4.8013
FS( 17) =	4.8804
FS( 18) =	4.8088
FS( 19) =	4.8150
FS( 20) =	4.9374
FS( 21) =	4.6820
FS( 22) =	4.8971
FS( 23) =	4.8751
FS( 24) =	4.9348
FS( 25) =	4.8176
FS( 26) =	4.8355
FS( 27) =	4.8684
FS( 28) =	4.8522
FS( 29) =	4.9693
FS( 30) =	5.0227
FS( 31) =	4.8264
FS( 32) =	4.7444
FS( 33) =	4.9637
FS( 34) =	4.8657
FS( 35) =	4.8137
FS( 36) =	4.8479
FS( 37) =	4.9681
FS( 38) =	4.8754



FS( 39) = 4.8093

FS( 40) = 4.9224

XMED= 4.8877 XDP= .0989

\*\*\*\*\*RESULTADOS\*\*\*\*\*F.S.G.RUTURA= 4.5195F.S.G.SERVICO= 4.7244

```

C
C   PROGRAMA PRINCIPAL
C   **NOMENCLATURA**
C   AR=AREA DAS ESTACAS
C   ALFA E BETA=PARAMETROS DE WEIBULL
C   F=F.D.P. DE WEIBULL
C   FS=FATOR DE SEGURANCA PARCIAL
C   FSGR=FATOR DE SEGURANCA GLOBAL RUTURA
C   FSGS=FATOR DE SEGURANCA GLOBAL SERVICO
C   N=NUMERO DE ESTACAS
C   LR=COMPRIMENTO 'WEAK LINK' DA ESTACA
C   LB=COMPRIMENTO SAO DA ESTACA
C   P=CARGA NA ESTACA
C   E=MOD. DE ELASTICIDADE(T/M2)
C   G=CARGA/DEFORMACAO LOCAL
C   H=CARGA/DEFORMACAO GLOBAL
C   MAX=CARGA MAXIMA
C   CADM=CARGA ATUANTE GLOBAL(TON)
C   SEED=SEMENTE ALEATORIA
C   DIMENSION AR(300),XLR(300),XLB(300),Y(250),Z(250)
C   # ,S(300),H(700),XMAX(40),E(300)
C   COMMON F(300),FS(40),FSGR,FSGS,XMED,XDP
C   WRITE(6,99)
99  FORMAT(' TESE DE MESTRADO/COPPE-EXEMPLO-TANQUE INDUSTRIAL')
C   WRITE(6,98)
98  FORMAT(//,' MODELO ESTATISTICO CONSERVADOR ',//)
C   READ(5,100)ALFA,BETA,N,SEED,CADM
100 FORMAT(F10.4,F10.4,I10,F10.4,F10.4)
C   WRITE(6,101)ALFA,BETA,N,SEED,CADM
101 FORMAT(' ALFA=',F10.4,//,' BETA=',F10.4,//,' N=',I5,//,' SEED=',
C   # F10.4,//,' CADM=',F10.2)
C   READ(5,173)(XLB(I),XLR(I),I=1,N)
173 FORMAT(F10.4,F10.4)
C   WRITE(6,174)(I,XLR(I),I,XLB(I),I=1,N)
174 FORMAT(///,' XLR(',I5,')=',F10.4,5X,' XLB(',I5,')=',F10.4)
C   READ(5,102)(AR(I),I=1,N)
102 FORMAT(F10.4)
C   WRITE(6,103)(I,AR(I),I=1,N)
103 FORMAT(' AR(',I5,')=',F10.4)
C   DO 999 K=1,40
C   SEED=SEED+1
C   CALL RAND(SEED,N)
C   DO 998 IH=1,3*N
998 H(IH)=0.
C   DO 997 I=1,N
C   S(I)=BETA*((-1.*ALOG(1.-F(I)))**(1./ALFA))
C   E(I)=440951.*S(I)**(1./3.)
C   Y(I)=S(I)*10.*E(I)*(XLR(I)+XLB(I))
997 Z(I)=0.0035*XLR(I)+S(I)*10.*E(I)*XLB(I)
C   DO 996 IE=1,N
C   DO 996 I=1,N
C   P=S(IE)*AR(IE)*10.
C   IH=3*(I-1)+1
C   H(IH)=H(IH)+G(Y(I),P,Y(IE),Z(IE))
C   IH=3*(I-1)+2
C   H(IH)=H(IH)+G(Z(I),P,Y(IE),Z(IE))
C   IH=3*(I-1)+3

