

Campanha, Jo A.C

0895762 /

PROJEÇÃO ESTEREOGRÁFICA PARA ANÁLISE DE ESTRUTURAS

**Programas ESTER e TRADE. Fundamentos Teóricos,
Exercícios e Aplicações em Microcomputador,
Laboratório e Campo**

São Paulo, 1996

Celso Dal Ré Carneiro
(Coordenador)

UNICAMP

CPRM

IPT

© 1996, Instituto de Pesquisas Tecnológicas do Estado de São Paulo S.A. • IPT
Cidade Universitária Armando de Salles Oliveira • Butantã
CEP 05508-901 • São Paulo-SP • Caixa Postal 7141 • CEP 01064-970
Telefax (011) 869-3353 • Telefone (011) 268-2211

Impresso no Brasil.

ISBN 85-85369-04-3

Diretoria Executiva IPT

Diretor-Superintendente: Milton de Abreu Campanario
Diretor Administrativo-Financeiro: Dilson Funaro Júnior
Diretor Técnico: Marco Giulietti
Diretor de Planejamento e Gestão: Álvaro Rodrigues dos Santos

Instituto de Geociências UNICAMP

Diretor: Celso Pinto Ferraz

CPRM - Serviço Geológico do Brasil

Presidente: Carlos Oití Berbert
Diretor de Hidrologia e Gestão Territorial: Idelmar da Cunha Barbosa
Diretor de Geologia e Recursos Minerais: Antonio Juarez Milmann Martins
Diretor de Administração e Finanças: Augusto Wagner Padilha Martins
Diretor de Relações Institucionais e Desenvolvimento: Gil Pereira de Souza Azevedo
Gerente da Divisão de Marketing e Divulgação: Ernesto Von Sperling

Colaboradores

Joaquim Raul Torquato, Yociteru Hasui, Luís Humberto Pedreira, Naohiko Nagata, Shintaro Furumoto, Ginaldo A.C. Campanha, Genis Garcia A. Pereira, Jorge Kazuo Yamamoto, José Antonio S. Albino, Mário Otávio Costa, Nivaldo Paulon, Carlos César Tanaka, José Alberto Quintanilha.

Edição

Assessoria de Comunicação Social - Publicações
Assessor: Rubens Santo Marini. *Editoração:* Ana Cristina Teixeira. *Editoração Eletrônica:* Laura Rumi Yamamura

Capa

Criação: Almir Ferreira

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP) (Câmara Brasileira do Livro, SP, Brasil)

Projeção estereográfica para análise de estruturas : programas ESTER e TRADE, fundamentos teóricos, exercícios e aplicações em microcomputador, laboratório e campo / Celso Dal Ré Carneiro (coordenador). - São Paulo : Instituto de Pesquisas Tecnológicas ; Campinas, SP : Instituto de Geociências, Universidade Estadual de Campinas ; Rio de Janeiro : CPRM, 1996. - (Publicação IPT 2377)

Vários autores.
Vários colaboradores.
Bibliografia.
ISBN 85-85369-04-3

1. Geologia estrutural 2. ESTER (Programa de computador) 3. TRADE (Programa de computador) I. Carneiro, Celso Dal Ré. 1951- II. Título.

95-1777

CDD-551.8

Índices para catálogo sistemático:

1. Análise de estruturas : projeção estereográfica : Geologia estrutural 551.8

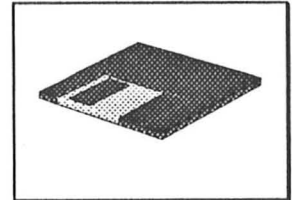
Publicação IPT 2377

Tiragem: 600 exemplares

ANÁLISE ESTATÍSTICA DE DADOS ESTRUTURAIS.

Estatística de dados direcionais tridimensionais

Ginaldo A. da C. Campanha e José A. Quintanilha



1 INTRODUÇÃO

As análises estruturais quantitativas dependem, normalmente, do recurso de diagramas de trama (*fabric*). Em geral, as estruturas lineares ou as retas normais (pólos) de estruturas planares são plotadas em redes de igual-área (Schmidt-Lambert), podendo ser traçadas, ou não, curvas de contorno de densidade de pontos *versus* área. Os padrões de distribuição são analisados qualitativamente, quanto à forma da distribuição (unimodal, polimodal, guirlanda de círculo máximo, guirlanda de círculo mínimo etc.) e sua dispersão. O Capítulo III desta obra descreve sucintamente os fundamentos desse tipo de análise qualitativa.

Existem, há algum tempo, programas de computador para traçado automático de diagramas de trama (e.g. Yamamoto e Pereira Jr., 1984). Menos conhecidos, no entanto, são os métodos estatísticos numéricos aplicados na análise estrutural, incluídos num campo que pode ser denominado "estatística de dados direcionais" (Mardia, 1972). Ver, também, Watson (1965), Cheeney (1983) e Starkey (1993).

