

BRAGANTIA

Boletim Técnico da Divisão de Experimentação e Pesquisas
INSTITUTO AGRONÔMICO

Vol. 6

Campinas, Outubro de 1946

N.º 10

LIMITES UNILATERAIS E BILATERAIS NA ANÁLISE ESTATÍSTICA

F. G. Brieger (*)

INTRODUÇÃO

O conceito do desvio relativo e as distribuições do acaso

O princípio básico da análise estatística consiste em resolver se um desvio, isto é, a diferença entre um valor experimentalmente obtido e o valor ideal correspondente, pode ser atribuído ao simples efeito das causas acidentais ou às consequências de causas sistemáticas. Para decisão desta alternativa, devemos dar dois passos preparatórios: em primeiro lugar, temos que transformar o valor do desvio de uma quantidade com uma denominação como centímetros, gramas, etc., em uma quantidade sem denominação; em segundo lugar, devemos determinar qual a distribuição de acaso que deve ser utilizada para a comparação.

Definimos o desvio relativo como o quociente entre o desvio e o seu erro "standard", devendo-se ainda distinguir dois casos diferentes: o desvio simples e o desvio composto (Brieger, 4). Se quisermos analisar desvios isolados, usaremos o **desvio relativo simples** que é o quociente de um só desvio dividido pelo erro "standard". Se quisermos, porém, analisar simultaneamente vários desvios, devemos primeiramente reuní-los numa única estimativa, usando para isso a raiz quadrada da soma dos quadrados dos desvios, dividida pelo número de desvios livremente variáveis. Dividindo este termo, pelo erro "standard" correspondente, obteremos o que chamamos o **desvio relativo composto**.

O caso mais comum é a análise dos desvios de um número de variáveis v em relação à sua média aritmética \bar{v} ; neste caso podemos escrever as fórmulas do modo seguinte:

$$\text{Desvio relativo simples: } D = \frac{v - \bar{v}}{\sigma}$$

$$\text{Desvio relativo composto: } D = \sqrt{\frac{\sum (v - \bar{v})^2}{n}} \frac{1}{\sigma_0} \text{ ou então } D = \frac{\sigma_1}{\sigma_2}$$

(*) Catedrático contratado da Cadeira de Cito-Genética da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

Todos os desvios são caracterizados por dois números correspondentes de graus de liberdade, um do divisor e outro do dividendo; êles indicam de quantos valores livremente variáveis foram calculadas as componentes do desvio relativo. Usaremos para o grau de liberdade do dividendo o símbolo n_1 e para o do divisor o símbolo n_2 , empregando ao mesmo tempo para os números totais os símbolos N_1 e N_2 (*).

As distribuições de acaço podemos classificar de acôrdo com as suas fórmulas de definição matemática, denominando-se os quatro tipos principais pelos nomes de seus descobridores. Como explicamos em outro lugar (Brieger, 4), êstes autores usaram as distribuições em têrmos matemáticos diversos, para servirem em testes estatísticos especiais, de modo que as fórmulas dadas na literatura não deixam aparecer a homologia matemática das mesmas. Na publicação citada evitamos esta diversidade do formulário matemático.

Devemos distinguir nas fórmulas duas componentes: uma que é constante para cada distribuição e que depende dos graus de liberdade n_1 e n_2 do desvio relativo, e outra que depende do valor de desvio relativo próprio. As frequências y de qualquer valor do desvio relativo D podem ser determinadas pelas fórmulas seguintes:

Distribuição de Fisher $y = k_1 \cdot D^{n_1-1} \cdot \left(1 + \frac{n_1}{n_2} D^2\right)^{-\frac{n_1+n_2}{2}}$
 n_1 qualquer valor
 n_2 qualquer valor

$$k_1 = \frac{\frac{n_1+n_2-2}{2}!}{\frac{n_1-2}{2}! \frac{n_2-2}{2}!} \cdot 2 \cdot \left(\frac{n_1}{n_2}\right)^{\frac{n_1}{2}}$$

Distribuição de Pearson $y = k_2 \cdot D^{n_1-1} \cdot e^{-\frac{n_1}{2} D^2}$
 n_1 qualquer valor
 $n_2 =$ infinito

$$k_2 = \frac{\frac{n_1}{2}}{\frac{n_1-2}{2}! \frac{n_1-2}{2}!}$$

(*) Temos usado, em outras publicações, os têrmos nf_1 e nf_2 para indicar os graus de liberdade, mas o emprêgo dêstes têrmos em fórmulas mais complicadas, causa, não sòmente dificuldade na impressão, mas é ainda, às vêzes, a razão de confusões nas fórmulas, pois o têrmo nf pode ser interpretado como um produto n vêzes f . Assim, estamos usando agora, para o número de variáveis, letras capitais N , M , etc. e as letras minúsculas correspondentes, com ou sem o sufixo f , para os graus de liberdade.

$$\text{Distribuição de Student} \quad y = k_3 \cdot \left(1 + \frac{1}{n_2} D^2\right)^{-\frac{n_2 + 1}{2}}$$

n1 = 1
n2 = qualquer valor

$$k_3 = \frac{\frac{n_2 - 1}{2}}{\frac{n_2 - 2}{2} \sqrt{n_2 \pi}} \cdot \frac{1}{2} D^2$$

$$\text{Distribuição de Gauss} \quad y = k_4 \cdot e^{-\frac{1}{2} D^2}$$

n1 = 1
n2 = infinito

$$k_4 = \frac{1}{\sqrt{2 \pi}}$$

Como já explicamos com bastante detalhe na publicação citada (4), as relações matemáticas dêstes quatro tipos de distribuições, limitar-nos-emos a citar aqui apenas algumas das conclusões mais importantes :

1) As distribuições de Pearson e a de Gauss são os casos limitantes para aquelas de Fisher e de Student, sempre que o valor de grau de liberdade n2 se torne tão grande que possa ser considerado como praticamente igual ao infinito.

2) Quando nas distribuições de Fisher e Pearson o grau de liberdade n1 fica igual a um, elas são idênticas a uma das metades das distribuições de Student, com o mesmo valor de n2, ou de Gauss.

3) As distribuições de Student e Gauss (fig. 1), que se estendem desde valores de D igual a menos infinito até mais infinito, são simétricas, tendo o seu máximo e centro na abcissa D igual a zero. De outro lado, as distribuições de Fisher e Pearson (fig. 2) são assimétricas e vão de D igual a zero até mais infinito.

Estas últimas conclusões são ilustradas pelas figs. 1 e 2, nas quais reproduzimos as distribuições de Student para n1 = 1 / n2 = 10 e aquela de Fisher para os mesmos graus de liberdade. Outras ilustrações gráficas constam do trabalho citado (Brieger, 4).

Para a denominação das distribuições usamos os nomes dos seus idealizadores, como já explicamos acima, apesar de que êstes usaram outras unidades da abcissa em vez do desvio relativo D. Assim, na fórmula das distribuições idealizadas por Pearson, usa-se, em geral, como unidade da abcissa, o valor denominado X², que é igual ao produto entre o quadrado do desvio relativo e o seu grau de liberdade n1. Empregamos o nome de Student, isto é, o pseudônimo do falecido estatístico inglês W. Gosset, uma vez que o seu verdadeiro nome é relativamente muito pouco conhecido. O que chamamos distribuição de Gauss, é comumente conhecida pelo termo "distribuição

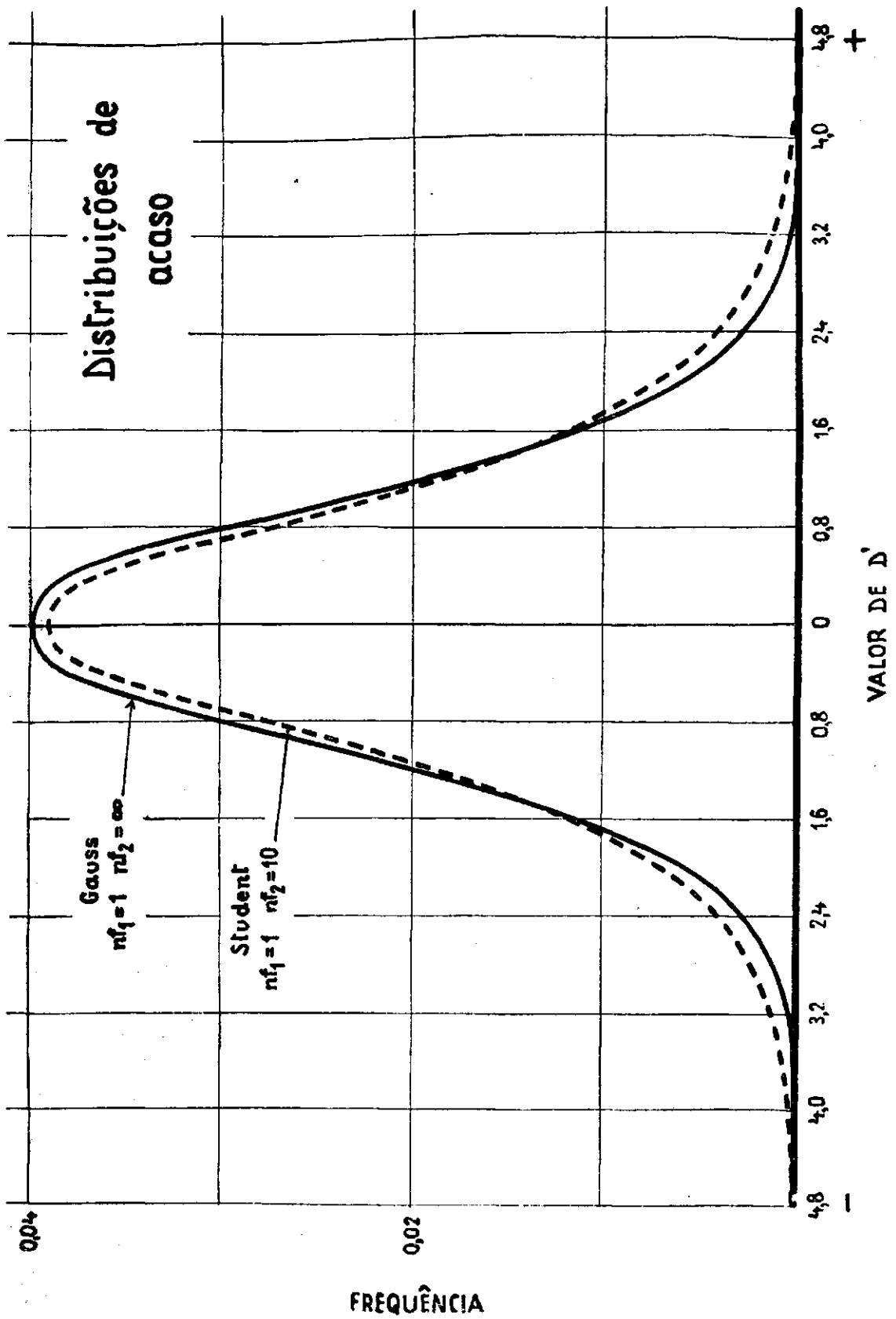


Fig. 1

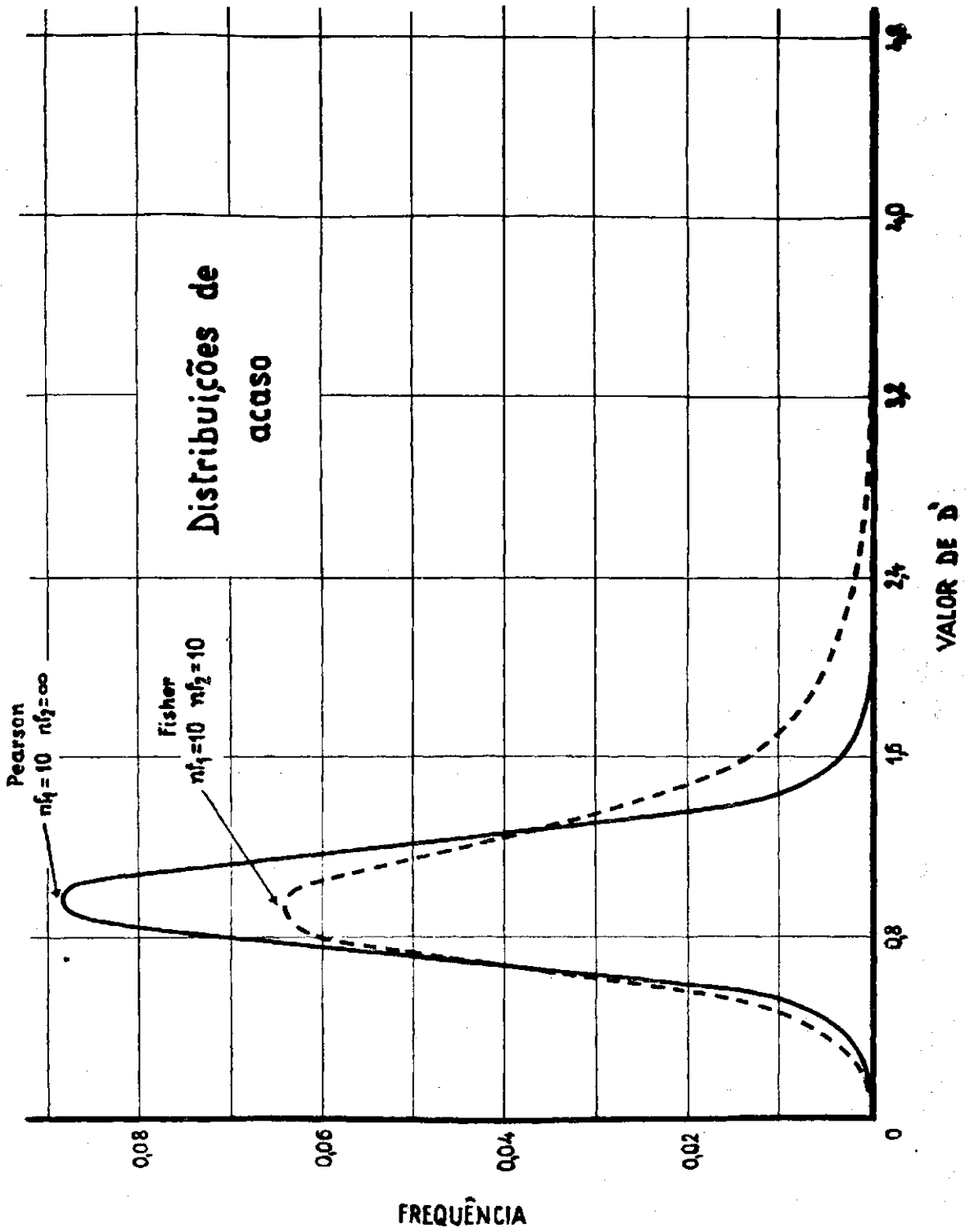


Fig. 2

normal", porém é evidente que, com os conhecimentos muito mais aprofundados que hoje possuímos, não é mais possível considerar um caso tão especial como o "normal".

É evidente, de acôrdo com os seus respectivos graus de liberdade, que os desvios relativos simples seguem as distribuições de Student ou de Gauss e os desvios relativos compostos aquelas de Fisher ou Pearson.

A comparação dos desvios relativos determinados experimentalmente, com os valores esperados nas respectivas distribuições do acaso, pode ser feita por dois processos analíticos: 1) o teste das distribuições inteiras e 2) o teste das extremidades.

Para o **teste da distribuição inteira** devemos ter, no mínimo, 30 ou mais desvios relativos a serem analisados em conjunto. Agrupámo-los em intervalos de uma fração do seu êrro "standard" e determinamos a frequência observada dos desvios nestes intervalos; depois calculamos a frequência com que os desvios dêste tamanho eram esperados numa distribuição ideal ou do acaso, para, finalmente, comparar as frequências, observadas e esperadas, por um X^2 teste. Devemos tomar as providências, pela reunião de intervalos, para que os valores da frequência esperada não fiquem menores do que 5, pois, em caso contrário (*), não se pode analisar com segu-

rança estatística o quociente $\chi^2 = \frac{(f.\text{obs.} - f.\text{esp.})^2}{f.\text{esp.}}$.

O **teste das extremidades**, que representa o assunto principal dêste trabalho, pode ser sempre aplicado. Êle será discutido detalhadamente nos capítulos seguintes.

CONSIDERAÇÕES TEÓRICAS SÔBRE OS LIMITES E O SEU CÁLCULO

1. O princípio básico de teste das extremidades

As curvas das distribuições de acaso apresentam um máximo, aproximando-se extremidades assintôticamente à sua base, isto é, ao eixo das abcissas. Uma vez que usamos as frequências dos desvios relativos como ordenadas, esta redução da altura das curvas significa que as frequências teóricas para valores extremos do desvio relativo, em ambas as extremidades da curva, se tornam cada vez menores. Elas chegam a ser tão pequenas que o aparecimento dos respectivos desvios já deve ser considerado como bastante improvável. Se, apesar disso, num experimento concreto, aparecerem desvios relativos muito extremos podemos concluir que o seu aparecimento nada mais tem a ver com a distribuição ou variação do acaso, mas que causas especiais, e não de acaso, são responsáveis pelo seu aparecimento.