```

```
H(IH)=H(IH)+G((Z(I)+0.000001),P,Y(IE),Z(IE))
996 CONTINUE
XMAX(K)=AMAX(H,N)
999 FS(K)=XMAX(K)/CADM
WRITE(6,113)(K,FS(K),K=1,40)
113 FORMAT(///,' FS(',15,')='F10.4)
CALL CARAC
WRITE(6,190)XMED,XDP
190 FORMAT(//,' XMED='F10.4,5X,'XDP='F10.4)
WRITE(6,181)
181 FORMAT(///,'*****RESULTADOS*****',///)
WRITE(6,182)FSGR,FSGS
182 FORMAT(' FSGR='F10.4,5X,'FSGS='F10.4)
STOP
END
```

PROGRAM UNIT MAIN\* COMPILED

```
C   SUBROTINA PARA ALEATORIOS
      SUBROUTINE RAND(SEED,N)
      COMMON F(500),FS(40),FSGR,FSGS,XMED,XDP
      A=500
      DO 10 I=1,N
5     IF(SEED.GT.3170) GO TO 8
      A=A+13
      IF(A.GT.6000.) A=SEED/10
      SEED=SEED+A
      GO TO 5
8     SEED=SEED*SEED
      J=SEED/1000000.
      SEED=SEED-J*1000000.
      J=SEED/100.
      SEED=FLOAT(J)/10000.
      F(I)=SEED
      SEED=SEED*10000. - 3.*A
10    CONTINUE
      RETURN
      END
```

PROGRAM UNIT RAND COMPILED

```
C SUBROUTINA PARA VALOR CARACTERISTICO
  SUBROUTINE CARAC
  COMMON F(300),FS(40),FSGR,FSGS,XMED,XDP
  Z=0.
  DO 12 I=1,40
  Z=Z+FS(I)
12 CONTINUE
  XMED=Z/40.
  Z=0.
  DO 13 I=1,40
  Z=Z+(FS(I)-XMED)**2
13 CONTINUE
  XDP=(Z/39.)**0.5
  FSGS=XMED-1.65*XDP
  FSGR=XMED-3.722*XDP
  RETURN
  END
```

PROGRAM UNIT CARAC COMPILED

```
FUNCTION G(X,P,Y,Z)
  IF((X-Y)*(X-Z).GT.0.)GO TO 10
  G=P
  GO TO 50
10  IF(X.GT.Y)GO TO 20
    G=X*P/Y
    GO TO 50
20  G=0
50  RETURN
    END
```

PROGRAM UNIT G COMPILED

```
FUNCTION AMAX(H,N)
DIMENSION H(700)
AMAX=0.
DO 10 I=1,3*N
IF(H(I).GT.AMAX) AMAX=H(I)
10 CONTINUE
RETURN
END
```

PROGRAM UNIT AMAX COMPILED

## TESE DE MESTRADO/COPPE-EXEMPLO-TANQUE INDUSTRIAL

## MODELO ESTADISTICO CONSERVADOR

ALFA= 3.8900

BETA= 329.0000

N= 202

SEED= 7315.0000

CADM= 150000.00

XLR( 1)= 2.0000 XLB( 1)= 38.0000

XLR( 2)= 2.0000 XLB( 2)= 38.0000

XLR( 3)= 2.0000 XLB( 3)= 38.0000

XLR( 4)= 2.0000 XLB( 4)= 38.0000

XLR( 5)= 2.0000 XLB( 5)= 38.0000

XLR( 6)= 2.0000 XLB( 6)= 38.0000

XLR( 7)= 2.0000 XLB( 7)= 38.0000

XLR( 8)= 2.0000 XLB( 8)= 38.0000

XLR( 9)= 2.0000 XLB( 9)= 38.0000

XLR( 10)= 2.0000 XLB( 10)= 38.0000

XLR( 11)= 2.0000 XLB( 11)= 38.0000



XLR( 12)=	2.0000	XLB( 12)=	38.0000
XLR( 13)=	2.0000	XLB( 13)=	38.0000
XLR( 14)=	2.0000	XLB( 14)=	38.0000
XLR( 15)=	2.0000	XLB( 15)=	38.0000
XLR( 16)=	2.0000	XLB( 16)=	38.0000
XLR( 17)=	2.0000	XLB( 17)=	38.0000
XLR( 18)=	2.0000	XLB( 18)=	38.0000
XLR( 19)=	2.0000	XLB( 19)=	38.0000
XLR( 20)=	2.0000	XLB( 20)=	38.0000
XLR( 21)=	2.0000	XLB( 21)=	38.0000
XLR( 22)=	2.0000	XLB( 22)=	38.0000
XLR( 23)=	2.0000	XLB( 23)=	38.0000
XLR( 24)=	2.0000	XLB( 24)=	38.0000
XLR( 25)=	2.0000	XLB( 25)=	38.0000
XLR( 26)=	2.0000	XLB( 26)=	38.0000