Embora os métodos estatísticos quantitativos não produzam, obrigatoriamente, resultados melhores do que a análise qualitativa feita por um geólogo experiente, fornecem parâmetros mais objetivos para a comparação dos resultados. Assim, certos problemas que surgem quando se tenta analisar diagramas de trama podem ser resolvidos quantitativamente. Tais questões incluem:

- 1) se o número de dados é suficiente ou não;
- 2) se existe orientação preferencial claramente definida ou se a dispersão é muito alta;
- 3) se a distribuição é do tipo guirlanda ou pontual;
- 4) qual é a orientação média ou o eixo π (π) de uma família de dados;
- 5) se a atitude do eixo π (π) ou da orientação média de duas famílias de dados é igual ou diferente.

2 PARÂMETROS ESTATÍSTICOS

2.1 O Tensor Orientação e a Distribuição de Bingham

Métodos vetoriais podem ser utilizados para análise de orientação de dados estruturais. A atitude de uma lineação ou da reta normal a um plano pode ser interpretada como um vetor unitário, com cossenos diretores (l, m, n) com relação a um dado sistema de três eixos (x, y, z) de coordenadas ortogonais (Fig. V.1). Tomando-se um sistema de referência baseado nas coordenadas geográficas e na linha vertical, e os dados de orientação de planos na forma Clar (azimute do rumo do mergulho/ângulo de mergulho), os cossenos diretores (l, m, n) dos pólos, considerados como vetores unitários, podem ser calculados conforme segue:

Planos	Lineações
$l = \cos(\text{rumo}) \cdot \sin(\text{mergulho})$	$l = \cos(\text{rumo}) \cdot \cos(\text{mergulho})$
$m = \sin(\text{rumo}) \cdot \sin(\text{mergulho})$	$m = -\sin(\text{rumo}) \cdot \sin(\text{mergulho})$
$n = \cos(\text{mergulho})$	$n = \sin(\text{mergulho})$

A determinação da orientação média:

$$\{\bar{l}_0, \bar{m}_0, \bar{n}_0\}$$

de uma distribuição de dados direcionais pode ser obtida simplesmente por meio da resultante de uma soma vetorial (e.g. Ramsay 1967). A direção da atitude média é a direção do vetor soma resultante.

Pode-se também determinar um parâmetro R de orientação preferencial:

$$R = \left(\sum_{i=1}^k l_i \right)^2 + \left(\sum_{i=1}^k m_i \right)^2 + \left(\sum_{i=1}^k n_i \right)^2 \quad (V.1)$$

onde (l_i, m_i, n_i) , $i = 1, \dots, k$ são observações de uma distribuição sobre a esfera. A orientação média (l_0, m_0, n_0) pode, então, ser obtida por:

$$\bar{l}_0 = \frac{\sum_{i=1}^k l_i}{R}, \quad \bar{m}_0 = \frac{\sum_{i=1}^k m_i}{R}, \quad \bar{n}_0 = \frac{\sum_{i=1}^k n_i}{R} \quad (V.2)$$

Diversos métodos têm sido propostos para determinação numérica do melhor ajuste para círculos máximos e círculos mínimos, os quais têm aplicação para a determinação de eixos para dobramentos cilíndricos e cônicos, respectivamente (Cruden e Charlesworth, 1976). No entanto, muitos métodos não produzem resultados satisfatórios, incluindo aquele proposto por Ramsay (1967).

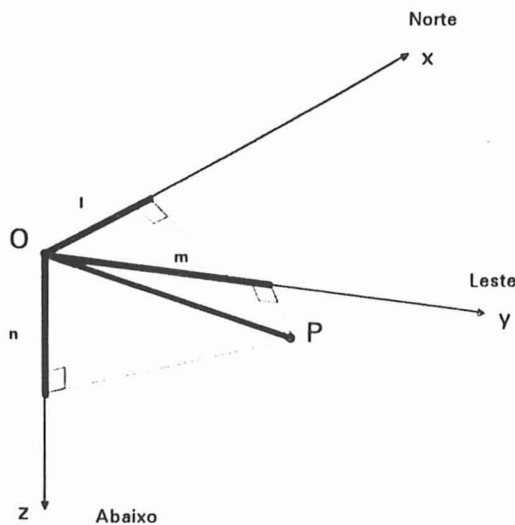


FIGURA V.1 - Cossenos diretores (l, m, n) de uma linha de comprimento unitário OP , com relação a um sistema de coordenadas (x, y, z) baseado nas coordenadas geográficas e na linha vertical

Dos vários métodos, o que produz melhores resultados é o proposto por Scheidegger (1965) e Watson (1965), que parte da definição de um *Tensor Orientação*. Este método fornece resultados precisos e confiáveis e permite dedução de índices bastante úteis para comparação entre amostras distintas. Exige trabalho exaustivo de cálculo se for feito manualmente, o que é contornável pela utilização de computador ou calculadora programável.