Escolhendo um valor do desvio relativo como limite entre os desvios prováveis e improváveis, podemos calcular o valor da ordenada correspondente e assim separar uma área nas extremidades da distribuição do

(*) Num trabalho em impressão nos Anais da Escola S. A. "Luiz de Queiroz" daremos uma tabela para os casos nos quais a frequência esperada é menor do que 5.

acaso do resto da curva. Uma vez que as ordenadas das curvas são as frequências dos respectivos desvios relativos, as áreas separadas representam a soma das frequências de todos os desvios fora do valor escolhido como limite.

As figs. 3 e 4 explicam esta situação mais claramente do que muitas palavras. As áreas cortadas nas extremidades e coloridas de preto correspondem sempre a 5% da área total das distribuições representadas. As figuras demonstram dois pontos importantes:

a) Em primeiro lugar, podemos cortar uma área em ambos os lados da curva: "limites bilaterais", ou apenas em uma ou outra extremidade: "limites unilaterais";

b) Em segundo lugar, devemos notar uma diferença entre as distribuições simétricas de Student e de Gauss de um lado (fig. 3), e as distribuições assimétricas de Fisher e de Pearson de outro (fig. 4). Nas primeiras, os limites dos desvios relativos em extremidades opostas são de valor numérico idêntico, sendo apenas de sinal oposto. Nas distribuições de Fisher e Pearson, os limites têm sempre valores diferentes, sendo ou maior do que um ou então frações menores do que um.

Preparando as tábuas dos limites a serem usados em testes estatísticos, devemos distinguir claramente entre os **limites de probabilidade** também chamados **limites de precisão** ou soma das frequências, isto é, a área que queremos destacar nas extremidades das distribuições, e os **limites dos desvios relativos**, que são as abcissas, sobre as quais devemos levantar as ordenadas que separam as áreas nas extremidades do resto da distribuição.

O cálculo dos limites do desvio tem que ser feito depois de estabelecido o que nós consideramos limite de probabilidade. Devemos assim definir um valor tão pequeno de probabilidade, de modo que possamos dizer que será bastante improvável que um acontecimento, tão raramente esperado, fôsse encontrado na realidade.

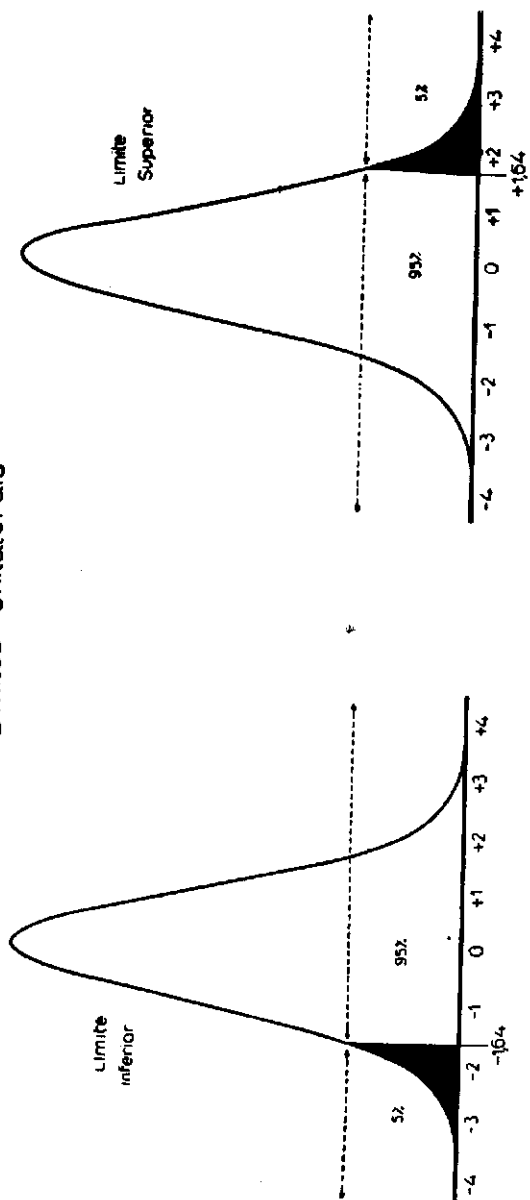
2. Os limites de probabilidade ou de precisão

Estudando a literatura estatística dos últimos 40 anos, podemos verificar que são bastante divergentes os limites de probabilidade adotados pelos diferentes autores. Por exemplo, foi considerado na literatura anglo-americana, como suficiente, um limite de 5%, que corresponde, na distribuição de Gauss, a valores de desvios cerca de 3 vezes maior que o erro provável. Na literatura do continente europeu recomendou-se um limite de cerca de 1‰, correspondente a desvios três vezes maiores do que o erro "standard" da distribuição.

O estabelecimento dos limites de probabilidade depende de dois argumentos, um de natureza estatística e outro de ordem psicológica. Assim, devemos frisar, em primeiro lugar, que o limite escolhido depende do número de observações que tomarmos em consideração em conjunto. Suponhamos que estudamos a variação da produção em milho; uma produção, por planta, muito elevada, esperada com uma probabilidade de 1 em 20, deve ser encontrada em cada 20 indivíduos uma vez; em 100 indivíduos

Distribuição de Gauss

Limites Unilaterais



Bilaterais

Limites

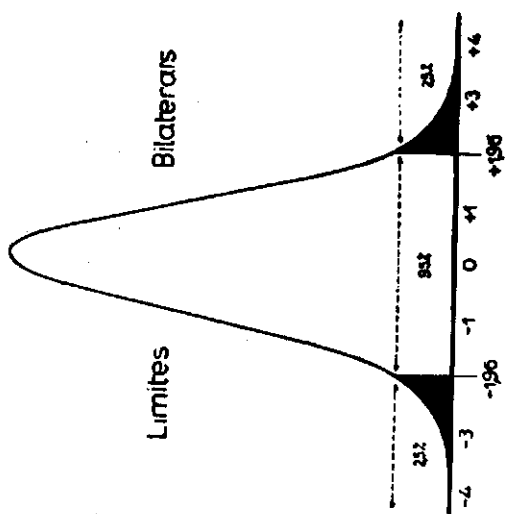


Fig. 3

Distribuição de Fisher: $nf_1 = nf_2 = 10$

Limites Unilaterais

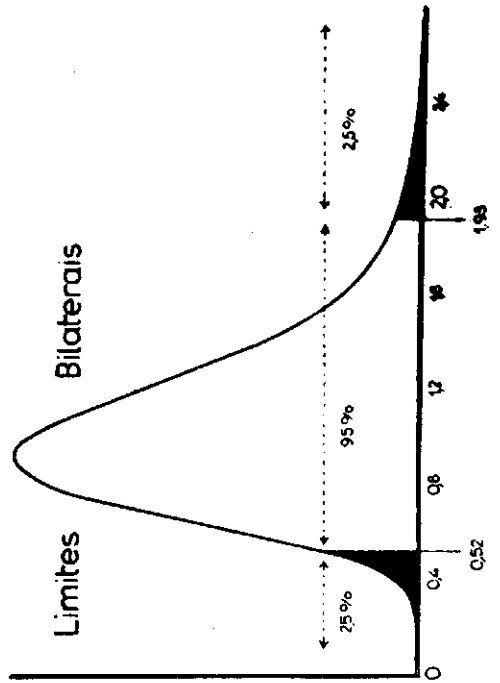
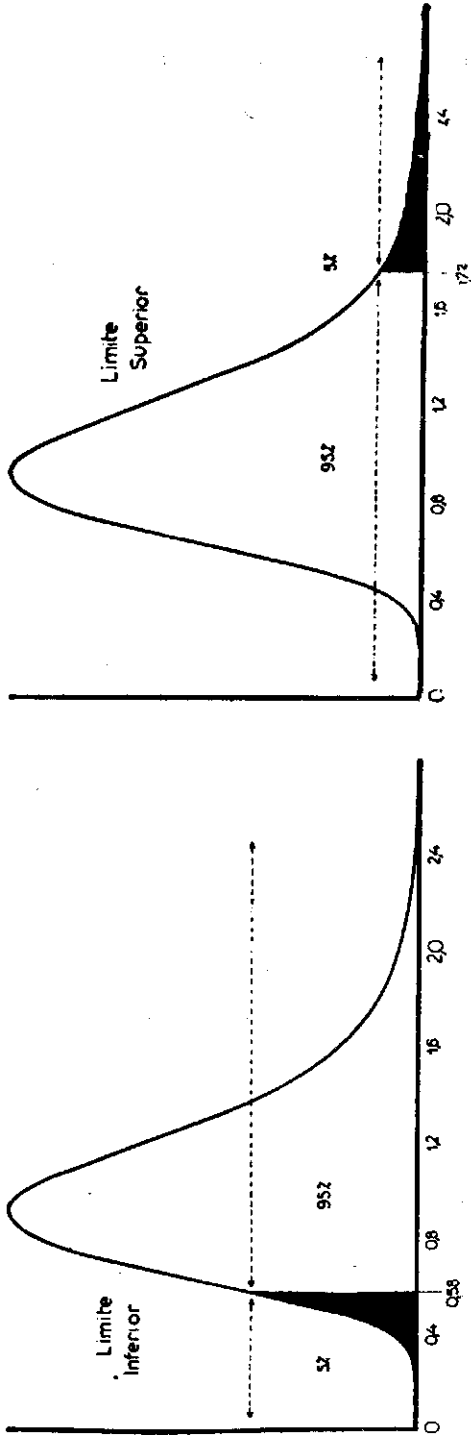


Fig. 4

Varição do comprimento da folha em ficus

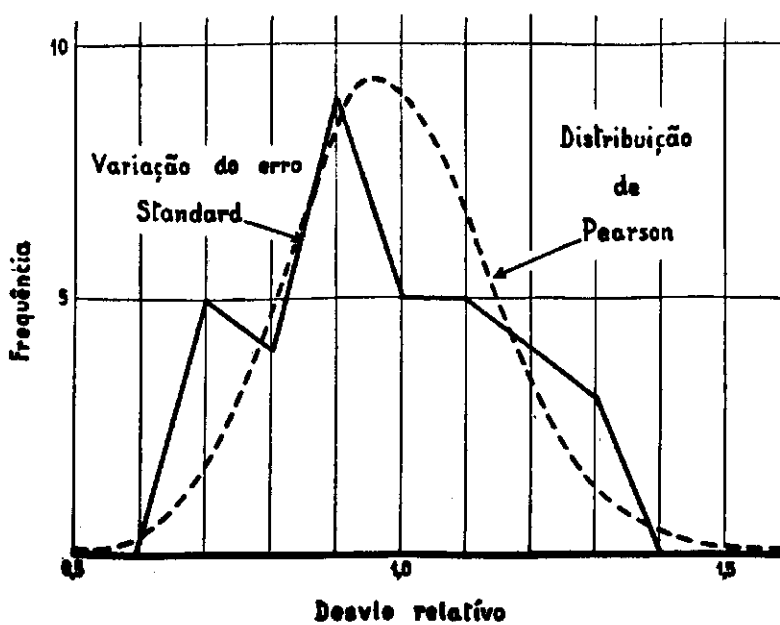
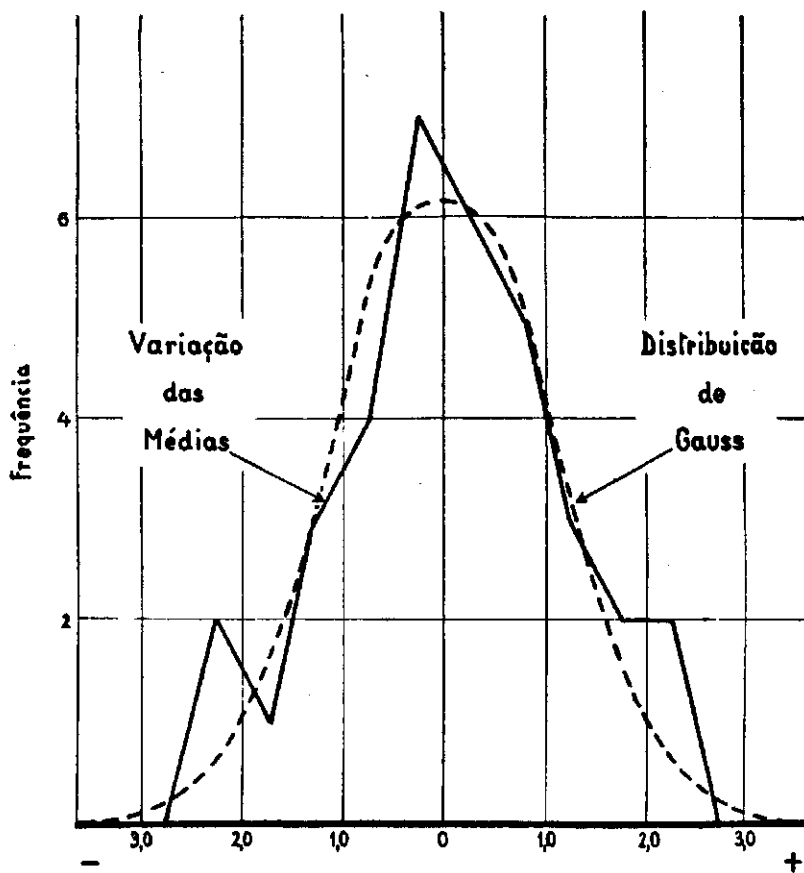


Fig. 5

Variaco da altura da espiga do milho

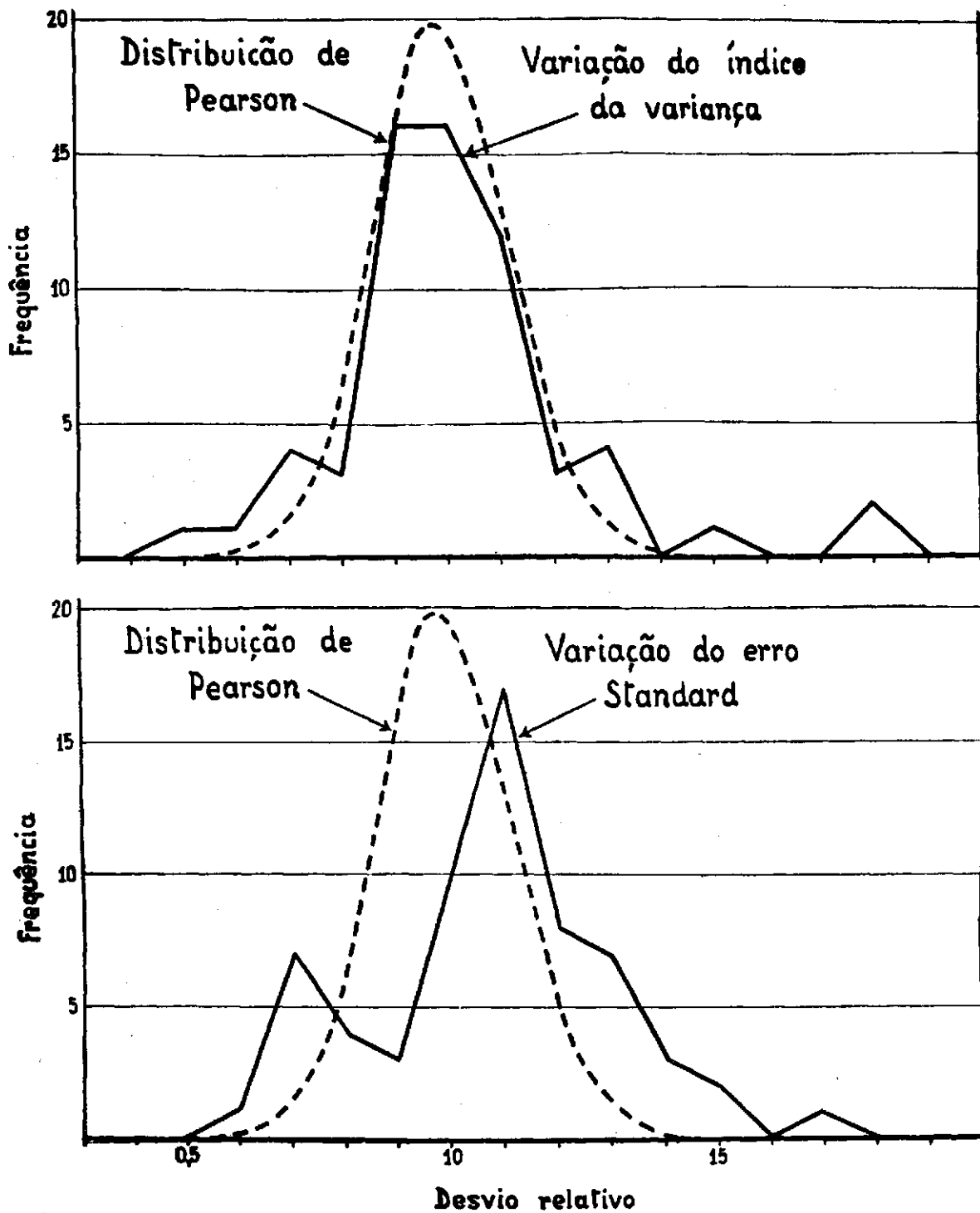


Fig. 6

poderíamos esperar já 5 indivíduos desta natureza e em 5 indivíduos estudados, nenhum. Podemos, assim, decidir que acontecimentos com uma frequência de 1 em 20, ou 5%, podem ser considerados improváveis num total de 5 casos estudados e muito comum quando temos um conjunto de 100 casos.