XLR( 27)=	2.0000	XLB( 27)=	38.0000
XLR( 28)=	2.0000	XLB( 28)=	38.0000
XLR( 29)=	2.0000	XLB( 29)=	38.0000
XLR( 30)=	2.0000	XLB( 30)=	38.0000
XLR( 31)=	2.0000	XLB( 31)=	38.0000
XLR( 32)=	2.0000	XLB( 32)=	38.0000
XLR( 33)=	2.0000	XLB( 33)=	38.0000
XLR( 34)=	2.0000	XLB( 34)=	38.0000
XLR( 35)=	2.0000	XLB( 35)=	38.0000
XLR( 36)=	2.0000	XLB( 36)=	38.0000
XLR( 37)=	2.0000	XLB( 37)=	38.0000
XLR( 38)=	2.0000	XLB( 38)=	38.0000
XLR( 39)=	2.0000	XLB( 39)=	38.0000
XLR( 40)=	2.0000	XLB( 40)=	38.0000
XLR( 41)=	2.0000	XLB( 41)=	38.0000

XLR( 42)=	2.0000	XLB( 42)=	38.0000
XLR( 43)=	2.0000	XLB( 43)=	38.0000
XLR( 44)=	2.0000	XLB( 44)=	38.0000
XLR( 45)=	2.0000	XLB( 45)=	38.0000
XLR( 46)=	2.0000	XLB( 46)=	38.0000
XLR( 47)=	2.0000	XLB( 47)=	38.0000
XLR( 48)=	2.0000	XLB( 48)=	38.0000
XLR( 49)=	2.0000	XLB( 49)=	38.0000
XLR( 50)=	2.0000	XLB( 50)=	38.0000
XLR( 51)=	2.0000	XLB( 51)=	38.0000
XLR( 52)=	2.0000	XLB( 52)=	38.0000
XLR( 53)=	2.0000	XLB( 53)=	38.0000
XLR( 54)=	2.0000	XLB( 54)=	38.0000
XLR( 55)=	2.0000	XLB( 55)=	38.0000
XLR( 56)=	2.0000	XLB( 56)=	38.0000

XLR( 57)=	2.0000	XLB( 57)=	38.0000
XLR( 58)=	2.0000	XLB( 58)=	38.0000
XLR( 59)=	2.0000	XLB( 59)=	38.0000
XLR( 60)=	2.0000	XLB( 60)=	38.0000
XLR( 61)=	2.0000	XLB( 61)=	38.0000
XLR( 62)=	2.0000	XLB( 62)=	38.0000
XLR( 63)=	2.0000	XLB( 63)=	38.0000
XLR( 64)=	2.0000	XLB( 64)=	38.0000
XLR( 65)=	2.0000	XLB( 65)=	38.0000
XLR( 66)=	2.0000	XLB( 66)=	38.0000
XLR( 67)=	2.0000	XLB( 67)=	38.0000
XLR( 68)=	2.0000	XLB( 68)=	38.0000
XLR( 69)=	2.0000	XLB( 69)=	38.0000
XLR( 70)=	2.0000	XLB( 70)=	38.0000
XLR( 71)=	2.0000	XLB( 71)=	38.0000

XLR( 72)=	2.0000	XLB( 72)=	38.0000
XLR( 73)=	2.0000	XLB( 73)=	38.0000
XLR( 74)=	2.0000	XLB( 74)=	38.0000
XLR( 75)=	2.0000	XLB( 75)=	38.0000
XLR( 76)=	2.0000	XLB( 76)=	38.0000
XLR( 77)=	2.0000	XLB( 77)=	38.0000
XLR( 78)=	2.0000	XLB( 78)=	38.0000
XLR( 79)=	2.0000	XLB( 79)=	38.0000
XLR( 80)=	2.0000	XLB( 80)=	38.0000
XLR( 81)=	2.0000	XLB( 81)=	38.0000
XLR( 82)=	2.0000	XLB( 82)=	38.0000
XLR( 83)=	2.0000	XLB( 83)=	38.0000
XLR( 84)=	2.0000	XLB( 84)=	38.0000
XLR( 85)=	2.0000	XLB( 85)=	38.0000
XLR( 86)=	2.0000	XLB( 86)=	38.0000