Tomando-se as atitudes de um conjunto de lineações ou pólos de planos, representadas por seus cossenos diretores (l, m, n) , pode-se demonstrar que a determinação de um eixo ou de um plano de melhor ajuste, com relação a esse conjunto de dados, pode ser feita de tal modo que a somatória dos quadrados dos desvios angulares (Fig. V.2) dos vetores seja mínima (ou máxima).

Esses planos e eixos de melhor ajuste podem ser obtidos pela determinação dos autovalores da seguinte matriz, formada pelas somas de quadrados e produtos dos cossenos diretores dos (i) dados $(i = 1, \dots, k)$:

$$A = \begin{vmatrix} \sum l_i^2 & \sum l_i m_i & \sum l_i n_i \\ \sum m_i l_i & \sum m_i^2 & \sum m_i n_i \\ \sum n_i l_i & \sum n_i m_i & \sum n_i^2 \end{vmatrix} \quad (V.3)$$

A determinação dos autovalores consiste na determinação de um A tal que:

$$\begin{vmatrix} \sum l_i^2 = A & \sum l_i m_i & \sum l_i n_i \\ \sum m_i l_i & \sum m_i^2 = A & \sum m_i n_i \\ \sum n_i l_i & \sum n_i m_i & \sum n_i^2 = A \end{vmatrix} = 0 \quad (V.4)$$

O desenvolvimento desse determinante conduz a uma equação de terceiro grau que, no caso geral, deve ter três raízes reais e positivas, os autovalores da matriz (A_1 , A_2 , A_3). A cada um desses três autovalores encontra-se associado um autovetor, sendo os três autovetores perpendiculares entre si:

$$\vec{t}_1, \vec{t}_2, \vec{t}_3$$

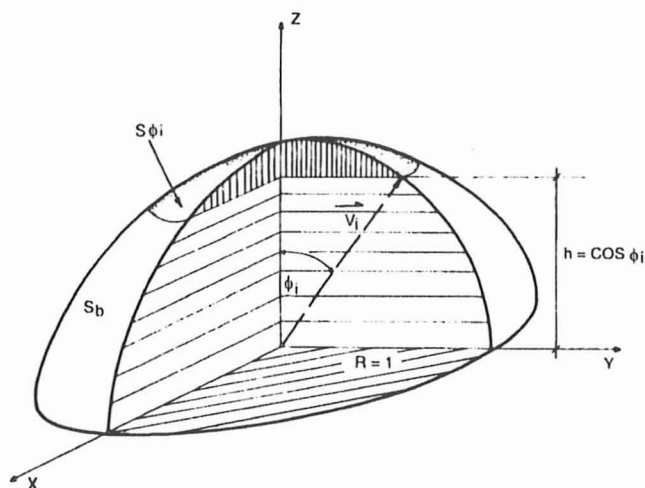


FIGURA V.2 - Desvios angulares (em ângulos sólidos $S\phi_i$ e Sb) de um vetor unitário V_i com relação a um eixo Z , e um plano XY (adaptado de Kiraly, 1969)

O vetor associado ao maior autovalor indicará o melhor ajuste para a orientação média da distribuição. O vetor associado ao menor autovalor indicará a normal do melhor plano que contenha o conjunto de vetores

$$[\vec{V}],$$

ou seja, no caso de análise de dobramentos, indicará o melhor eixo π (π).

O autovetor associado ao autovalor intermediário será perpendicular a esses dois (Fig. V.3). A matriz normalizada, ou seja, cujos elementos são divididos pelo número k de dados, corresponde a um Tensor Orientação T (Scheidegger, 1965):

$$T = A / K \quad (V.5)$$

As propriedades matemáticas do Tensor Orientação são as mesmas de outras grandezas físicas do tipo tensor de segunda ordem, tais como o esforço mecânico (*stress*), a deformação interna (*strain*), o índice de refração em minerais etc.

O desenvolvimento matemático mais geral das propriedades físicas do tipo tensorial pode ser encontrado em Nye (1957).

Os autovalores normalizados (ou seja, divididos pelo número k de medidas) correspondem a *variâncias angulares* nas três direções principais:

$$\tau_1 = A_1 / K$$

$$\tau_2 = A_2 / K$$

$$\tau_3 = A_3 / K$$

Os três autovetores definem um elipsóide (que é a representação quádrlica de um tensor de 2ª ordem). Os semi-eixos desse elipsóide têm como comprimento:

$$\sqrt{\tau_1}, \sqrt{\tau_2}, \sqrt{\tau_3}$$

que são os *desvios-padrões angulares* principais.