Este exemplo demonstra claramente que os limites entre o provável e o improvável são uma função do número de observações que se tem tomado em consideração em conjunto, e devemos procurar uma fórmula matemática para dar a esta relação uma forma concreta.

Outra dificuldade no estabelecimento dos limites de probabilidade é uma consequência do julgamento subjetivo. Uma "chance" que pessimistas já não mais consideram como de qualquer interesse, um otimista vai talvez achar muito boa, e assim é muito difícil indicar um valor certo que separe o provável do improvável. Por esta razão introduzimos o conceito da **região da dúvida** (Brieger 1, 2) intercalada entre o provável e o improvável. Devemos fixar assim dois limites, determinando quais as probabilidades que são tão baixas que tornam um acontecimento improvável e quais as probabilidades tão altas de modo que tornam o acontecimento bastante provável.

Se encontrarmos num experimento um valor ou um acontecimento, mesmo que a sua probabilidade seja menor do que o limite de improbabilidade, podemos considerar justificada a nossa conclusão de que foi ele causado por fatores especiais. Valores ou acontecimentos, que já foram considerados de antemão como prováveis, podemos atribuir a simples efeitos de causas acidentais, sendo por isso sem interesse. Finalmente, se verificarmos num experimento que a frequência de um valor na distribuição do acaso caiu justamente na região da dúvida, não podemos resolver se este valor foi causado pela variação do acaso ou por causas sistemáticas. Quando se trata de um problema de muita importância, teremos que repetir o experimento, em condições mais rigorosas.

Baseados nestas considerações podemos formular, finalmente, uma relação matemática e empírica para a determinação dos limites de probabilidade e de improbabilidade, a qual aplicamos durante cerca de dez anos com resultados sempre satisfatórios. Os limites assim calculados correspondem, de um modo geral, aos limites aplicados sem justificação por vários autores, como, por exemplo, o limite de 5% na experimentação agrícola e o limite de 1% na experimentação genética.

Podemos definir, sendo N o número de observações que estudamos em conjunto :

| | |
|------------------------------------|--------------------------------|
| Improbabilidade : | P menor do que $1 : 10N$ |
| Limite de improbabilidade : | $P = 1 : 10N$ |
| Região de dúvidas : | P entre $1 : 10N$ e $1 : 5N$ |
| Limite de probabilidade : | $P = 1 : 5N$ |
| Região de provável : | P maior do que $1 : 5N$ |

Lembramos que a determinação dos limites de probabilidade P precede o cálculo dos valores do desvio relativo D , isto é, das abcissas, nos quais

devemos colocar a ordenada, que separa nas extremidades das curvas uma área igual a P . Assim, deveríamos calcular, para qualquer valor de N e para o valor de P escolhido, o valor do desvio relativo correspondente, o que exige sempre um trabalho tão grande, que a sua execução se torna impraticável. Torna-se necessário usar tábuas previamente elaboradas e que podem naturalmente conter apenas certos valores escolhidos, os quais são convencionalmente os valores dos desvios que separam áreas de 5%, 1% e 1‰ nas extremidades da área restante e correspondendo assim aos limites de 5%, 1% e 1‰ probabilidade. A relação destes limites, que nós chamamos **limites convencionais**, e dos **limites calculados**, segundo as fórmulas, também consta da tábua XI.

Pode parecer, à primeira vista, estranho que os limites convencionais de 5% e 1% e 0,1% não seguem nenhuma progressão, seja aritmética, seja geométrica. Devemos, porém, lembrar que a sequência destes limites de probabilidade é menos importante do que aquela dos valores correspondentes do desvio relativo. Uma inspeção das tábuas demonstra que esta, por sua vez, segue uma relação simples: o valor do desvio relativo no 1% limite de probabilidade é aproximadamente no meio entre os outros dois valores. Assim, temos, por exemplo, para a distribuição de Gauss:

| | Limites bilaterais | Limites unilaterais |
|-----------------|--------------------------|---------------------|
| 5% limite | $D=1,96$ ou cerca de 2 | $D=1,64$ |
| 1% limite | $D=2,59$ ou cerca de 2,5 | $D=2,33$ |
| 1‰ limite | $D=3,29$ ou cerca de 3 | $D=3,09$ |
| | | } dif. 0,69 |
| | | } dfi. 0,76 |

Os valores do desvio relativo no 1% limite são assim quase iguais à média dos dois outros valores: 2,59 em comparação com $(1,96+3,29)$: $2=2,68$ e 2,33 em comparação com $(1,64+3,09)$: $2=2,37$.

3. O cálculo dos limites dos desvios relativos

Para a determinação dos valores limitantes dos desvios relativos é necessário calcular a área, tanto parcial como integral, das respectivas distribuições do acaso. Para este fim, podemos aplicar processos matemáticos, mais ou menos complicados, de integração. Por exemplo, as fórmulas de integração para a distribuição de Gauss e para aquelas de Pearson são dadas por muitos autores e constam do tratado de Yule-Kendall (9).

Aplicamos sistematicamente, para todas as distribuições, o seguinte processo: calculamos pelas fórmulas dadas acima (na página 2) as ordenadas y das curvas, para intervalos de um décimo do desvio relativo. As áreas correspondentes a cada um destes intervalos da abcissa terão então o valor de $Y = 0,1y$, e o total de todas as áreas Y será igual à unidade. Isto é, calculamos as ordenadas para as distribuições do acaso com área-unidade, sendo a unidade da abcissa um décimo do desvio relativo. Depois

formamos sucessivamente as somas dos valores de Y , começando numa extremidade da distribuição, até que esta soma fôsse justamente um pouco menor do que o limite de probabilidade aceito. Aplicando os princípios de interpolação proporcional, dividimos o próximo intervalo do desvio relativo na proporção entre a área dêste intervalo da abcissa e a diferença do limite de probabilidade e da soma já acumulada dos valores Y . Assim, obtivemos os centésimos e milésimos do valor do desvio relativo limitante para a área P . Apenas quando necessário, executamos os cálculos para frações do desvio relativo menores do que um décimo.

Recalculamos por êste processo um número de valores limitantes das tábuas de Fisher and Yates (7) e verificamos que a concordância dos dados era sempre bem satisfatória. Havia somente divergências sem importância, de poucos centésimos, ou apenas de milésimos do valor do desvio relativo.

Determinamos um número suficiente de limites do desvio para uma primeira confecção de tábuas incompletas. Os valores restantes foram depois determinados por um processo de interpolação, algébrica, e esta interpolação foi em seguida confirmada ou corrigida pela verificação gráfica. Quando surgiram dúvidas neste trabalho de interpolação, recorreremos ao cálculo direto dos limites pela soma das áreas por mais algumas distribuições.

Para descobrir possíveis erros de cálculo, determinamos não apenas as coordenadas y para as extremidades das curvas, mas também, na maioria das distribuições, as ordenadas da curva inteira, verificando se a soma era igual à unidade e aceitando uma divergência dêste resultado apenas na sexta casa decimal, ou de uns poucos milionésimos.

Não é tènicamente possível incluir em tábuas os três limites de probabilidade, de 5%, 1% e 1‰, para tôdas as combinações de graus de liberdade, que possam porventura aparecer em experimentos. Os graus de liberdade, que constam das tábuas, foram escolhidos de tal modo que todos os valores que faltam podem ser determinados facilmente por uma fórmula simples de interpolação e com uma aproximação suficiente. A fórmula que recomendamos poderá ser explicada do seguinte modo :

Desejando saber qual o limite de probabilidade $P(x)$ para um grau de liberdade $n(x)$, que não consta das tábuas, procuramos primeiro os limites $D(a)$ e $D(b)$ para os graus de liberdade a e b mais próximos ao x e que se encontram incluídos na tábua. Devendo fazer uma interpolação numa curva que difere bastante da linha reta, temos que introduzir um fator m para a interpolação curvilinear e que achamos nas tábuas auxiliares anexas (Tábua VI). Temos, assim, para a menor x menor b :

$$D(x) = D(a) + [D(b) - D(a)] m$$

Esta fórmula pode ser aplicada tanto quando n_1 ou n_2 não constam das tábuas, como também quando ambas têm que ser interpoladas. Explicamos o cálculo com a ajuda de alguns exemplos :

EXEMPLOS DE INTERPOLAÇÃO NAS TÁBUAS DOS LIMITES

1) Qual é o 1% limite bilateral superior para $n_1 = 22$; $n_2 = 25$

$$\left. \begin{array}{l} \text{a) } n_1 = 20 ; n_2 = 25 ; D = 1,75 \\ \text{b) } n_1 = 25 ; n_2 = 25 ; D = 1,71 \end{array} \right\} \text{Tábua VI A}$$

$$n_a - n_b = 5 ; n_x - n_a = 2 ; m = 0,61$$

$$\begin{aligned} D(22 ; 25) &= 1,75 + (1,71 - 1,75) \cdot 0,61 \\ &= 1,75 - 0,04 \times 0,61 \\ &= 1,75 - 0,0244 = 1,7256 = 1,73 \end{aligned}$$

2) Qual é o 5% limite superior para $n_1 = 67$; $n_2 = 50$

$$\left. \begin{array}{l} \text{Valores da tábua : a) } n_1 = 50 ; n_2 = 50 ; D = 1,62 \\ \text{b) } n_1 = 75 ; n_2 = 50 ; D = 1,57 \end{array} \right\} \text{Tábua VI A}$$

$$n_a - n_b = 25 ; n_x - n_a = 17 = 15 + 2 ; m = 0,78 + 0,13 \times 0,61 = 0,86$$

$$\begin{aligned} D(67 ; 50) &= 1,62 + (1,57 - 1,62) \cdot 0,86 \\ &= 1,62 - 0,05 \cdot 0,86 \\ &= 1,62 - 0,0430 = 1,5770 = 1,58 \end{aligned}$$

3) Qual é o 1‰ limite bilateral superior para $n_1 = 17$; $n_2 = 23$

A) Determinação do limite para $n_1 = 17$; $n_2 = 20$

$$\left. \begin{array}{l} \text{a) } n_1 = 15 ; n_2 = 20 ; D = 1,60 \\ \text{b) } n_1 = 20 ; n_2 = 20 ; D = 1,57 \end{array} \right\} \text{Tábua VI A}$$

$$n_a - n_b = 5 ; n_x - n_a = 2 ; m = 0,61$$

$$\begin{aligned} D(17 ; 20) &= 1,60 + (1,57 - 1,60) \cdot 0,61 \\ &= 1,60 - 0,03 \times 0,61 \\ &= 1,60 - 0,0183 = 1,5817 = 1,58 \end{aligned}$$

B) Determinação do limite para $n_1 = 17$; $n_2 = 25$

Valores da tábua :

$$\left. \begin{array}{l} \text{a) } n_1 = 15 ; n_2 = 25 ; D = 1,55 \\ \text{b) } n_1 = 20 ; n_2 = 25 ; D = 1,52 \end{array} \right\} \text{Tábua VI A}$$

$$n_a - n_b = 5 ; n_x - n_a = 2 ; m = 0,61$$

$$\begin{aligned} D(17 ; 25) &= 1,55 + (1,52 - 1,55) \cdot 0,61 \\ &= 1,55 - 0,03 \times 0,61 \\ &= 1,55 - 0,0183 = 1,5317 = 1,53 \end{aligned}$$

C) Determinação final para $n_1 = 17$; $n_2 = 23$

$$\text{a) } n_1 = 17 ; n_2 = 20 ; D = 1,5817$$

$$\text{b) } n_1 = 17 ; n_2 = 25 ; D = 1,5317$$

$$n_a - n_b = 5 ; n_x - n_a = 3 ; m = 0,78$$

$$\begin{aligned} D(17 ; 23) &= 1,5817 + (1,5317 - 1,5817) \cdot 0,78 \\ &= 1,5817 - 0,0500 \times 0,78 \\ &= 1,5817 - 0,0390 = 1,5427 = 1,54 \end{aligned}$$

4. O princípio dos limites unilaterais e bilaterais

Já mencionámos que o cálculo dos limites do desvio relativo pode ser feito com o fim de separar uma área numa das extremidades, ou também em ambas as extremidades da curva. Assim, quando queremos determinar as abcissas limitantes, correspondentes a limites de 5% de probabilidade, podemos escolher um valor de D que separa uma área de $P = 0,5$ ou 5% numa ou noutra extremidade: **limites unilaterais**; ou então as abcissas que separam 2,5% numa e 2,5% na outra extremidade: **limites bilaterais**.

A fig. 3 explica grãficamente a diferença entre êstes dois tipos de limites para a distribuição de Gauss. Temos em baixo uma representação do limite de 5% bilateral, sendo o valor da abcissa limitante igual a $D = \pm 1,96$. O valor limitante para os limites de probabilidade unilaterais é naturalmente menor, sendo igual a $-1,64$ ou $+1,64$. Sendo a distribuição de Gauss simétrica, os dois limites unilaterais, isto é, o limite superior de $+1,64$ e o limite inferior de $-1,64$, são iguais, exceto quanto ao sinal.

Na fig. 4 representamos a mesma situação para a distribuição de Fisher, com $n_1 = n_2 = 10$. Estas curvas são assimétricas, e, assim, os valores de limites inferiores e superiores são bastante diferentes. Para os limites bilaterais temos os valores de 0,52 e 1,93 e para os limites unilaterais, os valores 0,58 ou 1,72.

Para as distribuições de Student, que são simétricas como aquela de Gauss, encontramos a mesma situação: os limites inferiores do desvio relativo e os limites superiores são iguais, exceto quanto ao sinal, que é negativo para os primeiros e positivo para os segundos. As distribuições de Pearson são assimétricas, e os limites inferiores e superiores têm valores diferentes, sendo um sempre menor do que um e outro maior. A significação dos limites unilaterais e bilaterais também é diferente para os dois grupos de distribuições.

Os desvios relativos que seguem as distribuições de Student ou de Gauss podem ser positivos ou negativos. Se temos uma série de variações e queremos saber quais são significativamente maiores ou menores do que a média, devemos usar os limites bilaterais, pois estamos interessados tanto nos desvios extremos positivos como negativos. Por outro lado, se quisermos escolher ou eliminar apenas os tipos menores, devemos, para sua identificação, aplicar os limites unilaterais inferiores que têm um sinal negativo; e se quisermos, ao contrário, selecionar os maiores desvios, empregaremos os limites unilaterais superiores, que têm o mesmo valor que os limites unilaterais inferiores, porém com sinal positivo.

Quando estudamos desvios compostos, que seguem as distribuições de Fisher ou de Pearson, temos que resolver um problema bastante diferente. Queremos saber a relação entre a variação conjunta dos desvios reunidos no cálculo do dividendo, e aquêle indicado pelo valor do divisor. Se a variação medida pelo dividendo fôr maior, o valor do desvio composto será maior do que um , e se fôr menor, então o valor do desvio composto será menor do que um .

Quando Fisher publicou as suas primeiras tábuas dos limites que são unilaterais, elas se destinavam apenas para uso na "análise da variância"

e para este fim devemos essencialmente aplicar os limites unilaterais. Neste método da análise estatística decomponemos o erro total de acordo com as diferentes fontes da variação que podem ser identificadas, sobrando, finalmente, uma componente residual que chamamos o erro inevitável, inerente ao experimento, ou, simplesmente, o erro residual. Queremos então saber se a variação entre tratamentos, repetições, etc. medida pelos demais erros calculados no processo da decomposição é maior ou igual do que a variação residual.

A situação, porém, é bem diferente se executarmos um teste de homogeneidade nos mesmos experimentos, pois aqui se pode esperar que a variação seja em ambas as direções, isto é, que seja possível tanto que partes do experimento sejam mais homogêneas e assim menos variáveis, como outras mais heterogêneas. Assim, devemos aplicar os limites bilaterais.