XLR( 87)=	2.0000	XLB( 87)=	38.0000
XLR( 88)=	2.0000	XLB( 88)=	38.0000
XLR( 89)=	2.0000	XLB( 89)=	38.0000
XLR( 90)=	2.0000	XLB( 90)=	38.0000
XLR( 91)=	2.0000	XLB( 91)=	38.0000
XLR( 92)=	2.0000	XLB( 92)=	38.0000
XLR( 93)=	2.0000	XLB( 93)=	38.0000
XLR( 94)=	2.0000	XLB( 94)=	38.0000
XLR( 95)=	2.0000	XLB( 95)=	38.0000
XLR( 96)=	2.0000	XLB( 96)=	38.0000
XLR( 97)=	2.0000	XLB( 97)=	38.0000
XLR( 98)=	2.0000	XLB( 98)=	38.0000
XLR( 99)=	2.0000	XLB( 99)=	38.0000
XLR( 100)=	2.0000	XLB( 100)=	38.0000
XLR( 101)=	2.0000	XLB( 101)=	38.0000

XLR( 102)=	2.0000	XLB( 102)=	38.0000
XLR( 103)=	2.0000	XLB( 103)=	38.0000
XLR( 104)=	2.0000	XLB( 104)=	38.0000
XLR( 105)=	2.0000	XLB( 105)=	38.0000
XLR( 106)=	2.0000	XLB( 106)=	38.0000
XLR( 107)=	2.0000	XLB( 107)=	38.0000
XLR( 108)=	2.0000	XLB( 108)=	38.0000
XLR( 109)=	2.0000	XLB( 109)=	38.0000
XLR( 110)=	2.0000	XLB( 110)=	38.0000
XLR( 111)=	2.0000	XLB( 111)=	38.0000
XLR( 112)=	2.0000	XLB( 112)=	38.0000
XLR( 113)=	2.0000	XLB( 113)=	38.0000
XLR( 114)=	2.0000	XLB( 114)=	38.0000
XLR( 115)=	2.0000	XLB( 115)=	38.0000
XLR( 116)=	2.0000	XLB( 116)=	38.0000

XLR( 117)=	2.0000	XLB( 117)=	38.0000
XLR( 118)=	2.0000	XLB( 118)=	38.0000
XLR( 119)=	2.0000	XLB( 119)=	38.0000
XLR( 120)=	2.0000	XLB( 120)=	38.0000
XLR( 121)=	2.0000	XLB( 121)=	38.0000
XLR( 122)=	2.0000	XLB( 122)=	38.0000
XLR( 123)=	2.0000	XLB( 123)=	38.0000
XLR( 124)=	2.0000	XLB( 124)=	38.0000
XLR( 125)=	2.0000	XLB( 125)=	38.0000
XLR( 126)=	2.0000	XLB( 126)=	38.0000
XLR( 127)=	2.0000	XLB( 127)=	38.0000
XLR( 128)=	2.0000	XLB( 128)=	38.0000
XLR( 129)=	2.0000	XLB( 129)=	38.0000
XLR( 130)=	2.0000	XLB( 130)=	38.0000
XLR( 131)=	2.0000	XLB( 131)=	38.0000



XLR( 132)=	2.0000	XLB( 132)=	38.0000
XLR( 133)=	2.0000	XLB( 133)=	38.0000
XLR( 134)=	2.0000	XLB( 134)=	38.0000
XLR( 135)=	2.0000	XLB( 135)=	38.0000
XLR( 136)=	2.0000	XLB( 136)=	38.0000
XLR( 137)=	2.0000	XLB( 137)=	38.0000
XLR( 138)=	2.0000	XLB( 138)=	38.0000
XLR( 139)=	2.0000	XLB( 139)=	38.0000
XLR( 140)=	2.0000	XLB( 140)=	38.0000
XLR( 141)=	2.0000	XLB( 141)=	38.0000
XLR( 142)=	2.0000	XLB( 142)=	38.0000
XLR( 143)=	2.0000	XLB( 143)=	38.0000
XLR( 144)=	2.0000	XLB( 144)=	38.0000
XLR( 145)=	2.0000	XLB( 145)=	38.0000
XLR( 146)=	2.0000	XLB( 146)=	38.0000