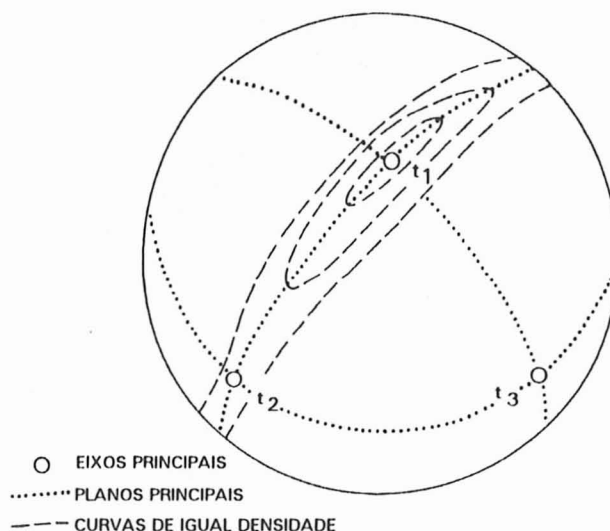


FIGURA V.3 - Principais feições de simetria da distribuição de Bingham, com relação a um conjunto de dados plotados em rede estereográfica, e representado por curvas de contorno de igual densidade por área (Cheeney, 1983)

Existe uma distribuição estatística associada ao tensor orientação, conhecida como *distribuição de Bingham* (Bingham, 1964), a qual permite a dedução de parâmetros estatísticos das famílias de dados de orientação, bem como a construção de testes estatísticos e de cones de confiança para os eixos deduzidos, de um modo similar à distribuição normal de Gauss, na estatística usual (Mardia, 1972; Cheeney, 1983).

A função densidade da distribuição de Bingham é:

$$F(x; \mu, k) = [4 \pi d(k)]^{-1} \exp[k_1 (x' \mu_1)^2 + k_2 (x' \mu_2)^2 + k_3 (x' \mu_3)^2] \quad (V.6)$$

onde:

$$\mathbf{k} = \begin{vmatrix} k_1 & 0 & 0 \\ 0 & k_2 & 0 \\ 0 & 0 & k_3 \end{vmatrix}$$

k_i 's são parâmetros de dispersão;

$\mu_1, \mu_2, \text{ e } \mu_3$ são os vetores ortogonais normalizados;

$d(k)$ é uma constante que depende de k_1, k_2 e k_3 ;

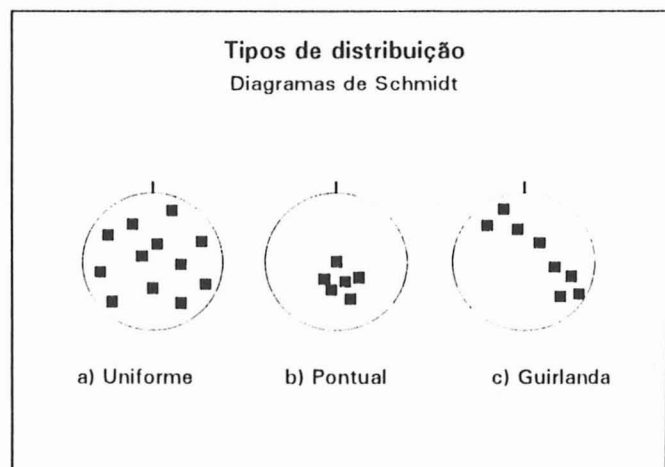
$x' = (l, m, n)$; é o vetor dos cossenos diretores.

Os autovetores de $\mathbf{A}$, (t_1, t_2 e t_3), são as estimativas de máxima verossimilhança de μ_1, μ_2 e μ_3 e $k_3 = 0$ é uma restrição imposta por Bingham para que as estimativas de máxima verossimilhança de $\mathbf{k}$ fossem únicas, sendo k_1 e k_2 obtidos por interpolação nas tabelas dadas por Bingham (1964).

A distribuição de Bingham aplica-se a famílias de dados que se configuram em uma das três categorias dadas (Fig. V.4), ou na combinação de qualquer dessas três categorias. Ou seja, que se distribuam segundo os seguintes padrões: *uniforme* (uniformemente em toda a rede estereográfica), *pontual* (simetricamente em torno de um eixo), *guirlanda* (simetricamente em torno de um plano). A Figura V.3 mostra uma família de dados qualquer que se ajusta à distribuição de Bingham, e os três autovetores associados. Pode-se dizer que a distribuição de Bingham aplica-se a conjuntos de dados com simetria esférica (aleatória), axial e ortorrômbica, quando então os autovetores coincidem com eixos de simetria. Porém, não se aplica a distribuições com simetrias monoclinicas ou triclinicas (Fig. V.5).