Em estudos genéticos e de seleção temos, muito frequentemente, necessidade de aplicar limites bilaterais. Por exemplo, nas famílias de uma geração F₃, teremos famílias já razoavelmente puras e homozigotas, com um erro "standard" pequeno, e outras ainda segregando fortemente e, conseqüentemente, com um erro "standard" bastante grande.

Pelo exposto, é evidente ser necessário decidir nos diferentes testes da análise se devemos aplicar os limites unilaterais ou os limites bilaterais. Anteriormente, esta alternativa era de pouca importância prática, pois apenas existiam tábuas de limites bilaterais para o t-teste, que se baseia nas distribuições de Student, e limites unilaterais para análise dos desvios compostos, que seguem as distribuições de Fisher ou Pearson. As novas tábuas incluídas nesta publicação removem estes impecilhos práticos.

Queremos ainda explicar mais um ponto que, às vezes, causa malentendidos. Uma inspeção dos limites que constam das tábuas mostra que os limites bilaterais das distribuições de Student são idênticos aos limites unilaterais de Fisher, com $n_1 = 1$. A razão é que, matematicamente, estas distribuições de Fisher são iguais à metade das distribuições correspondentes, de Student, como demonstramos matematicamente em outra publicação (Brieger 4). As ordenadas, que caracterizam o limite de 5% bilateral de Student, cortam em ambas as extremidades uma área de 2,5% do resto de 95% que fica entre as duas ordenadas. A distribuição de Fisher inclui apenas 50% desta área total, de modo que temos:

$$100\% \text{ da área de Fisher} = 50\% \text{ da área de Student}$$

$$5\% \text{ da área na extremidade de Fisher} = 2,5\% \text{ da área de Student.}$$

A COMPARAÇÃO DOS DIFERENTES TESTES

1. Testes para os desvios relativos simples

Os testes, baseados nas distribuições de Student, são geralmente chamados t-testes e, quando baseados na distribuição de Gauss, são chamados delta-testes.

Devemos aplicar o delta-teste quando o erro "standard" que forma o divisor do desvio relativo é calculado, não das variáveis, mas por uma

fórmula teórica. Isto se dá, por exemplo, na variação alternativa que segue ou a série binominal ou uma série de Poisson. As fórmulas do erro "standard" são determinadas nestes casos pelas fórmulas :

Série binominal : $\sigma = \pm \sqrt{p(1-p)n}$ sendo p a probabilidade do binômio $(p+(1-p)n)$

Série de Poisson : $\sigma = \pm \sqrt{\bar{m}}$ sendo \bar{m} a média da série.

Os limites do delta-teste são os valores extremos e limitantes, aos quais se aproximam os limites do t-teste quando n^2 se torna grande. Geralmente, recomendam-se na literatura, como aproximação suficiente, valores de n_1 maiores do que 30. Demonstramos (Brieger, 4) que de fato a distribuição de Student para $n^2 = 30$ é intermediária entre aquela para $n^2 = 20$ e $n^2 =$ infinito, sendo a última a distribuição de Gauss. Em geral, a mencionada aproximação é perfeitamente satisfatória, porém inclui nas tábuas dêste trabalho ainda os limites de Student para $n^2 = 40, 50, 100$ e 500 , tornando-se fácil a interpolação, pelo método exposto acima, para qualquer valor de n^2 menor do que 500. (Tábua I e Tábua V).

2. Testes para os desvios relativos compostos

Encontramos na literatura três testes : o z-teste original de Fisher, o F-teste de Snedecor (8), e o teta-teste de Brieger (1, 2). Matematicamente, trata-se apenas de várias formas da mesma coisa, isto é, como demonstramos em detalhe em outro lugar (4), trata-se dos limites das mesmas distribuições calculadas somente com outras unidades de abcissas. As relações matemáticas dos três testes podem ser resumidas pela equação :

$$\text{Limites do desvio composto : } D = e^z \text{ (Fisher)} = \sqrt{F} \text{ (Snedecor)} = \vartheta \text{ (Brieger)}$$

O z-teste de Fisher, usado durante muito tempo, foi depois substituído pelo F-teste de Snedecor, que evita o emprêgo desnecessário dos logaritmos naturais, e Fisher adotou recentemente o teste nesta forma [Fisher and Yates, (7)]. O teta-teste, por nós introduzido, simultaneamente, em publicações alemã e portuguesa (1 e 2), ficou, porém, pouco conhecido, de modo que daremos aqui a justificação principal da sua introdução. Simultaneamente e independente de Snedecor, chegamos à conclusão de que deve ser evitado o emprêgo de logaritmos naturais, com os quais poucos técnicos estão familiarizados, sendo, por isso, necessária a substituição das tábuas originais de Fisher por outras novas. Snedecor escolheu, então, como base o quadrado do desvio relativo composto, quando nós introduzimos o próprio desvio relativo.

As três formas do teste : z-teste, F-teste e teta-teste são igualmente apropriadas para verificar se obtivemos, num experimento, um valor significativo ou não, o que quer dizer, um valor que estivesse dentro ou fora dos limites do acaso. Além disso, os valores de z e de F não têm significação alguma, pois são valores abstratos e sem interêsse. O valor de teta, por

outro lado, nos dá ainda mais uma outra informação : Vamos supor que verificamos, num experimento com adubações diferentes, que o erro dos tratamentos comparado com o erro residual deu um valor significativo de :

$$z = 1,27815 \qquad F = 12,8881 \qquad \delta = 3,65$$

O valor do teta então significa que a variação causada pelos tratamentos é 3,65 vezes maior do que o erro residual, o que é uma informação adicional de interesse imediato.

Citaremos um outro caso : Suponhamos que comparamos 5 tratamentos, num experimento com 4 repetições, e que o erro residual, baseado em (5-1) vezes (4-1) ou 12 graus de liberdade era igual a 8% da média geral do experimento.

Então teremos para as diferenças entre os 5 tratamentos :

Limites unilaterais de teta para $n_1 = 5-1 = 4$; $n_2 = 12$ (Tábua IIa) ;

$$P = 1 \text{ ‰} : 3,11 \text{ ou } 3,11 \times 8\% = 24,88\% \text{ da média}$$

$$P = 1 \text{ ‰} : 2,33 \text{ ou } 2,33 \times 8\% = 18,64\% \text{ da média}$$

$$P = 5 \text{ ‰} : 1,80 \text{ ou } 1,80 \times 8\% = 14,40\% \text{ da média}$$

Sòmente quando os tratamentos aumentam a variabilidade geral para mais do que 18,64, ou cêrca de 20% do valor da média geral, podemos tirar conclusões seguras sôbre o seu efeito usando o 1% limite de precisão. Cálculos desta natureza podem ser de importância nos estudos preliminares antes da instalação de um experimento definitivo. Não é possível fazer tais previsões usando os valores de z ou de F .

A informação adicional contida nos valores de teta são ainda de importância em muitos estudos sôbre a hereditariedade de caracteres quantitativos, e em experimentos de seleção.

Nos primeiros queremos saber não sòmente se a variação em F_2 é superior à de F_1 , em consequência da segregação mendeliana, mas, ainda, quanto maior ela será, e que êste "quanto maior" nos permita tirar conclusões sôbre o número e o efeito dos gens envolvidos. Na análise das famílias das gerações posteriores queremos e devemos saber não apenas quais as famílias estatisticamente mais homogêneas e menos heterogêneas, mas, ainda, quanto mais homogêneas ou heterogêneas elas são. A primeira informação, aquela sôbre a significância ou insignificância, pode ser obtida usando qualquer dos limites na forma do z , F ou teta-teste, porém a segunda informação é apenas contida nos valores do teta.

Na fase inicial dos experimentos de seleção é sempre de valor saber quanto mais variáveis são diferentes famílias, para avaliar quais as mais promissoras para a seleção. Na fase final do trabalho queremos saber se já chegamos a uma redução da variabilidade e homogeneidade razoável.

Do ponto de vista pedagógico, o teta-teste tem o seu grande valor, pois, tanto o estudante como o técnico, sem preparo matemático, compre-

enderão facilmente a sua significação, mesmo não estando familiarizado com os valores de segunda potência do F-teste e ainda muito menos com os logaritmos naturais do z-teste. O emprêgo dos limites em termos de teta tornam tôdas as discussões e comparações mais fáceis, pois todos os valores em discussão são da mesma ordem: variáveis, erros "standard" e limites de significância.

Finalmente, não vemos qualquer necessidade matemática para usar na análise dos desvios compostos um outro sistema de abcissas do que no estudo dos desvios simples. Será muito fácil calcular os limites de F, por exemplo, para a distribuição de Gauss, usando como unidade da abcissa a variância, isto é, o quadrado do erro "standard" e fazendo a integração nesta base. Uma vez que ninguém faz isto na distribuição "normal" ou de Gauss, não vemos razão alguma para que seja feito nas distribuições de Fisher e Pearson.

Parece-nos muito mais vantajoso, especialmente para aquêles que apenas querem aplicar os métodos da estatística, poder trabalhar com poucos termos, todos da mesma dimensão: as variáveis, as médias como valores representativos da série destas variáveis, e o erro "standard", como medida direta da sua variação, evitando o valor abstrato da variância que é da segunda dimensão, empregada no F-teste, e evitando também o valor teórico dos logaritmos naturais, necessários no z-teste.

3. Relação entre o χ^2 -teste e o teta-teste

Existe, como explicamos em outro trabalho (4), uma relação muito simples entre o valor de χ^2 e o desvio relativo, sendo:

$$\chi^2 = D^2 \cdot n(\chi^2) \text{ ou}$$

$$D = \sqrt{\frac{\chi^2}{n(\chi^2)}} \quad \text{quando} \quad \frac{n1 = n(\chi^2) = \text{qualquer valor}}{n2 = \text{infinito}}$$

Para facilitar a comprovação desta fórmula importante, incluímos na tábua X os valores de χ^2 , em forma abreviada segundo Fisher and Yates (7), e os valores de teta das novas tábuas para limites unilaterais.

A fórmula dada acima pode ser aplicada em dois tipos de problemas.

Em primeiro lugar discutiremos a transformação de valores de teta em χ^2 . Em testes de homogeneidade comparamos frequentemente erros "standard" individuais com um só erro geral, baseado em grau de liberdade tão grande que podemos considerá-lo praticamente como infinitamente grande. Neste caso, podemos combinar todos os valores de teta dos erros individuais num χ^2 total e determinar, pela significância ou insignificância dêste, se o conjunto de amostras era homogêneo ou não. Chamando os diferentes desvios D_a , D_b ..., os erros individuais σ_a , σ_b ..., e os seus graus de liberdade n_a , n_b ..., temos:

$$D_a = \frac{\sigma_a}{n_a} ; \frac{n1 = n_a}{n2 = \text{inf.}} ; D_b = \frac{\sigma_b}{n_b} ; \frac{n1 = n_b}{n2 = \text{inf.}}$$

$$\chi^2 \text{ (total)} = \Sigma (n_a D_a^2 + n_b D_b^2 \dots) = \Sigma (n1 D^2) ;$$

$$n(\chi^2) = n_a + n_b \dots$$

A segunda aplicação da transformação é muito útil, quando temos que analisar valores de χ^2 baseados em um grau de liberdade maior do que 30. Nestes casos, as tábuas de limites não mais podem ser usadas e se recomenda em geral a aplicação de uma fórmula baseada no fato de que as distribuições de **Pearson**, para grau de liberdade grande, se aproximam a uma distribuição, aproximada, de **Gauss** com média 1 e o erro "standard" igual a 1: $\sqrt{2n_1}$. Podemos usar assim a fórmula (Brieger 4, pg. 352):

$$D = \sqrt{\frac{\chi^2}{n(\chi^2)}} = 1 \pm \frac{\text{limite de Gauss}}{\sqrt{2n(\chi^2)}} \quad \begin{array}{l} n_1 = n(\chi^2) \\ n_2 = \text{inf.} \end{array}$$

Esta fórmula contém uma aproximação que podemos agora evitar uma vez que as novas tábuas trazem os limites do desvio relativo composto por muitas combinações de valores de n_1 maiores do que 30 e valores de n_2 iguais a infinito. Assim, podemos dividir o valor de χ^2 achado pelo seu grau de liberdade e extrair a raiz para ver se é maior ou não do que os limites unilaterais das tábuas de teta para $n_1 = n(\chi^2)$; $n_2 = \text{infinito}$.

Para dar um exemplo, comparamos os valores dos limites de χ^2 , calculados com a antiga e a nova fórmula, para o 5% limite unilateral e para $n(\chi^2) = 100$:

$$D = \sqrt{\frac{\chi^2}{n(\chi^2)}} = 1 \pm \frac{1,6449}{\sqrt{200}} = 1,12$$

Achamos para o 5% limite unilateral do desvio relativo na tábua II d o valor de:

$$1,11 \quad \begin{array}{l} n_1 = 100 \\ n_2 = \text{inf.} \end{array}$$

Os dois valores, 1,12 e 1,11, são praticamente idênticos.

EXEMPLOS DA APLICAÇÃO DAS NOVAS TÁBUAS

1. Material usado

O material que pretendemos usar como exemplos é tirado de três experimentos diferentes.

Ficus elastica, comprimento das folhas. Usamos nas nossas aulas práticas, já há nove anos, folhas dessa figueira como material pedagógico, pelo qual os alunos poderão aprender todos os cálculos e testes da análise estatística.

A fim de familiarizar os alunos com os conceitos de "amostras" e de "população", as folhas colhidas são divididas em grupos de 21 para cada amostra, sem aplicação de qualquer escolha ou seleção.

Uma vez que a variação do tamanho destas folhas terá sido causada pela ação de fatores acidentais, as amostras de 21 folhas deviam corresponder às distribuições do acaso. Escolhemos como exemplo os dados colhidos em 1945 por 35 grupos de alunos.

Milho Precoce Brasileiro, altura das plantas (Brieger, ainda não publicado). Trata-se de uma experiência muito extensa sobre a hereditariedade de caracteres quantitativos, de interesse também do ponto de vista da genética aplicada. Usaremos nesta publicação os dados referentes a 63 famílias da terceira geração do cruzamento inicial entre milhos precoces estrangeiros, não adaptados ao nosso clima, e o milho tardio brasileiro. A variação não pode ser muito homogênea, pois, além da variação de acaso, devemos esperar a dos efeitos da segregação mendeliana.

Frutas Cítricas, relações entre cavalo e enxerto (Brieger e Moreira, 5). Os dados completos já foram publicados de modo que uma explicação se torna desnecessária.

2. Testes baseados nas distribuições de Student

Ficus elastica — As 35 médias parciais constam do quadro I e variam em volta da média geral de 176,15 mm desde 191,00 mm até 164,66 mm. O erro "standard" da distribuição era igual a $\pm 25,94$ mm sendo calculado de $(21 \times 35) - 1 = 734$ graus de liberdade.

Executamos então um teste para resolver se havia entre as 35 amostras de 21 fôlhas algumas com média estatisticamente maior ou menor do que a média geral. Comparando um conjunto de 35 amostras, devemos aplicar os seguintes limites de probabilidade.

$$P = \frac{1}{5.N} = \frac{1}{175}; \text{ limite convencional de } P = 1\%$$

$$P = \frac{1}{10.N} = \frac{1}{350}; \text{ limite convencional de } P = 1\text{‰}$$

Os desvios relativos deverão ser calculados pela fórmula :

$$t = \frac{v - \bar{v}}{\bar{v}} \text{ sendo } \frac{n1 = 1}{n2 = 734}$$

Uma vez que a variação pode ser nas duas direções, para valores positivos ou negativos de t , devemos usar limites bilaterais.

Os valores dos limites do desvio encontramos na tábua dos limites da distribuição de Student, empregando como aproximação satisfatória os valores para $n1 = 1$; $n2 = 500$. (Tábua 1).

Limites de probabilidade (1%) $t = 2,60$

Limites de improbabilidade (1‰) $t = 3,33$

Comparando agora os 35 valores analisados da quinta coluna do quadro I com êstes limites, podemos constatar que não aparece nenhum valor de t maior do que o um por mil limite e apenas um valor na região de dúvida entre 1% e 1‰ limite. Evidentemente, tôdas as 35 amostras são apenas algêbricamente, mas não estatisticamente, diferentes entre si.

Além dêste teste das extremidades, foi também executado um teste da distribuição inteira. As médias foram reunidas em classes de 10 mm e as frequências observadas comparadas pelo χ^2 teste com as frequências esperadas. Uma vez que o êrro "standard" foi calculado de um grau de liberdade muito elevado, podemos usar as frequências esperadas da distribuição de Gauss (Brieger, 4). Nenhum valor individual de χ^2 , nem o χ^2 total igual a 0,80, são significantes.