XLR( 147)=	2.0000	XLB( 147)=	38.0000
XLR( 148)=	2.0000	XLB( 148)=	38.0000
XLR( 149)=	2.0000	XLB( 149)=	38.0000
XLR( 150)=	2.0000	XLB( 150)=	38.0000
XLR( 151)=	2.0000	XLB( 151)=	38.0000
XLR( 152)=	2.0000	XLB( 152)=	38.0000
XLR( 153)=	2.0000	XLB( 153)=	38.0000
XLR( 154)=	2.0000	XLB( 154)=	38.0000
XLR( 155)=	2.0000	XLB( 155)=	38.0000
XLR( 156)=	2.0000	XLB( 156)=	38.0000
XLR( 157)=	2.0000	XLB( 157)=	38.0000
XLR( 158)=	2.0000	XLB( 158)=	38.0000
XLR( 159)=	2.0000	XLB( 159)=	38.0000
XLR( 160)=	2.0000	XLB( 160)=	38.0000
XLR( 161)=	2.0000	XLB( 161)=	38.0000

XLR( 162)=	2.0000	XLB( 162)=	38.0000
XLR( 163)=	2.0000	XLB( 163)=	38.0000
XLR( 164)=	2.0000	XLB( 164)=	38.0000
XLR( 165)=	2.0000	XLB( 165)=	38.0000
XLR( 166)=	2.0000	XLB( 166)=	38.0000
XLR( 167)=	2.0000	XLB( 167)=	38.0000
XLR( 168)=	2.0000	XLB( 168)=	38.0000
XLR( 169)=	2.0000	XLB( 169)=	38.0000
XLR( 170)=	2.0000	XLB( 170)=	38.0000
XLR( 171)=	2.0000	XLB( 171)=	38.0000
XLR( 172)=	2.0000	XLB( 172)=	38.0000
XLR( 173)=	2.0000	XLB( 173)=	38.0000
XLR( 174)=	2.0000	XLB( 174)=	38.0000
XLR( 175)=	2.0000	XLB( 175)=	38.0000
XLR( 176)=	2.0000	XLB( 176)=	38.0000

XLR( 177)=	2.0000	XLB( 177)=	38.0000
XLR( 178)=	2.0000	XLB( 178)=	38.0000
XLR( 179)=	2.0000	XLB( 179)=	38.0000
XLR( 180)=	2.0000	XLB( 180)=	38.0000
XLR( 181)=	2.0000	XLB( 181)=	38.0000
XLR( 182)=	2.0000	XLB( 182)=	38.0000
XLR( 183)=	2.0000	XLB( 183)=	38.0000
XLR( 184)=	2.0000	XLB( 184)=	38.0000
XLR( 185)=	2.0000	XLB( 185)=	38.0000
XLR( 186)=	2.0000	XLB( 186)=	38.0000
XLR( 187)=	2.0000	XLB( 187)=	38.0000
XLR( 188)=	2.0000	XLB( 188)=	38.0000
XLR( 189)=	2.0000	XLB( 189)=	38.0000
XLR( 190)=	2.0000	XLB( 190)=	38.0000
XLR( 191)=	2.0000	XLB( 191)=	38.0000

XLR( 192)=	2.0000	XLB( 192)=	38.0000
XLR( 193)=	2.0000	XLB( 193)=	38.0000
XLR( 194)=	2.0000	XLB( 194)=	38.0000
XLR( 195)=	2.0000	XLB( 195)=	38.0000
XLR( 196)=	2.0000	XLB( 196)=	38.0000
XLR( 197)=	2.0000	XLB( 197)=	38.0000
XLR( 198)=	2.0000	XLB( 198)=	38.0000
XLR( 199)=	2.0000	XLB( 199)=	38.0000
XLR( 200)=	2.0000	XLB( 200)=	38.0000
XLR( 201)=	2.0000	XLB( 201)=	38.0000
XLR( 202)=	2.0000	XLB( 202)=	38.0000
AR( 1)=	.9500		
AR( 2)=	.9500		
AR( 3)=	.9500		
AR( 4)=	.9500		
AR( 5)=	.9500		
AR( 6)=	.9500		
AR( 7)=	.9500		
AR( 8)=	.9500		
AR( 9)=	.9500		
AR( 10)=	.9500		
AR( 11)=	.9500		
AR( 12)=	.9500		
AR( 13)=	.9500		
AR( 14)=	.9500		
AR( 15)=	.9500		
AR( 16)=	.9500		