A distribuição do tipo uniforme é, por vezes, designada *aleatória*, e a distribuição pontual como *unimodal* ou *uniaxial* (ou diagramas com um único máximo, Capítulo III), embora esses termos não sejam, rigorosamente, sinônimos. Para famílias de dados que não se enquadram nestes tipos de distribuição, como as assimétricas, as bimodais (diagramas com dois máximos, Capítulo III), as polimodais ou as guirlandas de círculos mínimos (ver Capítulo III), este método não se aplica estritamente. Porém, de qualquer modo, os autovetores correspondem a centros de gravidade e eixos de simetria (quando houver) das famílias de dados, representando sempre o melhor ajuste possível destes casos ao modelo teórico (Fig. V.5).

FIGURA V.4 - Três categorias descritivas de dados de orientação tridimensionais representadas em projeção estereográfica:
(a) UNIFORME: tendência dos pontos em serem uniformemente distribuídos sobre a projeção.
(b) PONTUAL (unimodal ou uniaxial): tendência dos pontos a se distribuírem ao redor de um eixo comum.
(c) GUIRLANDA: tendência dos pontos se distribuírem em torno de um círculo máximo (Cheeney, 1983)



2.2 Índices e Diagramas Discriminantes

O método utilizado permite não apenas dedução estatística dos melhores eixos de uma família de dados mas, também, a dedução de índices, baseados nos autovalores, representativos da forma e da dispersão de dados, de modo a objetivamente comparar várias famílias de dados entre si. As relações entre autovalores (bem como entre os autovalores normalizados) permitem inferir o tipo de distribuição dos dados. Normalmente, temos:

$$\tau_1 > \tau_2 > \tau_3.$$

No caso particular de $\tau_1 = \tau_2 = \tau_3$, a distribuição é uniforme, ou, dito de outra forma, não há nenhuma orientação preferencial. O elipsóide de orientação é uma esfera. No caso em que τ_1 é grande e τ_2 e τ_3 são comparativamente pequenos, a distribuição tende a pontual, sendo o elipsóide de orientação do tipo prolato (charuto).

Se $\tau_1 = \tau_2$, tem-se uma simetria rotacional em torno do autovetor t_1 , associados ao maior autovalor (τ_1).

No caso de τ_1 e τ_2 serem grandes, comparativamente com τ_3 pequeno, a distribuição é em guirlanda. Ou seja, os vetores (v_i) distribuem-se segundo um plano. O elipsóide de orientação é do tipo oblato (pizza). No caso $\tau_1 = \tau_2$, os dados distribuem-se uniformemente em torno da guirlanda, sem apresentar uma concentração máxima pontual e mostram simetria rotacional em torno do autovetor t_3 , associado ao menor autovalor τ_3 .

Como, na verdade, interessam as relações entre os autovalores, uma alternativa é a utilização de diagramas ou de índices para a representação dos vários tipos de elipsóides de orientação.

As características da forma e distribuição de uma família de dados de orientação podem ser representadas em um diagrama (Fig. V.6) semelhante ao diagrama de Flinn, utilizado em Geologia Estrutural para representar os elipsóides de *stress* e *strain* (Woodcock, 1977; Harvey e Ferguson, 1978; Woodcock e Naylor, 1983).

Nesse diagrama plota-se como ordenada a relação $\ln(\tau_1/\tau_2)$, e como abcissa, a relação $\ln(\tau_2/\tau_3)$ (Fig. V.6). Distribuições do tipo uniforme ou alcatória coincidem com a origem do diagrama. Quanto menor a dispersão da família de dados, mais distante estará a origem do diagrama. Famílias do tipo guirlanda perfeita coincidem com a abcissa, e as do tipo pontual simétrica, com a ordenada. Famílias com características intermediárias cairão em posições intermediárias do diagrama. Pode-se definir o índice K (Woodcock, 1977):

$$K = \ln(\tau_1/\tau_2) / \ln(\tau_2/\tau_3) \quad (V.7)$$

que corresponde à pendente das diversas retas que passam pela origem (0,0) do gráfico. Quando $K=1$, tem-se um caso exatamente intermediário entre as distribuições pontuais e guirlanda. Se:

$$1 > K > 0$$

a distribuição tende para guirlanda, tanto mais perfeita quanto mais K se aproximar de zero.