Frutas Cítricas — O quadro III dá as médias parciais do diâmetro do tronco das árvores a 20 cm (cavalo) e 40 cm (enxêrto), distância do solo. O teste da decomposição do êrro, executado anteriormente (5), demonstrou que a variação entre as 12 combinações cavalo-enxêrto é muito significativa, sendo o êrro "entre" cêrca de 10 vêzes maior do que o êrro residual. Assim, um teste em relação à média geral desta série heterogênea de médias parciais parece pouco interessante. Notando-se, porém, que as médias parciais não formavam uma série contínua, resolveu-se executar um teste para as diferenças entre as médias consecutivas, organizando-se, para êste fim, as médias em ordem decrescente.

Tratando-se de uma análise em conjunto de séries de 11 diferenças consecutivas escolhidas entre um total de 66 diferenças que podiam ser calculadas entre as 12 médias de cada série, podemos determinar os limites de probabilidade pela fórmula :

$$P = \frac{1}{5 N} = \frac{1}{330} ; \text{ limite convencional } P = 1\% \text{ (Tábua XI)}$$

$$P = \frac{1}{10 N} = \frac{1}{660} ; \text{ limite convencional } P = 1\text{‰} \text{ (Tábua XI)}$$

Para o cálculo dos desvios empregamos o êrro residual do experimento, baseado em cêrca de 250 graus de liberdade :

$$D = \frac{\bar{v}_1 - \bar{v}_2}{\sigma \text{ dif.}} \times \frac{n_1 = 1}{n_2 = 2 \times 250 = 500}$$

Uma vez que calculamos as diferenças consecutivas numa série organizada em ordem decrescente, tôdas as diferenças têm que ser positivas, sendo excluídos os valores negativos de desvios relativos. Assim, devemos usar os limites unilaterais superiores de t para a distribuição de Student com $n_1 = 1$; $n_2 = 2 \times 250 = 500$, os quais são

| | |
|--------------------------------|----------|
| Limite de probabilidade (1%) | t = 2,34 |
| Limite de improbabilidade (1‰) | t = 3,12 |

| | |
|---|------------------|
| Encontramos fora do limite de improbabilidade de 1‰ : — | 7 valores |
| na região de dúvida : | 3 valores |
| dentro do limite de probabilidade de 1% : | 12 valores |
| | Total 22 valores |

Existem, no mínimo, 7 interrupções nas duas séries das médias parciais separando combinações de cavalo-enxêrto com troncos significativamente mais grossos, de outras com troncos mais finos.

Um teste da distribuição inteira não podia ser executado para as diferenças consecutivas. Se tivéssemos esta intenção deveríamos calcular tôdas as diferenças possíveis e não nos limitar a estudar as diferenças, consecutivas, escolhidas de tal modo que elas sempre são os valores menores e positivos que podem ser encontrados.

Milho Precoce Brasileiro : — As médias parciais da altura média das plantas nas 63 famílias constam do quadro V. O teste entre-dentro já revelou a grande heterogeneidade existente, a qual é uma consequência da segregação mendeliana para numerosos fatores hereditários. O t-teste relativo à média geral de 96,26 cm mostra que um número muito grande das médias parciais está fora dos limites de significância. As diferenças consecutivas, por outro lado, são tôdas pequenas e insignificantes, não dando sinal da interrupção na série contínua das médias.

A execução do teste em relação à média geral torna-se difícil de ser explicada no caso em aprêço, pela grande diferença na dimensão das médias parciais. Uma vez que o êrro "standard" é matematicamente dependente da dimensão da média, a determinação dos erros das diferenças se torna bastante difícil (Brieger, 3). Mais tarde voltaremos ainda a êste ponto.

3. Testes baseados nas distribuições de Fisher

Ficus elastica — Os erros da distribuição para as 21 fôlhas de cada amostra constam do quadro II, segunda coluna, e na terceira coluna são dados os 35 desvios relativos compostos, obtidos pela divisão dos erros individuais pelo êrro total de $\pm 25,24$.

Como anteriormente, calculamos em primeiro lugar os limites da região de dúvida :

$$P = \frac{1}{5 N} = \frac{1}{175} ; \text{ limite convencional } P = 1\%$$

$$P = \frac{1}{10 N} = \frac{1}{350} ; \text{ limite convencional } P = 1\%$$

Os quocientes teta têm os seguintes graus de liberdade :

$$D = \frac{\text{individual}}{\text{total}} \quad \begin{array}{l} n1 = 20 \\ n2 = 734 \end{array}$$

Evidentemente, poderíamos esperar que algumas amostras fôsem mais e outras menos variáveis, de modo que devemos aplicar os limites bilaterais, os quais são mais próximos da tábua da distribuição de Fisher (Tábua III) com $n1 = 20$; $n2 = 500$.

$$\begin{array}{ll} 1\% \text{ limite} & : 0,60 - 1,45 \\ 1\% \text{ limite} & : 0,51 - 1,58 \end{array}$$

O quadro II mostra que nenhum dos 35 valores está fora destes limites, e os valores mais extremos observados, maiores ou menores, estão perto dos limites de 5% probabilidade. Assim, é evidente que a variabilidade das amostras é bastante homogênea.

Para completar a análise da homogeneidade foi ainda executado um teste da distribuição inteira. Para este fim, os valores D foram reunidos em classes de um décimo e estas comparadas com as frequências esperadas de uma distribuição de Pearson com $n_1 = 20$; $n_2 = \text{infinito}$, (Tábua IX) que podem ser usados como uma boa aproximação (4). Os dados constam do quadro II e tanto os valores individuais como o valor total de χ^2 provam a completa conformidade das distribuições, observada e esperada. Os resultados estão ainda representados na fig. 6.

Está assim comprovado que a variabilidade das fôlhas nestas amostras dependia unicamente de fatores acidentais.

Frutas cítricas — Nesta experiência foi executada uma análise detalhada das possíveis fontes sistemáticas da variação em seis caracteres diferentes dos três enxertos: Baianinha, Pêra e Pomelo. Do erro total foram separadas quatro componentes: entre 2 quadras ou "super blocks", nas quais, cada vez, metade dos cavalos era reunida ($nf = 1$); entre os cavalos com $nf = 10$; entre repetições ($nf = 6$) e, finalmente, a interação entre cavalos e repetições com $nf = 30$. Ficou, então, finalmente, um erro residual com cerca de 250 graus de liberdade, correspondente à variação **individual** das árvores individuais. O quadro IV não apresenta os valores dos erros mesmos, mas dá os desvios relativos compostos, obtidos pela divisão dos erros "entre" e o erro residual.

Para cada uma destas comparações temos, então, $6 \times 3 = 18$ valores, que devem ser considerados como um conjunto, e os limites de probabilidade e improbabilidade serão assim:

$$P = \frac{1}{5 N} = \frac{1}{90}; \text{ limite convencional } P = 1\%$$

$$P = \frac{1}{10 N} = \frac{1}{180}; \text{ limite convencional } P = 1\text{‰}$$

Não pode haver dúvida de que devemos usar os limites das respectivas distribuições de Fisher, isto é, aplicar o teta-teste, mas é preciso ainda resolver se serão empregados os limites bilaterais ou unilaterais. De acordo com a teoria fundamental de decomposição do erro, podemos apenas esperar que as fontes especiais da variação aumentariam talvez a variação, mas parece impossível que algumas delas pudessem reduzir a variação residual. Assim, deveríamos aplicar apenas os limites unilaterais e superiores. As

tábuas não dão os limites para $n_2 = 250$, de modo que devemos calcular os limites de acôrdo com o processo de interpolação já descrito (Tábua VI) obtendo os valores

| $n_2 = 250$ | $n_1 = 1$ | $n_1 = 6$ | $n_1 = 10$ | $n_1 = 30$ |
|-------------|-----------|-----------|------------|------------|
| 1 ‰ | 3,36 | 1,99 | 1,78 | 1,50 |
| 1% | 2,62 | 1,71 | 1,56 | 1,37 |

A variação entre quadras bem como a variação entre cavalos são significativamente maiores do que o erro residual, sendo todos os valores dos desvios maiores do que o 1 ‰ limite. Notamos ainda o seguinte: a variabilidade entre quadras é de 10 a 20 vezes maior e aquela dos cavalos dentro das quadras, apenas de 8 a 10 vezes maior do que o erro residual.

A variação do terreno é também considerável: dos 18 valores de desvios relativos compostos temos:

| | |
|---|----|
| fora do 1% limite | 11 |
| entre 1% e 1 ‰ limite (região de dúvida)..... | 4 |
| Insignificantes | 3 |
| | 18 |

Assim, três valores são insignificantes e 4 apenas duvidosos, sendo os 11 restantes significativamente maiores do que o erro residual. O aumento da variabilidade, causada pela heterogeneidade do terreno, é de uma ordem bem menor do que o aumento causado pelos diferentes cavalos: os efeitos do terreno apenas dobram a variabilidade.

A interação cavalo-repetição que indica se os cavalos respondem ou não igualmente à heterogeneidade do terreno mostra o seguinte:

| | |
|---|----|
| significante (fora do 1 ‰ limite) | 0 |
| duvidoso (entre 1% e 1 ‰ limite) | 2 |
| insignificante | 16 |
| | 18 |

Temos, assim, apenas 2 valores duvidosos contra 16 insignificantes. Mas, mesmo assim, devemos registrar de modo geral um pequeno aumento de variabilidade, pois nenhum dos valores dá indicação de uma redução acidental da variação, sendo todos os erros da interação maiores do que o erro residual. A interação aumenta a variabilidade, mas apenas cerca de 12 vezes, como indicado pelo valor de teta.

Milho Precoce Brasileiro — Devemos comparar os erros “standard” das 63 famílias para verificar se entre elas existem algumas com maior heterogeneidade em consequência do seu maior grau de heterozigotia, ou

com maior homogeneidade, sendo mais homozigotas. A análise apresenta mais uma complicação. As médias são de tal maneira diferentes, que a simples comparação dos erros "standard" não parece mais permissível. Como explicamos (3), deve ser usada uma compensação aritmética para as variações da dimensão das médias, aplicando o que chamamos índice da variância, isto é, a raiz quadrada do quociente entre variância e média, ou, então, o quociente entre erro "standard" e a raiz quadrada da média o que, matematicamente, é a mesma coisa. Demonstramos em numerosos exemplos que esta transformação das dimensões elimina satisfatoriamente os efeitos da dimensão diversa das variáveis e da sua média sobre o valor do erro "standard" (3).

Na análise estatística, porém, surge à primeira vista uma outra dificuldade. Qual será a distribuição de acaso que este índice seguirá? O seu dividendo segue uma distribuição de Fisher e o seu divisor uma de Student ou de Gauss, e, além disso, ambos, dividendo e divisor, variam coordenadamente. Mas, sem prejudicar muito a eficiência dos testes e como também em vários outros casos (Brieger, 4) podemos considerar a média como constante, e, neste caso, o índice seguirá a mesma distribuição de acaso que o erro "standard", do qual foi derivado por divisão.

Para melhor ilustrar estas considerações, executaremos os testes, tanto com os próprios valores dos erros "standard" como, também, com os valores dos índices da variância, constando ambos das respectivas colunas do quadro V. Na primeira comparação usamos o erro dentro, comum a todas as famílias, calculado pela fórmula:

$$\sigma D = \pm \sqrt{\frac{\sum \sigma_2 \cdot (np)}{\sum (np)}} \quad \text{sendo } np \text{ o grau de liberdade de cada um dos erros individuais.}$$

$$i(\sigma D) = \frac{\sigma D}{\sqrt{\bar{v}}} \quad \text{sendo } \bar{v} \text{ a média geral de todas as amostras:}$$

$$\bar{v} = \frac{\sum v}{\sum Np}, \text{ sendo}$$

Np o número total de variáveis em cada amostra.

Os limites de probabilidade para esta comparação de um conjunto de 63 desvios relativos já foram determinados acima:

$$P = \frac{1}{4 N} = \frac{1}{252}; \text{ limite convencional } P = 1\%$$

$$P = \frac{1}{10 N} = \frac{1}{630}; \text{ limite convencional } P = 1\text{‰}$$

Devemos aplicar os limites bilaterais dos desvios relativos, de vez que tanto podia haver famílias mais homogêneas como mais heterogêneas. Sendo ainda os valores Np diferentes, temos que calcular os limites para as distribuições de Fisher de $n_1 = 28$ até $n_1 = 36$ e de $n_2 =$ infinito, que é uma aproximação indicada pelo valor real de $n_2 = 2.032$.

LIMITES BILATERAIS

LIMITES SUPERIORES PARA $n_1 =$

| P | 28 | 29 | 30 | 31 | 32 | 33 | 34 | 35 | 36 |
|-----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 1 % | 1,37 | 1,36 | 1,36 | 1,35 | 1,35 | 1,34 | 1,34 | 1,34 | 1,33 |
| 1 ‰ | 1,44 | 1,43 | 1,43 | 1,42 | 1,41 | 1,41 | 1,40 | 1,40 | 1,39 |

LIMITES INFERIORES PARA $n_1 =$

| P | 28 | 29 | 30 | 31 | 32 | 33 | 34 | 35 | 36 |
|-----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 1 % | 0,66 | 0,67 | 0,67 | 0,68 | 0,68 | 0,69 | 0,69 | 0,69 | 0,70 |
| 1 ‰ | 0,57 | 0,58 | 0,58 | 0,59 | 0,59 | 0,60 | 0,60 | 0,61 | 0,62 |

O resultado é o seguinte :

| Referente ao : | LIMITES INFERIORES | | Insignificante | LIMITES SUPERIORES | |
|-------------------------------|--------------------------|--------------------------------|----------------|--------------------------------|--------------------------|
| | Significante Fora 1 ‰ | Duvidoso Entre 1 ‰ e 1 % | | Duvidoso Entre 1 % e 1 ‰ | Significante Fora 1 ‰ |
| Erro "standard" | 1 | 2 | 54 | 3 | 3 |
| Índice de Variância | 1 | 2 | 58 | — | 2 |

Usando os índices, eliminamos uma parte de heterogeneidade, aquela que era devida às alterações de dimensão das médias. Mas, mesmo assim, ficou uma família que, certamente, e outras duas, que, possivelmente, eram menos variáveis e assim mais homozigotas, e duas outras famílias que eram mais heterogêneas do que as restantes.

A vantagem do emprêgo do índice fica, porém, muito mais em evidência quando executamos um teste da distribuição inteira. Na escolha da distribuição esperada, as diferenças nos graus de liberdade que variam de 27 até 35 para as diferentes famílias são sem importância, pois êles afetam apenas as extremidades, quando de outro lado a forma geral da curva é pouco influenciada. Podemos usar como uma boa aproximação as frequências de uma distribuição de Pearson com $n_1 = 30$; $n_2 =$ infinito (Tábua IX).

A comparação foi feita pelo χ^2 -teste, tanto para os erros "standard" como para os índices de variância (Quadro VI). No primeiro caso, os valores de χ^2 são altamente significantes, indicando a existência de uma variação anormal e não de acaso. A concordância das frequências observadas e

esperadas na análise dos índices é de outro lado muito evidente. Os números excessivos nas extremidades, cuja existência verificamos antes, tornam-se sem efeito no χ^2 -teste, pois é necessário reunir diversas classes até que a frequência esperada acumulada se torne maior do que 5, condição básica para a execução do χ^2 -teste.

Os gráficos na fig. 5 dão ainda uma impressão mais nítida dos resultados obtidos. O histograma dos desvios relativos dos erros "standard", está completamente em desacôrdo com a curva de Pearson e o histograma referente aos índices das variâncias só desvia da curva de Pearson nas extremidades. Assim, o uso do índice da variância está plenamente justificado.

Do ponto de vista da genética, mais duas comparações são de interêsse. A variabilidade das famílias da terceira geração deveria ser, de um modo geral, maior do que a variação em F1 e menor do que em F2. Assim, devem ser feitas mais duas comparações pelo teta-teste, usando evidentemente os limites unilaterais; no primeiro caso, os limites superiores e, no segundo, os limites inferiores.

Aplicando as tábuas de interpolação obtivemos os seguintes valores:

LIMITES UNILATERAIS

| P | GRAUS DE LIBERDADE n1 | | | | | | | | |
|---|-----------------------|----|----|----|----|----|----|----|----|
| | 28 | 29 | 30 | 31 | 32 | 33 | 34 | 35 | 36 |

LIMITES INFERIORES

| | | | | | | | | | |
|-----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 1 % | 0,69 | 0,69 | 0,69 | 0,70 | 0,71 | 0,71 | 0,71 | 0,71 | 0,72 |
| 1 ‰ | 0,59 | 0,60 | 0,60 | 0,61 | 0,62 | 0,63 | 0,64 | 0,64 | 0,65 |

LIMITES SUPERIORES

| | | | | | | | | | |
|-----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 1 % | 1,36 | 1,35 | 1,35 | 1,34 | 1,33 | 1,33 | 1,32 | 1,32 | 1,32 |
| 1 ‰ | 1,50 | 1,49 | 1,47 | 1,40 | 1,45 | 1,45 | 1,44 | 1,44 | 1,43 |

A comparação dos desvios relativos com os limites acima indicados dão o seguinte resultado (Quadro VI):

Comparação com F1 (índice da variância 1,60): Aparece um desvio fora de 1 ‰ limite superior e cinco estão na região da dúvida superior entre os limites de probabilidade 1% e 1 ‰; 1 desvio na região de dúvida inferior. É interessante notar-se que uma das famílias tem apenas metade (0,58) da variabilidade de F1, como indicado pelo valor de teta.