AR( 17) =	.9500
AR( 18) =	.9500
AR( 19) =	.9500
AR( 20) =	.9500
AR( 21) =	.9500
AR( 22) =	.9500
AR( 23) =	.9500
AR( 24) =	.9500
AR( 25) =	.9500
AR( 26) =	.9500
AR( 27) =	.9500
AR( 28) =	.9500
AR( 29) =	.9500
AR( 30) =	.9500
AR( 31) =	.9500
AR( 32) =	.9500
AR( 33) =	.9500
AR( 34) =	.9500
AR( 35) =	.9500
AR( 36) =	.9500
AR( 37) =	.9500
AR( 38) =	.9500
AR( 39) =	.9500
AR( 40) =	.9500
AR( 41) =	.9500
AR( 42) =	.9500
AR( 43) =	.9500
AR( 44) =	.9500
AR( 45) =	.9500
AR( 46) =	.9500
AR( 47) =	.9500
AR( 48) =	.9500
AR( 49) =	.9500
AR( 50) =	.9500
AR( 51) =	.9500
AR( 52) =	.9500
AR( 53) =	.9500
AR( 54) =	.9500
AR( 55) =	.9500
AR( 56) =	.9500
AR( 57) =	1.3200
AR( 58) =	1.3200
AR( 59) =	1.3200
AR( 60) =	1.3200
AR( 61) =	1.3200
AR( 62) =	1.3200
AR( 63) =	1.3200
AR( 64) =	1.3200
AR( 65) =	1.3200
AR( 66) =	1.3200
AR( 67) =	1.3200
AR( 68) =	1.3200
AR( 69) =	1.3200
AR( 70) =	1.3200
AR( 71) =	1.3200
AR( 72) =	1.3200
AR( 73) =	1.3200
AR( 74) =	1.3200
AR( 75) =	1.3200
AR( 76) =	1.3200

AR( 77)	=	1.3200
AR( 78)	=	1.3200
AR( 79)	=	1.3200
AR( 80)	=	1.3200
AR( 81)	=	1.3200
AR( 82)	=	1.3200
AR( 83)	=	1.3200
AR( 84)	=	1.3200
AR( 85)	=	1.3200
AR( 86)	=	1.3200
AR( 87)	=	1.3200
AR( 88)	=	1.3200
AR( 89)	=	1.3200
AR( 90)	=	1.3200
AR( 91)	=	1.3200
AR( 92)	=	1.3200
AR( 93)	=	1.3200
AR( 94)	=	1.3200
AR( 95)	=	1.3200
AR( 96)	=	1.3200
AR( 97)	=	1.3200
AR( 98)	=	1.3200
AR( 99)	=	1.3200
AR( 100)	=	1.3200
AR( 101)	=	1.3200
AR( 102)	=	1.3200
AR( 103)	=	1.3200
AR( 104)	=	1.3200
AR( 105)	=	1.3200
AR( 106)	=	1.3200
AR( 107)	=	1.3200
AR( 108)	=	1.3200
AR( 109)	=	1.3200
AR( 110)	=	1.3200
AR( 111)	=	1.3200
AR( 112)	=	1.3200
AR( 113)	=	1.3200
AR( 114)	=	1.3200
AR( 115)	=	1.3200
AR( 116)	=	1.3200
AR( 117)	=	1.3200
AR( 118)	=	1.3200
AR( 119)	=	1.3200
AR( 120)	=	1.3200
AR( 121)	=	1.3200
AR( 122)	=	1.3200
AR( 123)	=	1.3200
AR( 124)	=	1.3200
AR( 125)	=	1.3200
AR( 126)	=	1.3200
AR( 127)	=	1.3200
AR( 128)	=	1.3200
AR( 129)	=	1.3200
AR( 130)	=	1.3200
AR( 131)	=	1.3200
AR( 132)	=	1.3200
AR( 133)	=	1.3200
AR( 134)	=	1.3200
AR( 135)	=	1.3200
AR( 136)	=	1.3200