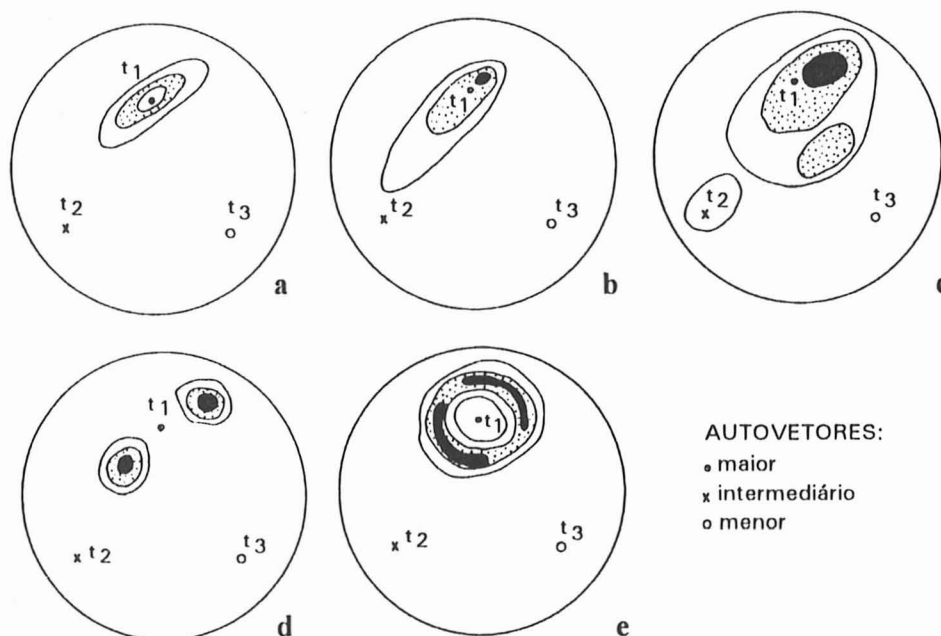


FIGURA V.5 - Projeções de igual-área para distribuições idealizadas de tramas com simetria ortorrômbica (a, d, e), monoclinica (b) e triclinica (c), e atitude dos autovetores associados (adaptado de Woodcock, 1977)

Se:

$$\infty > K > 1$$

a distribuição tende para pontual, tanto mais perfeita quanto mais K se aproximar do infinito.

O índice K refere-se à forma da distribuição. Pode-se notar, também, que quanto mais próxima à origem, mais dispersas são as distribuições e, quanto mais afastadas, maior a orientação preferencial, dentro de uma reta com o mesmo índice k . É possível, então, definir um índice C , que indica a dispersão da amostra (Woodcock, 1977):

$$C = \ln(\tau_1/\tau_3)$$

Uma distribuição aleatória (uniforme) apresentará índice $C = 0$ (e $K = 1$). Quanto maior for a orientação preferencial, tanto mais C tenderá a infinito. Os índices de forma (K) e dispersão (C) propostos por Woodcock (1977) e, também, os de Harvey e Ferguson (1978), apresentam a desvantagem de variar entre zero e infinito. Adaptando a proposição de Hsü (1966), originalmente concebida para o estudo de deformação interna (*strain*), propõe-se o seguinte índice de forma da distribuição (Campanha, Nagata e Yamamoto, 1988; Campanha e Yamamoto, 1987):

$$F = (2 \cdot \ln \tau_2 - \ln \tau_1 - \ln \tau_3) / (\ln \tau_1 - \ln \tau_3) \quad (V.8)$$