Comparação com F2 (índice da variância 2,20): 3 desvios fora do 1 ‰ limite inferior e 5 na região de dúvida inferior; um desvio fora do 1 ‰ limite superior. As famílias mais variáveis dão no teta-teste um desvio relativo de 1,51, sendo assim uma vez e meia mais variável do que famílias em F2.

O aparecimento de famílias menos variáveis do que F1 e mais variáveis do que F2 não era esperado do ponto de vista da genética. Devem ser realizados novos experimentos para esclarecer o caso e para determinar em definitivo se a variabilidade inesperada é realmente genotípica, ou fenotípica.

Mais uma vez verificamos que a maioria dos desvios relativos não são significativamente diferentes dos valores usados na comparação baseada nos índices da variância de F1 e F2. A comparação da distribuição inteira esclarece a situação de um modo mais geral (Quadro VI). Os valores de χ^2 são altamente significantes em ambos os casos e mostram a tendência geral de os índices da variância de F3 serem maiores do que os índices de F1 e menores do que em F2.

O teta-teste nos indica ainda que, na média, a variação da terceira geração é $1,90 : 1,60 = 1,20$ vezes maior do que em F1 e apenas $1,90 : 2,20 = 0,86$ vezes aquela em F2.

RESUMO

1. O principal fim dêste trabalho consiste em apresentar uma série de **novas tábuas a serem aplicadas nos teta-testes como nos t-testes**. As tábuas publicadas até agora (Fisher (7), Fisher and Yates (7), Snedecor (8), Brieger (1), (2) tinham, a nosso ver, três defeitos : a) Elas não podiam ser aplicadas em numerosos casos por falta dos valores referentes a muitas combinações de graus de liberdade ; b) Existiam apenas tábuas para os limites bilaterais de t e para os limites superiores unilaterais do teta ; c) Em terceiro lugar, faltavam tábuas auxiliares que permitissem uma interpolação com boa aproximação.

As novas tábuas apresentadas contêm os limites na mesma dimensão do desvio relativo, sendo calculadas com a ajuda de fórmulas para as distribuições de acaso (Brieger, 4), nas quais a frequência dos desvios é usada como ordenada e o próprio desvio relativo como unidade da abcissa.

2. Definimos os **desvios relativos** como os quocientes entre desvios e o seu erro "standard". Quando consta no dividendo apenas um desvio, designamos o quociente : o **desvio relativo simples**. Se de outro lado analisarmos em conjunto vários desvios, devemos usar como dividendo a sua estimativa média e balanceada, isto é, a raiz quadrada da soma dos desvios quadrados dividida pelo grau de liberdade correspondente. Dividindo esta estimativa pelo erro "standard" apropriado, obtivemos o **desvio relativo composto**. O desvio composto é assim um quociente entre dois erros "standard", devendo ser usado como divisor o erro "standard" que com mais justificação será considerado a melhor aproximação ao valor ideal do erro.

3. A variação dos desvios simples, quando o valor do grau de liberdade do divisor n_2 fôr igual a **finito**, segue as distribuições de Student e quando esta fôr **infinito** a distribuição de Gauss, também chamada "normal". Consequentemente, aplicaremos, na análise estatística, o **t-teste** no primeiro e o **delta-teste** no segundo caso.

A variação dos desvios compostos, por outro lado, segue uma das distribuições de Fisher, quando o valor de n^2 fôr **finito**, e uma das distribuições de Pearson, quando o n^2 fôr **infinito**. Na análise estatística aplica-se então o teta-teste.

4. Explicamos as principais vantagens da aplicação do teta-teste, introduzido por Brieger em 1937 (1, 2), sôbre o z-teste de Fisher (7) e o F-teste de Snedecor (8). Matematicamente, a diferença consiste no fato de que, na integração das equações das distribuições de acaso e no cálculo dos limites, são usadas diferentes bases: o logarítmo natural dos limites relativos (Fisher), e seu quadrado (Snedecor), e o próprio desvio relativo (Brieger). Tôdas as três formas do teste servem igualmente, usando-se as tábuas correspondentes, para determinar os limites de significância. Mas o teta-teste traz, além disso, as seguintes vantagens: a) o valor de teta indica quantas vêzes menor ou maior é a variação encontrada; b) a execução dos testes é mais homogênea, pois todos os valores: delta, t e teta são da mesma dimensão, e as curvas das distribuições podem ser diretamente comparadas (compare Brieger, 4); c) tanto os estudantes como os técnicos não especializados compreenderão bem melhor o que estão fazendo se executarem testes da mesma dimensão.

5. Executando qualquer um dos testes citados, é necessário determinar, em primeiro lugar, os limites de probabilidade ou de precisão que terão que ser aplicados. Em vista da dificuldade de se fixarem êstes limites objetivamente, recomendamos (Brieger, 1, 2) a indicação de dois limites: o limite de probabilidade e de improbabilidade, ficando entre estas o que chamamos a região de dúvida. Os dados das tábuas e uma fórmula apresentada no texto ajudam a determinar quais os limites indicados, em função do número de desvios relativos a serem tomados em consideração conjunta.

6. Em seguida, deve ser decidido se a natureza do caso em estudo obriga o emprêgo de **limites unilaterais** ou **bilaterais**.

7. As tábuas I a V dão os limites de t e de teta para um número de combinações de graus de liberdade e a tábua VI pode ser usada para interpolar com uma aproximação razoável os valores que faltam.

8. Além dêstes testes, que tomam em consideração apenas as extremidades das distribuições de acaso, podemos empregar os testes da distribuição inteira, comparando pelo χ^2 teste as frequências dos desvios relativos, observados nos experimentos, com as frequências ideais das respectivas distribuições do acaso. Como é de regra geral, esta comparação apenas pode ser feita quando o número de desvios comparados em conjunto fôr maior do que 30 ou 50.

9. O emprêgo das novas tábuas é explicado com a ajuda de dados experimentais.

10. Um dêstes exemplos serve ainda para ilustrar um outro princípio importante. Uma vez que o êrro "standard" é também uma função das dimensões das variáveis e da sua média, não podemos comparar diretamente os erros "standard" de amostras de dimensões diferentes. Deve-se aplicar nestes casos o **índice da variância**, que pode ser definido, ou como a raiz quadrada do quociente entre a variância e a média, ou como o quociente do êrro "standard" e da raiz quadrada da média (Brieger, 3).

SUMMARY

1) The present paper represents a continuation and complement to a previous publication (Brieger 4) in which I explained the mathematical relations between the four most important types of chance distributions. While carrying out a large number of statistical analysis, of genetical and agricultural experiments, I came to the conclusion that the existing tables for the limits of chance distributions (Fisher and Yates, 7, Snedecor, 8, Brieger 2) are not satisfactory in three respects.

a) The tables of Fisher and Yates and of Snedecor give the limits of the t-test and of the z or F-test with different systems of ordinates ; b) there are only tables for bilateral limits of t (Student) and for unilateral limits of z (Fisher), F (Snedecor) or theta (Brieger) ; c) the tables contain only values for a limited number of degrees of freedom without an auxiliary table for interpolation.

The tables, included here, are calculated in such a way as to avoid these objections.

2) The basic value for all of the new tables is the relative deviate, which may be either simple or compound :

A **simple relative deviate** is the quotient of a difference between a variate and its ideal value which generally is the mean divided by the respective standard error.

When comparing several deviates simultaneously, we unite them in one balanced mean estimate which is the square root of the mean square deviate (the sum of the squares of deviates divided by their degree of freedom). This value divided by the best estimate of the respective standard error is the **compound relative deviate**.

The four main types of chance distributions may be defined mathematically in such a form that the relative deviates form the abscissa and their frequencies the ordinates, as shown in the preceding publications (Brieger 4).

Simple relative deviates follow Students' distribution when the degree of freedom of the divisor is small (t-test) and the Gaussean distribution (delta-test) when the degree of freedom is infinitely large, accepting as a reasonable approximation to infinity a value bigger than 100.

Relative compound deviates, on the other side, follow either Fisher's or Pearson's distribution, when the degree of freedom of the dividend is bigger than one and that of the divisor is either a limited or unlimited value (theta-test).

3) I explained (4) in some detail that the three tests, called the z-test (Fisher) the F-test (Snedecor) and the theta-test (Brieger) are to a certain extent identical. Mathematically, the difference consists in the use, during integration of the basic equations for the chance distribution, of different basic values : the natural logarithm (z), the square (F) of the deviate, or the deviate itself (theta). All the three forms of the test serve equally efficient to prove if a value of the relative deviate is significant or not.

The theta-test has an additional advantage : the quotient theta has a concrete significance and indicates how much bigger or smaller is the variability measured by the dividend of the relative deviate, in comparison with that of the divisor. Thus for instance in agricultural experiments, we may know the actual increase of basic variability due to soil heterogeneity or treatments, or in genetical and selection experiments how much more heterogeneous are some families than others.

Finally it is of considerable advantage that all tests can be executed on the same basis, using only terms of the same dimension, and not combining simple values, squares and natural logarithmes. The uniformity helps a good deal, for students and not specialised research worker to understand the testes.

4) Another important point is the necessity of using unilateral or bilateral limits. The basic difference between these two is explained in some detail.

While testing differences, by the t-test, we may not always be interested in values with can have either positive or negative signes (bilateral limits), but may want to know only which varieties, treatments etc., are better and more productive than others. Thus we are interested only in positive differences and should apply unilateral superior limits. In other experiments, we may want to eliminate only the inferior varieties and have thus to use the unilateral inferior limits of t, in order to identify the respective undesirable values.

In most agricultural experiments we want to know whether varietal differences, special treatments or soil heterogeneity increase the inevitable, experimental or residual variability. Thus we have to use while executing the t , z - or F -test the unilateral limits, given in all tables published up to now. We are not interested in any possibility which may cause a reduction of the residual variability.

In many genetical and selection experiments we are interested in selecting families with a medium variability, which are neither extremely heterogeneous nor too uniform. Thus we would use bilateral limits in the execution of the t or similar tests.

5) We have found a great inconvenience in the absence of any specified recommendations with regards to the limits of probability or precision which one should choose for statistical tests. For some time it has been the custom to use, as a limit, values of three times the standard error of the normal a **Gaussian** distribution which corresponds to a probability of 1:1000 (1‰) or of three times the probable error, corresponding to a probability of about 1:20 (5%), in the Gaussian distribution. Following R. A. Fisher many authors accept the latter limit in modern tests.

For reasons, explained elsewhere, it seems to me more justified to accept simultaneously two limits: a lower one which indicates what values can be probably attributed to simple chance variation, and an upper limit to indicate those values which are "Improbable" and may be attributed to the effects of special causes. The values between these limits are considered as doubtful, and may be attributed or to chance variation or to other causes.

I have found it convenient to use an empirical formula to define these two limits: Making N comparisons simultaneously, the probability limit will be equal to $1:5N$ and the improbability limit to $1:10N$, while the "region of doubt" lies between these values. The conventional limit of 5%, 1% and 1‰ should be chosen in each case, selecting values nearest to the calculated limit (Tábuá XII).

6) The relations between χ^2 and the relative deviate D are explained, as well as the possibility of practical applications of these relations (Tábuá X). 1

In uniformity tests when comparing a number of individual errors with a general estimate, based on a very large number of degrees of freedom, the individual quotients $D = \sigma a : \sigma i$ may be transformed in a value of $\chi^2 = n_3 D^2$ and these values χ^2 added up into a total $\chi^2 = \sum n_1 D^2$.

When analysing values of χ^2 based on more than 30 degrees of freedom it may be convenient to transform them into relative deviates by dividing by their degrees of freedom, extracting the square root and then using the tables II and IV with $n_1 = n(\chi^2)$ and $n_2 = \text{infinite}$.

The new tables included were calculated with great care. A large number of limits of t and t were calculated directly using the formulas given in the beginning of this publication. Many values contained in Fisher's original tables were recalculated and a close agreement up to six decimals was found. Calculated data were then used as a starting point for algebraical interpolation of the other values, while graphic representations were used as final control.

An auxiliary table was included which permits the interpolation for combination of degrees of freedom not given directly in the main tables (Tábuá VI).

8) The use of the new tables is explained with the help of experimental data taken from original experiments on maize (Brieger, unpublished), on *Citrus* (Brieger and Moreira, 5) and from results of class work (*Ficus elastica*, Brieger and Gurgel, unpublished). One of these experiments serves to demonstrate a special principle: the use of the variance index (Brieger, 3) which permits the comparison of standard errors of series where the variables are of different dimension.

LITERATURA CITADA

1. **Brieger, F. G.** Tábuas e fórmulas para Estatística, 46 págs. Cia. Melhoramentos de S. Paulo. S. Paulo. 1937.
2. **Brieger, F. G.** Methoden der Erforschung der Vererbungsvorgänge bei Pflanzen. Handbuch Biol. Arbeitsmeth. (E. Abderhalden) IX, 3: 1183-1308. 1937.
3. **Brieger, F. G.** Coeficiente da variação e índice da variância. *Bragantia* 2: 313-332. 1942.
4. **Brieger, F. G.** As distribuições do acaso. Anais da Esc. Sup. Agr. "Luiz de Queiroz". 2: 321-392. 1945.
5. **Brieger, F. G. e S. Moreira.** Experiências de cavalos para *Citrus II*. *Bragantia* 5: 597-658, 1945.
6. **Fisher, R. A.** Statistical Methods for Research Workers. 8 th. Ed. Oliver and Boyd. London. 334 pgs. 1941.
7. **Fisher, R. A. and Frank Yates.** Statistical Tables, for Biological, Agricultural and Medical Research Second Edition. Oliver and Boyd Ltd. London. 98 pgs. 1943.
8. **Snedecor, G. W.** Statistical Methods. Collegiate Press. Ames. Iowa. 1937.
9. **Yule, G. U. and M. G. Kendall.** An Introduction to The Theory of Statistical. Charles Griffin 12 th. 570 pgs. 1940.

QUADRO I
FÔLHAS DE *FICUS ELASTICA* (COMPRIMENTO EM mm).
Comparação das médias

| N.º Protocolo | Média | Dif. consecu- tiva | Dif. da média geral | t para a dif. da média geral | | $-\chi^2$ |
|------------------|--------|--------------------------|---------------------------|------------------------------|--------------|----------------|
| | | | | f.(obs.) | f.(esp.) (*) | |
| — | — | — | — | — | — | — |
| 5-7 | 191,00 | 1,00 | + 14,85 | + 2,73 | } 2 | 0,04 0,17 |
| 58-54 | 190,00 | 1,00 | + 13,85 | + 2,54 | | |
| 27-36 | 189,00 | 4,67 | + 12,85 | + 2,35 | } 1 | } 6 |
| 32-38 | 184,33 | 0,42 | + 8,18 | + 1,50 | | |
| 89-79 | 183,90 | 0,60 | + 7,75 | + 1,42 | } 3 | } 5,54 |
| 59-60 | 183,30 | 2,00 | + 7,15 | + 1,31 | | |
| 72-88 | 181,30 | 0,30 | + 5,15 | + 0,95 | } 4 | } 3,21 |
| 81-85 | 181,00 | 1,23 | + 4,85 | + 0,89 | | |
| 4-8 | 179,77 | 1,11 | + 3,62 | + 0,67 | | |
| 2-3 | 178,66 | 0,00 | + 3,51 | + 0,65 | | |
| 15-19 | 178,66 | 0,66 | + 2,51 | + 0,46 | } 7 | } 5,25 |
| 25-37 | 178,00 | 0,00 | + 1,85 | + 0,34 | | |
| 12-22 | 178,00 | 0,70 | + 1,85 | + 0,34 | | |
| 55-62 | 177,30 | 0,00 | + 1,15 | + 0,21 | | |
| 70-71 | 177,30 | 0,30 | + 1,15 | + 0,21 | | |
| 47-63 | 177,00 | 0,70 | + 0,85 | + 0,16 | | |
| 24-35 | 176,30 | 0,30 | + 0,15 | + 0,03 | | |
| 20-21 | 176,00 | 0,34 | - 0,15 | - 0,03 | } 6 | } 6,70 |
| 10-13 | 175,66 | 0,00 | - 0,49 | - 0,09 | | |
| 1-14 | 175,66 | 0,86 | - 0,49 | - 0,09 | | |
| 40-46 | 175,30 | 1,30 | - 0,85 | - 0,16 | | |
| 57-65 | 174,00 | 0,00 | - 2,15 | - 0,40 | | |
| 61-49 | 174,00 | 1,00 | - 2,15 | - 0,40 | | |
| 73-86 | 173,00 | 0,48 | - 3,15 | - 0,58 | } 5 | } 6,70 |
| 26-44 | 172,52 | 0,92 | - 3,63 | - 0,67 | | |
| 51-52 | 171,60 | 0,30 | - 4,55 | - 0,84 | | |
| 84-91 | 171,30 | 0,00 | - 4,85 | - 0,89 | | |
| 76-90 | 171,30 | 2,00 | - 4,85 | - 0,89 | | |
| 33-34 | 169,30 | 0,30 | - 6,85 | - 1,26 | } 3 | } 5,25 |
| 41-45 | 169,00 | 0,53 | - 7,15 | - 1,31 | | |
| 9-17 | 168,47 | 0,81 | - 7,68 | - 1,41 | | |
| 29-42 | 167,66 | 1,96 | - 8,49 | - 1,56 | } 2 | } 7 |
| 80-87 | 165,70 | 0,70 | - 10,45 | - 1,92 | | |
| 39-43 | 165,00 | 0,34 | - 11,15 | - 2,05 | } 2 | } 5,54 |
| 16-18 | 164,66 | — | - 11,49 | - 2,11 | | |
| — | — | — | — | — | } 2 | } 0,58 |
| — | — | — | — | — | | |
| — | — | — | — | — | } 2 | } 0,17 0,04 |
| — | — | — | — | — | | |

(*) As frequências esperadas foram calculadas, empregando-se as frequências da distribuição de Gauss, para intervalos de 0,5 e multiplicando os valores da tábua VIII por 35.