AR( 137)=	1.3200
AR( 138)=	1.3200
AR( 139)=	1.3200
AR( 140)=	1.3200
AR( 141)=	1.3200
AR( 142)=	1.3200
AR( 143)=	1.3200
AR( 144)=	1.3200
AR( 145)=	1.3200
AR( 146)=	1.3200
AR( 147)=	1.3200
AR( 148)=	1.3200
AR( 149)=	1.3200
AR( 150)=	1.3200
AR( 151)=	1.3200
AR( 152)=	1.3200
AR( 153)=	1.3200
AR( 154)=	1.3200
AR( 155)=	1.3200
AR( 156)=	1.3200
AR( 157)=	1.3200
AR( 158)=	1.3200
AR( 159)=	1.3200
AR( 160)=	1.3200
AR( 161)=	1.3200
AR( 162)=	1.3200
AR( 163)=	1.3200
AR( 164)=	1.3200
AR( 165)=	1.3200
AR( 166)=	1.3200
AR( 167)=	1.3200
AR( 168)=	1.3200
AR( 169)=	1.3200
AR( 170)=	1.3200
AR( 171)=	1.3200
AR( 172)=	1.3200
AR( 173)=	1.3200
AR( 174)=	1.3200
AR( 175)=	1.3200
AR( 176)=	1.3200
AR( 177)=	1.3200
AR( 178)=	1.3200
AR( 179)=	1.3200
AR( 180)=	1.3200
AR( 181)=	1.3200
AR( 182)=	1.3200
AR( 183)=	1.3200
AR( 184)=	1.3200
AR( 185)=	1.3200
AR( 186)=	1.3200
AR( 187)=	1.3200
AR( 188)=	1.3200
AR( 189)=	1.3200
AR( 190)=	1.3200
AR( 191)=	1.3200
AR( 192)=	1.3200
AR( 193)=	1.3200
AR( 194)=	1.3200
AR( 195)=	1.3200
AR( 196)=	1.3200



AR( 197)=	1.3200
AR( 198)=	1.3200
AR( 199)=	1.3200
AR( 200)=	1.3200
AR( 201)=	1.3200
AR( 202)=	1.3200

FSC( 1)= 2.6911

FSC( 2)= 2.8743

FSC( 3)= 2.6808

FSC( 4)= 2.6734

FSC( 5)= 2.8850

FSC( 6)= 2.6481

FSC( 7)= 2.7576

FSC( 8)= 2.8947

FSC( 9)= 2.6872

FSC( 10)= 2.6646

FSC( 11)= 2.6940

FSC( 12)= 2.6702

FSC( 13)= 2.8033

FS( 14)=	2.7573
FS( 15)=	2.8495
FS( 16)=	2.6182
FS( 17)=	2.6348
FS( 18)=	2.7481
FS( 19)=	2.9666
FS( 20)=	2.6264
FS( 21)=	2.7240
FS( 22)=	2.5281
FS( 23)=	2.6276
FS( 24)=	2.5055
FS( 25)=	2.6194
FS( 26)=	2.6489
FS( 27)=	2.6703
FS( 28)=	2.6220

FS( 29) = 2.5340

FS( 30) = 2.7886

FS( 31) = 2.6995

FS( 32) = 2.6109

FS( 33) = 2.7183

FS( 34) = 2.4827

FS( 35) = 2.6990

FS( 36) = 2.6427

FS( 37) = 2.5766

FS( 38) = 2.9309

FS( 39) = 2.5627

FS( 40) = 2.6142

XMED= 2.6908 XDP= .1147

\*\*\*\*\*RESULTADOS\*\*\*\*\*

FSGR=	2.2640	FSGS=	2.5016
-------	--------	-------	--------

BIBLIOGRAFIA

- [1] ~~FERRY~~ BORGES J., CASTANHETA, M. - 1971 - "Structural Safety", L.N.E.C.
- [2] FUSCO, P. B. - 1974 - "Fundamentos Estatísticos da Segurança das Estruturas" - McGraw-Hill.
- [3] NOWAK - 1979 - "Effects of human error in Structural Safety", Journal of ACI, vol. 79, pp. 959-972.
- [4] PINCUS - 1951 - "Statistical Methods Applied to the Study of Rock Fractures", Bull. Geol. Soc. Am., vol. 62, pp. 81-130.
- [5] WU, KRAFT - 1967 - "The probability of Foundation Safety", ASCE, vol. 93 nº SM5.
- [6] NEWMARK, BLUME, KAPUR - 1973 - "Seismic Design Spectra for Nuclear Power Plants", Journal of the Power Division, ASCE.
- [7] LIN - 1977 - "Probabilistic Methodologies for Seismic Analysis and Design of Structures and Components", Structural Design of Nuclear Plants, STN 77, 262 pp.
- [8] HARMAN, DAVENPORT - 1979 - "A Statistical approach to ~~Traffic~~ Loads on Bridges", Journal of the Structural Design, ASCE, ST79.
- [9] FONSECA, A. - 1974 - Curso de Mecânica, vols. I, II, III, IV, Ao Livro Técnico.
- [10] GUERRIN, A. - 1971 - "Traité de Béton Armé", vol. III.
- [11] SCHIELL, F. - 1957 - "Estática dos Estaqueamentos". Pub. 10 da Universidade de São Carlos, Escola de Engenharia.
- [12] TIMOSCHENKO - 1959 - "Theory of plates and shells", McGraw-Hill.
- [13] BETON-TASCHENBUSH, - 1978 - Band 1, Betontechnologie, Veb-Verlag, Berlin.