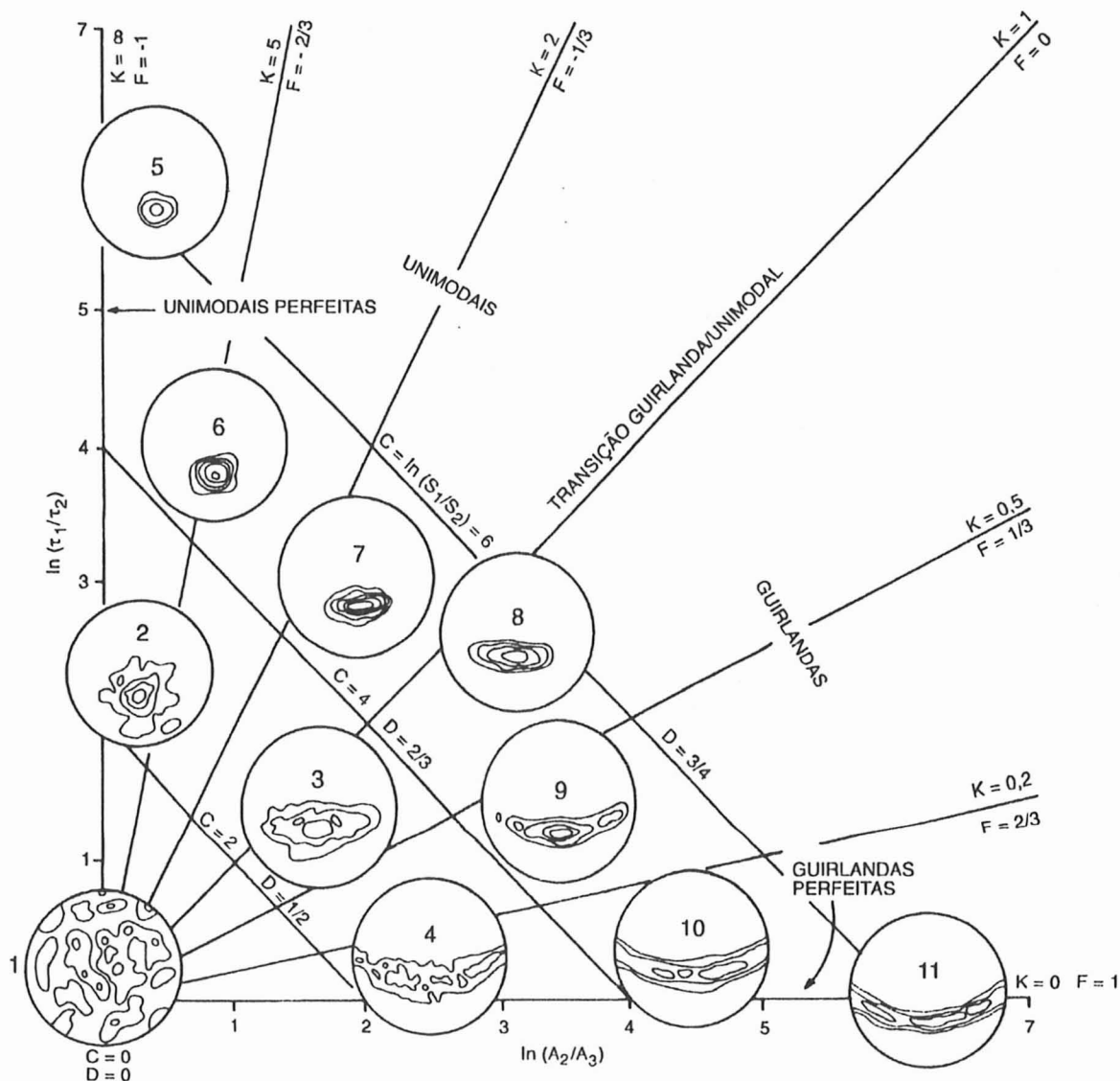


FIGURA V.6 - Diagrama bilogarítmico das razões dos autovalores obtidos da distribuição de Bingham, com exemplos de diversos tipos de distribuição de dados. São mostradas as linhas com índices de forma (K, F) e de dispersão (C, D) iguais (adaptado de Woodcock, 1977)

A vantagem é que este índice varia de -1 a +1, mostrando as relações com o índice k associados na Tabela V.1 (Woodcock 1977):

TABELA V.1 - Campos de variação do índice k

Forma de distribuição	K	F
Guirlanda	0	+1
Intermediária	1	0
Pontual	α	-1

Pode-se definir um índice de dispersão D tal que mantém as relações indicadas na Tabela V.2, com o índice C :

$$D = \ln(\tau_1^{1/2} / \tau_3^{1/2}) / [\ln(\tau_1^{1/2} / \tau_3^{1/2}) + 1] = \ln(\tau_1 / \tau_3) / [\ln(\tau_1 / \tau_3) + 2] \quad (V.9)$$

TABELA V.2 - Valores dos índices C e D para diferentes tipos de distribuição

Distribuição	C	D
Aleatória ou uniforme	0	0
Perfeita*	∞	1

(*) dados coincidentes em um ponto e/ou plano.

As relações entre estes índices podem ser assim estabelecidas:

$$F = (1-K)/(1+K) \text{ ou } K = (1-F)/(1+F) \quad (V.10)$$

$$D = C/(C+2) \text{ ou } C = -2D/(D-1) \quad (V.11)$$

2.3 Cones de Confiança

Baseado na distribuição de Bingham, Cheeney (1983) mostra como traçar cones de confiança para as direções principais obtidas. Ou seja, áreas dentro do diagrama de Schmidt, em torno do eixo médio obtido, dentro das quais deve estar a direção pretendida, com uma probabilidade (nível de confiança) de $1 - \alpha$ (e.g. 99%, 95%, i.é., $\alpha = 0,01, 0,05$). Como na distribuição de Bingham a variância angular é função da direção em que está sendo medida, o cone de confiança tem, no caso geral (Figs. V.7 e V.8), forma elíptica. Ou, de outra forma, o ângulo semi-apical d do cone de confiança varia segundo a direção m (Fig. V.7). Sendo n igual ao número de dados, o ângulo semi-apical d do cone de confiança para o autovetor t_1 (direção média) é dado por:

$$\sin^2 d = -\tau_3(\alpha^{-2/(n-2)} - 1) / (\tau_1 \cos^2 m + \tau_2 \sin^2 m - \tau_3) \quad (V.12)$$

Para o autovetor t_3 (eixo p da guirlanda), a relação é dada por:

$$\sin^2 d = \tau_3(\alpha^{-2/(n-2)} - 1) / (\tau_2 \cos^2 m + \tau_1 \sin^2 m - \tau_3) \quad (V.13)$$