QUADRO II
VARIAÇÃO DO COMPRIMENTO DAS FÓLHAS EM *FICUS ELASTICA*

| N.º do protocolo | Êrro "standard" | D | Êrro individual : êrro dentro = $\pm 25,24$ | | χ^2 |
|-------------------|-----------------|--------------|---|---------------------|----------|
| | | | Frequência obs. | Frequência esp. (*) | |
| 32-38 | $\pm 33,83$ | $\pm 1,34$ | 3 | 7 | 0,62 |
| 70-71 | $\pm 33,76$ | $\pm 1,34$ | | | |
| 29-42 | $\pm 32,28$ | $\pm 1,28$ | | | |
| 61-49 | $\pm 31,32$ | $\pm 1,24$ | 4 | | |
| 57-65 | $\pm 30,92$ | $\pm 1,23$ | | | |
| 51-52 | $\pm 30,15$ | $\pm 1,19$ | | | |
| 89-79 | $\pm 29,06$ | $\pm 1,15$ | | | |
| 1-14 | $\pm 28,06$ | $\pm 1,14$ | 5 | | 0,38 |
| 47-63 | $\pm 28,29$ | $\pm 1,13$ | | | |
| 16-18 | $\pm 27,58$ | $\pm 1,08$ | | | |
| 24-35 | $\pm 27,24$ | $\pm 1,09$ | | | |
| 27-36 | $\pm 26,86$ | $\pm 1,06$ | | | |
| 59-60 | $\pm 26,05$ | $\pm 1,03$ | 5 | | 1,78 |
| 20-21 | $\pm 25,72$ | $\pm 1,02$ | | | |
| 25-37 | $\pm 24,56$ | $\pm 0,97$ | | | |
| 15-19 | $\pm 24,30$ | $\pm 0,96$ | | | |
| 81-85 | $\pm 24,26$ | $\pm 0,96$ | | | |
| 58-54 | $\pm 33,32$ | $\pm 0,92$ | 9 | | 0,15 |
| 4-8 | $\pm 23,28$ | $\pm 0,92$ | | | |
| 2-3 | $\pm 23,05$ | $\pm 0,91$ | | | |
| 76-90 | $\pm 23,04$ | $\pm 0,91$ | | | |
| 5-7 | $\pm 22,61$ | $\pm 0,896$ | | | |
| 9-17 | $\pm 22,24$ | $\pm 0,88$ | | | |
| 33-34 | $\pm 21,97$ | $\pm 0,87$ | | | |
| 10-13 | $\pm 21,85$ | $\pm 0,87$ | | | |
| 84-91 | $\pm 21,62$ | $\pm 0,86$ | | | |
| 73-86 | $\pm 21,07$ | $\pm 0,83$ | 4 | | |
| 72-88 | $\pm 20,87$ | $\pm 0,83$ | | | |
| 80-87 | $\pm 20,12$ | $\pm 0,797$ | | | |
| 40-46 | $\pm 19,66$ | $\pm 0,78$ | | | |
| 26-44 | $\pm 18,60$ | $\pm 0,74$ | 5 | | 1,20 |
| 12-22 | $\pm 17,73$ | $\pm 0,70$ | | | |
| 56-62 | $\pm 17,52$ | $\pm 0,69$ | | | |
| 39-43 | $\pm 16,80$ | $\pm 0,67$ | | | |
| 41-45 | $\pm 16,42$ | $\pm 0,6505$ | | | |
| Soma | | | 35 | 35,2 | 4,13 |

(*) As frequências esperadas foram calculadas, empregando-se as frequências da distribuição de Pearson com $n_1=20$; $n_2=\text{inf.}$ (Tábua XI) multiplicadas por 35.

Q U A D R O I I I

EXPERIMENTO SÓBRE AS RELAÇÕES ENTRE CAVALO E ENXERTO EM CITRUS (5)

(Laranja Baiainha)

Diferenças Consecutivas

| CIRCUNFERÊNCIA DO TRONCO A 20 cm. | | | | CIRCUNFERÊNCIA DO TRONCO A 40 cm. | | | |
|-----------------------------------|-----------|------------|------|-----------------------------------|-----------|------------|------|
| Cavalo | \bar{v} | Dif. cons. | t | Cavalo | \bar{v} | Dif. cons. | t |
| Limão Rugoso A | 46,11 | 2,70 | 3,60 | Limão Rugoso A | 37,42 | 0,31 | 0,52 |
| Laranja Caipira A | 43,31 | 5,18 | 5,40 | Laranja Caipira A | 37,11 | 5,67 | 7,46 |
| Tangerina Cravo B | 37,13 | 0,94 | 0,98 | Tangerina Cravo B | 31,44 | 0,00 | — |
| Lima da Pérsia A | 36,19 | 0,56 | 0,58 | Laranja Lima B | 31,44 | 2,63 | 3,46 |
| Laranja Lima B | 35,63 | 1,35 | 1,41 | Limão Cravo A | 28,81 | 0,23 | 0,38 |
| Limão Cravo A | 34,28 | 2,15 | 2,24 | Lima da Pérsia A | 28,58 | 0,04 | 0,07 |
| Pomelo B | 32,13 | 2,30 | 2,40 | Laranja Azêda A | 27,64 | 1,75 | 2,92 |
| Laranja Azêda A | 29,83 | 1,52 | 2,03 | Laranja Agro-doce A | 25,89 | 0,45 | 0,59 |
| Laranja Agro-doce A | 28,31 | 5,60 | 5,83 | Pomelo B | 25,44 | 7,44 | 8,27 |
| Ponderosa B | 22,71 | 2,96 | 2,64 | Ponderosa B | 18,00 | 3,85 | 4,28 |
| Trifoliata B | 19,75 | 1,29 | 1,15 | Cidra B | 14,15 | 1,15 | 1,28 |
| Cidra B | 18,46 | — | — | Trifoliata B | 13,00 | — | — |

Q U A D R O I V
EXPERIMENTO SÓBRE AS RELAÇÕES ENTRE CAVALO E ENXÉRTO EM CITRUS (5)
Resumo de decomposição do erro
 Variação dos desvios relativos

| | Entre repetições nf = 6 | Interação Repet. x Cavalo nf = 30 | Entre Cavalos nf = 10 | Entre Quadras nf = 1 |
|----------------------------------|-------------------------------|---|-----------------------------|----------------------------|
| BAIANINHA | | | | |
| Altura da planta | 1,48 | 1,06 | 7,47 | 16,26 |
| Circunferência da copa..... | 2,74 | 1,05 | 8,47 | 24,39 |
| Diâmetro do tronco a 20 cm. | 2,51 | 1,17 | 11,90 | 20,95 |
| Diâmetro do tronco a 30 cm. | 2,20 | 1,31 | 10,02 | 21,91 |
| Diâmetro do tronco a 40 cm. | 2,82 | 1,31 | 12,31 | 26,11 |
| Número de frutos | 2,43 | 1,48 | 6,59 | 19,16 |
| LARANJA PÊRA | | | | |
| Altura da planta | 1,39 | 1,22 | 6,19 | 7,91 |
| Circunferência da copa..... | 1,80 | 1,13 | 6,68 | 5,65 |
| Diâmetro do tronco a 20 cm. | 1,69 | 1,19 | 8,81 | 6,94 |
| Diâmetro do tronco a 30 cm. | 1,75 | 1,14 | 8,32 | 8,03 |
| Diâmetro do tronco a 40 cm. | 1,51 | 1,23 | 8,79 | 12,42 |
| Número de frutos | 1,96 | 1,35 | 5,07 | — |
| POMELO MARSH SEEDLESS | | | | |
| Altura da planta | 2,11 | 1,21 | 9,25 | 9,82 |
| Circunferência da copa..... | 1,87 | 1,06 | 7,93 | 8,32 |
| Diâmetro do tronco a 20 cm. | 1,67 | 1,17 | 12,91 | 10,24 |
| Diâmetro do tronco a 30 cm. | 1,63 | 1,22 | 13,07 | 12,06 |
| Diâmetro do tronco a 40 cm. | 1,95 | 1,23 | 12,73 | 15,49 |
| Número de frutos | 1,96 | 1,47 | 8,99 | — |
| Estimativa média | 2,13 n1 = 54 | 1,10 n1 = 5,40 | 9,50 n1 = 180 | 14,61 n1 = 16 |

Grau de liberdade do erro residual : n2 = 250

QUADRO V
ALTURA DA ESPIGA EM MILHO PRECOCE BRASILEIRO

| N.º | n | \bar{v} | σ | D(σ) | i(σ) | Di(σ) | N.º | n | \bar{v} | σ | D(σ) | i(σ) | Di(σ) |
|-----|----|-----------|----------|---------------|---------------|----------------|-----|----|-----------|----------|---------------|---------------|----------------|
| 554 | 28 | 54,64 | 12,32 | 0,72 | 1,67 | 0,88 | 504 | 31 | 94,52 | 23,92 | 1,39 | 2,46 | 1,29 |
| 577 | 31 | 59,68 | 12,51 | 0,71 | 1,62 | 0,85 | 503 | 31 | 95,16 | 18,23 | 1,06 | 1,87 | 0,98 |
| 507 | 33 | 68,18 | 16,48 | 0,96 | 2,00 | 1,05 | 556 | 34 | 95,53 | 11,78 | 0,68 | 1,22 | 0,64 |
| 505 | 29 | 68,97 | 11,75 | 0,68 | 1,41 | 0,74 | 527 | 31 | 96,77 | 20,39 | 1,18 | 2,07 | 1,09 |
| 555 | 32 | 69,06 | 11,46 | 0,67 | 1,38 | 0,73 | 567 | 29 | 97,59 | 18,06 | 1,05 | 1,83 | 0,96 |
| 518 | 31 | 70,32 | 13,54 | 0,79 | 1,61 | 0,85 | 570 | 29 | 97,93 | 15,67 | 0,97 | 1,58 | 0,83 |
| 561 | 35 | 70,57 | 13,92 | 0,81 | 1,66 | 0,87 | 562 | 34 | 97,94 | 20,43 | 1,19 | 2,06 | 1,08 |
| 560 | 29 | 70,69 | 11,32 | 0,66 | 1,35 | 0,71 | 506 | 28 | 98,93 | 18,53 | 1,08 | 1,86 | 0,98 |
| 568 | 30 | 74,67 | 20,13 | 1,17 | 2,33 | 1,23 | 538 | 30 | 99,33 | 21,16 | 1,23 | 2,12 | 1,12 |
| 522 | 32 | 75,94 | 16,63 | 0,97 | 1,91 | 1,01 | 509 | 31 | 101,29 | 21,56 | 1,25 | 2,14 | 1,13 |
| 510 | 32 | 77,81 | 18,45 | 1,07 | 2,09 | 1,10 | 572 | 31 | 102,26 | 17,07 | 1,00 | 1,69 | 0,89 |
| 552 | 33 | 78,18 | 22,56 | 1,31 | 1,55 | 1,34 | 493 | 35 | 103,14 | 18,11 | 1,05 | 1,78 | 0,94 |
| 521 | 30 | 79,00 | 19,34 | 1,12 | 2,18 | 1,15 | 550 | 34 | 103,53 | 9,50 | 0,93 | 0,93 | 0,49 |
| 579 | 31 | 80,65 | 17,50 | 1,02 | 1,95 | 1,03 | 491 | 34 | 106,47 | 17,84 | 1,04 | 1,73 | 0,91 |
| 557 | 33 | 80,91 | 15,08 | 0,88 | 1,68 | 0,88 | 532 | 30 | 107,33 | 17,21 | 1,00 | 1,66 | 0,87 |
| 571 | 32 | 80,94 | 17,11 | 0,99 | 1,90 | 1,00 | 536 | 30 | 107,67 | 23,15 | 1,34 | 2,23 | 1,17 |
| 565 | 28 | 81,43 | 13,25 | 0,77 | 1,47 | 0,77 | 573 | 28 | 108,21 | 22,29 | 1,29 | 2,14 | 1,13 |
| 508 | 32 | 83,44 | 14,05 | 0,82 | 1,54 | 0,81 | 483 | 35 | 110,29 | 20,07 | 1,17 | 1,91 | 1,01 |
| 576 | 29 | 83,45 | 22,88 | 1,33 | 2,50 | 1,32 | 482 | 36 | 110,56 | 20,83 | 1,21 | 1,98 | 1,04 |
| 520 | 32 | 84,06 | 17,57 | 1,02 | 1,92 | 1,01 | 492 | 36 | 114,17 | 19,48 | 1,13 | 1,82 | 0,96 |
| 566 | 29 | 84,14 | 17,22 | 1,00 | 1,88 | 0,99 | 490 | 36 | 114,17 | 19,48 | 1,13 | 1,82 | 0,96 |
| 517 | 28 | 84,64 | 19,53 | 1,13 | 2,12 | 1,12 | 496 | 35 | 115,71 | 20,19 | 1,17 | 1,88 | 0,99 |
| 519 | 35 | 85,14 | 19,00 | 1,10 | 2,06 | 1,08 | 494 | 36 | 119,44 | 19,99 | 1,16 | 1,83 | 0,96 |
| 502 | 31 | 87,10 | 25,72 | 1,49 | 2,76 | 1,45 | 485 | 35 | 120,86 | 18,53 | 1,08 | 1,69 | 0,89 |
| 513 | 32 | 87,19 | 15,50 | 0,90 | 1,66 | 0,87 | 484 | 35 | 125,71 | 22,90 | 1,33 | 2,04 | 1,07 |
| 569 | 31 | 88,71 | 24,05 | 1,40 | 2,55 | 1,34 | 498 | 36 | 126,67 | 23,54 | 1,37 | 2,09 | 1,10 |
| 516 | 33 | 90,00 | 18,03 | 1,05 | 1,90 | 1,00 | 495 | 34 | 131,18 | 19,35 | 1,12 | 1,69 | 0,89 |
| 514 | 31 | 90,32 | 31,67 | 1,84 | 3,33 | 1,75 | 489 | 36 | 132,22 | 21,53 | 1,25 | 1,87 | 0,98 |
| 558 | 32 | 91,56 | 11,94 | 0,69 | 1,25 | 0,66 | 488 | 35 | 136,00 | 19,59 | 1,14 | 1,68 | 0,88 |
| 523 | 36 | 91,94 | 18,95 | 1,10 | 1,98 | 1,04 | 481 | 36 | 136,39 | 25,10 | 1,46 | 2,15 | 1,13 |
| 553 | 35 | 92,00 | 16,05 | 0,93 | 1,67 | 0,88 | 480 | 35 | 145,14 | 20,64 | 1,20 | 1,71 | 0,90 |
| 539 | 31 | 92,23 | 19,39 | 1,13 | 2,01 | 1,06 | | | | | | | |