- [14] NB-1/78 - "Norma Brasileira para Projeto e Execução de Obras de Concreto Armado".
- [15] DIN 1045/78.
- [16] WHITAKER, T. - 1976 - "The design of piled foundations", Pergamon Press.
- [17] CHIOSSI, N. - 1975 - "Geologia Aplicada à Engenharia" - Grêmio Politécnico da USP.
- [18] HARLOW, D.G. e PHOENIX, S.L. - 1978 - "The chain-of-bundles probability model for the strength of fibrous materials" - Journal of Composite Materials, vol. 12.
- [19] WEIBULL, W - 1939 - "A statistical Theory of the Strength of materials" - Ingeniörs Vetenskaps Akademien, Handlingar nr. 151.
- [20] FINTEL, M. - 1974 - "Handbook of Concrete Engineering", Van Nostrand Reinhold Company.
- [21] MILLER, I., FREUND, J. - 1977 - "Probability and Statistics for Engineers".
- [22] MEYER, S. - 1975 - "Data Analysis for Scientists and Engineers" - Prentice-Hall Inc.
- [23] RÜSCH, - 1973 - "Stahlbeton Spannbeton" - Werner-Verlag.
- [24] MASSEY, F.J. - 1951 - "The Kolmogorov-Smirnov test for goodness of fit", J. Amer. Statist. Ass., vol. 46, p. 70.
- [25] HAMMERSLEY, J.M., HANDSCOMB, D.C., - 1979 - "Monte Carlo Methods" - Monographs on applied probability and Statistics - Chapman and Hall.
- [26] PROMON ENGENHARIA - 1980 - "Analysis of the as-built condition of the turbine building foundation piles".  
(não publicado).
- [27] SHILDEBRAND - 1962 - "Advanced Calculus for Application", Prentice-Hall.

- [28] SPIEGEL, M. - 1973 - "Manual de Fôrmulas e Tabelas Matemáticas" - Coleção Schaum.
- [29] ARMITAGE, P. - 1977 - "Statistical Methods in Medical Research", Blackwell Scientist Publications.
- [30] WEIBULL, W. - 1939 - "The phenomenon of rupture in solids". Ingeniörs Vetenskaps Akademien, Handlingar nr. 153.
- [31] DANIELS, H.E. - 1945 - "The statistical Theory of the Strength of Bundles of Threads" - Proceedings of the Royal Society (London).
- [32] HULL, T.E., DOBELL, A.R., - 1962 - "Random Number Generation", Soc. Ind. Appl. Math. Rev. 4, 230/254.
- [33] MEYER, P. - 1975 - "Probabilidade - Aplicações à Estatística" - Livros Técnicos e Científicos Editora S.A.,

#### LIVROS CONSULTADOS

- PIPES, L. - 1958 - "Applied Mathematics for Engineers and Physicists", Mc-Graw-Hill.
- BENJAMIN, R.J., CORNELL, A. - 1970 - "Probability, Statistics and Decision for Civil Engineers, Mc-Graw-Hill.
- LUMB, P. - 1972 - "Statistics and Probability to Soil and Structural Engineering", Hong-Kong University Press.
- MÄNGEL, S., SEELING, R. - 1973 - "Betonherstellung und Betonverarbeitung" - Bauverlag GmbH, Wiesbaden und Berlin.
- PARK, R., PAULAY, T. - 1975 - "Reinforced Concrete Structures" Wiley-Interscience, John Wiley & Sons, Inc.
- CEB, Bulletin d'Information, 1975, nº 106.
- CEB-FIP. Model Code for Concrete Structures, 1978.
- AOKI, N., VELLOSO, D.A., 1975 - "An approximate Method to es-

timate bearing capacity of piles" - In proceedings of the 5th. Pan American Conference on Soil Mechanics and Foundation Engineering, Buenos Aires.

- LEONHARDT, F. - "Construções de Concreto", vol. 1.