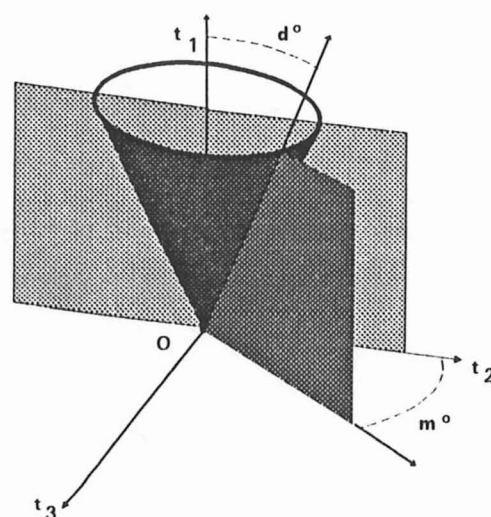


FIGURA V.7 - Base do método de construção de cones de confiança elípticos obtidos da distribuição de Bingham (segundo Cheeney, 1983)

2.4 Testes Estatísticos

Woodcock e Naylor (1983) estabeleceram um teste para indicar se determinada família de dados possui, ou não, uma orientação preferencial estatisticamente significativa. Neste teste, os valores críticos do índice C (dispersão) são dispostos em tabela e gráfico, para tamanhos de amostra (número de dados) variando entre 5 e 1.000, para quatro níveis de confiança. Ou seja, se uma dada família de pólos de planos ou lineações, com N dados e índice de dispersão C, for aceita no teste, pode-se dizer que ela terá uma probabilidade mínima de 99% de ter orientação preferencial significativa. Ou, de outra forma, haverá uma probabilidade, igual ou menor que 1%, de que aquela distribuição de dados seja devida ao acaso.

Baseado na distribuição de Bingham, Mardia (1972) desenvolveu testes estatísticos para verificar a igualdade de duas famílias de dados de orientação, em termos de igualdade de suas orientações médias (autovetor t_1), ou de seus eixos π (autovetor t_3). Estes testes produzem uma estatística F, que pode ser confrontada com uma tabela padrão, disponível em livros de estatística.

Para duas famílias de dados, com distribuição do tipo pontual, a estatística F para o teste de igualdade de suas orientações médias é dado por:

$$(A_{11} + A_{21} - A_1) \left(\frac{N-4}{2(N-A_{11}-A_{21})} \right) \approx F_{2,N-4} \quad (V.13)$$

onde:

A_{11} = maior autovalor (não-normalizado) da família 1;

A_{21} = maior autovalor (não-normalizado) da família 2;

A_1 = maior autovalor (não-normalizado) das famílias 1 e 2 somadas;

N = número de dados.

Para duas famílias de dados, com distribuição do tipo guirlanda, a estatística F para o teste de igualdade entre seus eixos é dada por:

$$(A_3 + A_{13} - A_{23}) \left(\frac{N-4}{2(A_{13} - A_{23})} \right) \approx F_{2,N-4} \quad (V.14)$$

cujos parâmetros são semelhantes ao da equação anterior, adotando-se, no entanto, o menor autovalor.

SUMÁRIO DO CAPÍTULO V

O Capítulo V sintetiza fundamentos de estatística para análise de dados direcionais tridimensionais, necessários para plena utilização dos recursos oferecidos por ESTER. Estudamos critérios para reconhecimento de orientações preferenciais e para análise dessas concentrações, bem como os métodos para determinação numérica do melhor ajuste de famílias de dados. Empregando o tensor orientação, é possível comparar a distribuição estatística associada às diferentes concentrações de dados e os padrões correspondentes (como os tipos uniforme, pontual e em guirlanda).

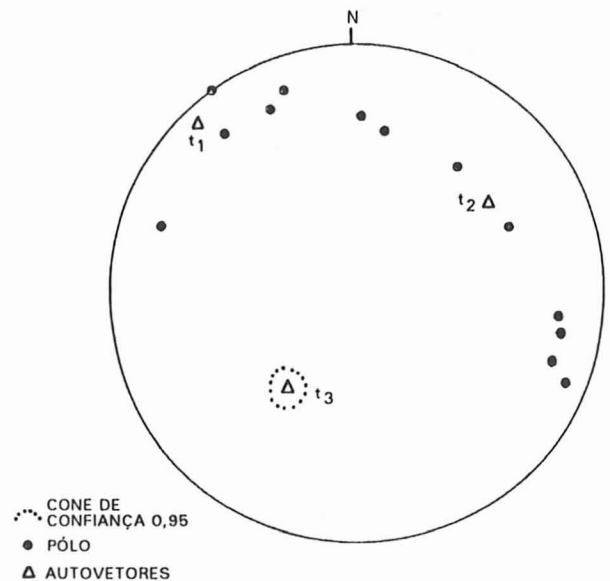


FIGURA V.8 - Exemplo de distribuição de pólos de planos de estratificação (círculos cheios) na forma de guirlanda, com indicação do cone de confiança de 0,95 em torno do autovetor t_3 . Este eixo representa no caso a melhor estimativa do eixo de dobramento (eixo π) que, com 95% de probabilidade, está inscrito no cone de confiança (adaptado de Cheeney, 1983)