QUADRO VI
VARIACÃO DA ALTURA DA PLANTA EM MILHO PRECOCE BRASILEIRO

| Intervalo de D. | Distribuição de Pearson | | COMPARAÇÃO ENTRE AS FAMÍLIAS DA GERAÇÃO F3 | | | | COMPARAÇÃO COM AS GERAÇÕES F1 F2 | | | |
|-----------------|-------------------------|---------|--|-------------------------------|--------------------|------------------------------|----------------------------------|----------------|-------------------|-------------------------------|
| | nf ² = 30 | | D σT = ± 17,22 | | D i (σT) = 1,90 | | D i (σ) = 1,60 | | D i (σ) = 2,20 | |
| | f. esp. (*) | f. obs. | f. obs. | χ ² | f. obs. | χ ² | f. obs. | χ ² | f. obs. | χ ² |
| 0,35-0,45 | — | — | — | — | — | — | — | — | — | — |
| 0,45-0,55 | — | — | — | — | — | — | — | — | — | — |
| 0,55-0,65 | 0,1 | 1 | 1 | 2,26 | 1 | 0,18 | 1 | 1,85 | 1 | 75,08 |
| 0,65-0,75 | 1,3 | 7 | 4 | — | 4 | — | 3 | — | 8 | — |
| 0,75-0,85 | 6,4 | 4 | 3 | — | 3 | — | — | — | 18 | — |
| 0,85-0,95 | 15,8 | 3 | 16 | 10,37 | 16 | 0,002 | 3 | 10,37 | 17 | 0,09 |
| 0,95-1,05 | 19,4 | 10 | 16 | 4,60 | 16 | 0,60 | 11 | 3,64 | 7 | 7,92 |
| 1,05-1,15 | 13,2 | 17 | 12 | 1,09 | 12 | 0,11 | 10 | 0,77 | 3 | 7,87 |
| 1,15-1,25 | 5,2 | 8 | 3 | — | 3 | — | 14 | — | 3 | — |
| 1,25-1,35 | 1,3 | 7 | 4 | — | 4 | — | 12 | — | — | — |
| 1,35-1,45 | 0,2 | 3 | — | — | — | — | 2 | — | — | — |
| 1,45-1,55 | — | 2 | 1 | — | 1 | 1,63 | 2 | — | 1 | 1,09 |
| 1,55-1,65 | — | — | — | — | — | — | 2 | — | — | — |
| 1,65-1,75 | — | — | — | — | — | — | 2 | 119,53 | — | — |
| 1,75-1,85 | — | — | — | — | — | — | — | — | — | — |
| 1,85-1,95 | — | — | — | — | — | — | — | — | — | — |
| 1,95-2,05 | — | — | — | — | — | — | — | — | — | — |
| 2,05-2,15 | — | — | — | — | — | — | — | — | — | — |
| 2,15-2,25 | — | — | — | — | — | — | 1 | — | — | — |
| Soma | 6,29 | 63 | 63 | 48,83 nfχ ² = 4 | 63 | 2,51 nfχ ² = 4 | 63 | 136,16 | 63 | 92,05 nfχ ² = 4 |

(*) As frequências foram calculadas, empregando-se para isso as frequências de uma distribuição de Pearson com n1=30 (Tábua IX).

EXPLICAÇÃO DAS TÁBUAS

I) — Limites unilaterais e bilaterais das distribuições de Student : **t-teste**.

II até V) — Limites unilaterais e bilaterais das distribuições de Fisher e Pearson para o **teta-teste**.

Para a execução do **z-teste** de Fisher usam-se os logaritmos naturais dos limites dados nas tábuas.

Para a execução do **F-teste** de Snedecor usam-se os quadrados dos limites dados nas tábuas.

Para a execução do χ^2 -teste de Pearson usam-se os valores da última linha das tábuas; IIc, IID e IVa, correspondendo ao grau de liberdade $nf_2 = \text{infinito}$ e empregando os quadrados dos valores das tábuas, multiplicados pelo valor de nf_1 .

VI) — Tábua auxiliar para a interpolação.

VII-VIII) — Áreas de intervalos da distribuição de Gauss.

IX) — Áreas de intervalos de algumas distribuições de Pearson.

X) — Limites unilaterais de χ^2 e de D para $n_2 = \text{infinito}$.

XI) — Limites de precisão.

EXPLICATIONS OF TABLES

I — Unilateral and bilateral limits of Student's distributions (t-test), for the analysis of differences.

II to IV — Unilateral and bilateral limits of Fisher's distributions and of Pearson's distributions (theta-test) for the analysis of error ratios.

The value of z(Fisher) is the natural logarithme of the corresponding values in our tables of theta.

The value of F (Snedecor) is the square of the corresponding values in our tables of theta.

When using these tables in the X^2 -test, one should take the botton row with nf_2 equal to infinite. The limits of X^2 are equal to the squares of the limits given in the table, multiplied by their degree of freedom (nf_1).

V — Auxiliary table for curvilinear interpolation of tables II to IV.

VII-VIII — Ordenates and areas of the Gaussean distribution, for different error intervalls.

IX — Ordenates and areas of some of Pearson's distributions.

X — Unilateral limits of X^2 and of the corresponding relative deviates.

XI — Limits of precision as functions of the number of simultaneous comparisons.

TÁBUA I

LIMITES DAS DISTRIBUIÇÕES DE STUDENT

(t-teste)

| nf | UNILATERAIS | | | BILATERAIS | | | nf |
|------|-------------|------|-------|------------|------|-------|------|
| | 5% | 1% | 0,1% | 5% | 1% | 0,1% | |
| 2 | 2,92 | 6,96 | 22,22 | 4,80 | 9,92 | 31,60 | 2 |
| 3 | 2,42 | 5,16 | 10,95 | 3,18 | 5,84 | 12,94 | 3 |
| 4 | 2,14 | 3,96 | 7,95 | 2,78 | 4,60 | 8,61 | 4 |
| 5 | 2,02 | 3,36 | 5,82 | 2,57 | 4,03 | 6,86 | 5 |
| 6 | 1,94 | 3,13 | 5,15 | 2,48 | 3,71 | 5,96 | 6 |
| 7 | 1,89 | 3,00 | 4,77 | 2,36 | 3,50 | 5,40 | 7 |
| 8 | 1,86 | 2,90 | 4,50 | 2,31 | 3,36 | 5,04 | 8 |
| 9 | 1,83 | 2,82 | 4,30 | 2,26 | 3,25 | 4,78 | 9 |
| 10 | 1,81 | 2,76 | 4,14 | 2,23 | 3,17 | 4,59 | 10 |
| 11 | 1,79 | 2,71 | 4,02 | 2,20 | 3,11 | 4,44 | 11 |
| 12 | 1,78 | 2,67 | 3,93 | 2,18 | 3,06 | 4,32 | 12 |
| 13 | 1,77 | 2,64 | 3,86 | 2,16 | 3,01 | 4,22 | 13 |
| 14 | 1,76 | 2,62 | 3,80 | 2,14 | 2,98 | 4,14 | 14 |
| 15 | 1,75 | 2,60 | 3,75 | 2,13 | 2,95 | 4,07 | 15 |
| 16 | 1,74 | 2,58 | 3,70 | 2,12 | 2,92 | 4,02 | 16 |
| 17 | 1,74 | 2,56 | 3,66 | 2,11 | 2,90 | 3,97 | 17 |
| 18 | 1,73 | 2,55 | 3,62 | 2,10 | 2,89 | 3,92 | 18 |
| 19 | 1,73 | 2,54 | 3,58 | 2,09 | 2,86 | 3,88 | 19 |
| 20 | 1,72 | 2,53 | 3,55 | 2,09 | 2,84 | 3,85 | 20 |
| 21 | 1,72 | 2,52 | 3,52 | 2,08 | 2,83 | 3,82 | 21 |
| 22 | 1,72 | 2,51 | 3,49 | 2,07 | 2,82 | 3,79 | 22 |
| 23 | 1,71 | 2,50 | 3,47 | 2,07 | 2,81 | 3,77 | 23 |
| 24 | 1,71 | 2,49 | 3,45 | 2,06 | 2,80 | 3,74 | 24 |
| 25 | 1,71 | 2,49 | 3,43 | 2,06 | 2,79 | 3,72 | 25 |
| 26 | 1,71 | 2,48 | 3,42 | 2,06 | 2,78 | 3,71 | 26 |
| 27 | 1,70 | 2,47 | 3,41 | 2,05 | 2,77 | 3,69 | 27 |
| 28 | 1,70 | 2,46 | 3,40 | 2,05 | 2,76 | 3,67 | 28 |
| 29 | 1,70 | 2,46 | 3,39 | 2,04 | 2,75 | 3,66 | 29 |
| 30 | 1,70 | 2,46 | 3,39 | 2,04 | 2,75 | 3,65 | 30 |
| 40 | 1,69 | 2,42 | 3,33 | 2,02 | 2,70 | 3,55 | 40 |
| 50 | 1,68 | 2,39 | 3,28 | 2,01 | 2,66 | 3,50 | 50 |
| 100 | 1,66 | 2,36 | 3,17 | 1,99 | 2,63 | 3,39 | 100 |
| 500 | 1,65 | 2,34 | 3,12 | 1,97 | 2,60 | 3,33 | 500 |
| inf. | 1,65 | 2,33 | 3,09 | 1,96 | 2,58 | 3,29 | inf. |

I I a

DISTRIBUIÇÕES DE FISHER

teste)

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | nf2 ↓ | P |
|-------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-------|------------------|
| | 637 63,7 12,1 | 707 70,7 13,0 | 735 73,5 14,1 | 750 75,0 14,1 | 759 75,9 15,0 | 765 76,5 15,0 | 770 76,9 15,0 | 773 77,3 15,1 | 776 77,6 15,1 | 778 77,8 15,1 | 780 78,0 15,1 | 781 78,2 15,1 | 1 | 0,1% 1% 5% |
| | 31,6 9,92 4,30 | 31,6 9,95 4,36 | 31,6 9,96 4,38 | 31,6 9,96 4,39 | 31,6 9,96 4,39 | 31,6 9,97 4,40 | 31,6 9,97 4,40 | 31,6 9,97 4,40 | 31,6 9,97 4,40 | 31,6 9,97 4,40 | 31,6 9,97 4,41 | 31,6 9,97 4,41 | 2 | 0,1% 1% 5% |
| | 12,9 5,94 3,19 | 12,2 5,55 3,09 | 11,9 5,43 3,05 | 11,7 5,36 3,02 | 11,6 5,31 3,00 | 11,5 5,28 2,99 | 11,5 5,26 2,98 | 11,4 5,24 2,97 | 11,4 5,22 2,97 | 11,4 5,21 2,97 | 11,4 5,20 2,96 | 11,3 5,20 2,95 | 3 | 0,1% 1% 5% |
| | 8,53 4,60 2,78 | 7,79 4,21 2,63 | 7,50 4,09 2,57 | 7,31 4,00 2,53 | 7,19 3,94 2,50 | 7,11 3,90 2,48 | 7,04 3,87 2,47 | 7,00 3,85 2,46 | 6,97 3,83 2,45 | 6,94 3,81 2,44 | 6,91 3,80 2,43 | 6,89 3,79 2,42 | 4 | 0,1% 1% 5% |
| | 6,79 4,03 2,57 | 6,05 3,64 2,41 | 5,76 3,47 2,33 | 5,57 3,37 2,28 | 5,45 3,31 2,25 | 5,37 3,27 2,23 | 5,30 3,23 2,21 | 5,26 3,21 2,20 | 5,22 3,18 2,18 | 5,19 3,16 2,17 | 5,16 3,15 2,16 | 5,14 3,14 2,15 | 5 | 0,1% 1% 5% |
| | 5,91 3,71 2,45 | 5,17 3,30 2,27 | 4,87 3,13 2,18 | 4,68 3,02 2,13 | 4,56 2,96 2,10 | 4,48 2,91 2,08 | 4,41 2,88 2,06 | 4,36 2,85 2,04 | 4,32 2,82 2,02 | 4,29 2,80 2,00 | 4,26 2,79 2,00 | 4,24 2,78 1,99 | 6 | 0,1% 1% 5% |
| | 5,37 3,50 2,36 | 4,63 3,09 2,18 | 4,33 2,91 2,09 | 4,14 2,80 2,03 | 4,02 2,73 1,99 | 3,94 2,68 1,97 | 3,87 2,65 1,95 | 3,82 2,62 1,93 | 3,78 2,59 1,91 | 3,75 2,57 1,90 | 3,72 2,55 1,89 | 3,70 2,54 1,88 | 7 | 0,1% 1% 5% |
| | 5,02 3,36 2,31 | 4,28 2,94 2,11 | 3,98 2,76 2,02 | 3,79 2,65 1,96 | 3,67 2,57 1,92 | 3,59 2,52 1,89 | 3,52 2,49 1,87 | 3,47 2,46 1,85 | 3,43 2,43 1,83 | 3,40 2,41 1,82 | 3,37 2,39 1,81 | 3,35 2,38 1,80 | 8 | 0,1% 1% 5% |
| | 4,47 3,25 2,26 | 4,03 2,83 2,06 | 3,73 2,64 1,94 | 3,54 2,53 1,91 | 3,42 2,45 1,87 | 3,34 2,40 1,84 | 3,27 2,37 1,82 | 3,22 2,34 1,80 | 3,18 2,31 1,78 | 3,15 2,29 1,77 | 3,12 2,27 1,76 | 3,10 2,26 1,75 | 9 | 0,1% 1% 5% |
| | 4,58 3,17 2,23 | 3,85 2,75 2,03 | 3,55 2,56 1,93 | 3,36 2,45 1,86 | 3,24 2,37 1,82 | 3,15 2,32 1,79 | 3,08 2,28 1,77 | 3,03 2,25 1,75 | 2,99 2,22 1,73 | 2,96 2,20 1,72 | 2,93 2,18 1,71 | 2,91 2,17 1,70 | 10 | 0,1% 1% 5% |
| | 4,44 3,10 2,20 | 3,71 2,68 2,00 | 3,41 2,49 1,90 | 3,22 2,38 1,83 | 3,10 2,30 1,79 | 3,01 2,25 1,76 | 2,94 2,21 1,74 | 2,89 2,18 1,72 | 2,85 2,15 1,70 | 2,81 2,13 1,68 | 2,78 2,11 1,67 | 2,76 2,10 1,66 | 11 | 0,1% 1% 5% |
| 2 | 4,32 3,05 2,18 | 3,60 2,63 1,97 | 3,30 2,44 1,87 | 3,11 2,33 1,80 | 2,99 2,25 1,76 | 2,90 2,20 1,73 | 2,83 2,16 1,71 | 2,78 2,12 1,69 | 2,74 2,09 1,67 | 2,70 2,07 1,65 | 2,67 2,05 1,64 | 2,65 2,04 1,63 | 12 | 0,1% 1% 5% |
| 3 | 4,22 3,01 2,16 | 3,51 2,59 1,97 | 3,21 2,40 1,85 | 3,02 2,28 1,78 | 2,90 2,20 1,74 | 2,81 2,15 1,71 | 2,74 2,11 1,68 | 2,69 2,07 1,66 | 2,65 2,04 1,64 | 2,61 2,02 1,62 | 2,58 2,00 1,61 | 2,56 1,99 1,60 | 13 | 0,1% 1% 5% |
| 4 | 4,14 2,98 2,14 | 3,43 2,55 1,93 | 3,13 2,36 1,83 | 2,94 2,24 1,76 | 2,82 2,16 1,72 | 2,73 2,11 1,69 | 2,66 2,07 1,66 | 2,66 2,03 1,64 | 2,57 2,00 1,62 | 2,53 1,98 1,60 | 2,50 1,96 1,59 | 2,48 1,95 1,58 | 14 | 0,1% 1% 5% |
| 5 | 4,05 2,95 2,13 | 3,36 2,52 1,92 | 3,06 2,33 1,83 | 2,87 2,21 1,75 | 2,75 2,13 1,70 | 2,66 2,08 1,67 | 2,59 2,04 1,64 | 2,54 2,00 1,62 | 2,50 1,97 1,60 | 2,46 1,95 1,58 | 2,43 1,93 1,57 | 2,41 1,92 1,56 | 15 | 0,1% 1% 5% |
| 20 | 3,84 2,85 2,09 | 3,15 2,42 1,87 | 2,85 2,22 1,76 | 2,66 2,10 1,69 | 2,54 2,02 1,64 | 2,45 1,97 1,61 | 2,38 1,93 1,58 | 2,33 1,89 1,57 | 2,29 1,86 1,55 | 2,25 1,83 1,53 | 2,22 1,81 1,52 | 2,20 1,80 1,51 | 20 | 0,1% 1% 5% |
| nf1 → | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | nf2 ↑ | P |

b

DISTRIBUIÇÕES DE FISHER

te)

| | 14 | 15 | 20 | 25 | 30 | 35 | 40 | 45 | 50 | 75 | 100 | inf | nf2 ↓ | P |
|----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|-------|------|
| 3 | 784 | 786 | 789 | 790 | 792 | 793 | 794 | 795 | 796 | 797 | 798 | 798 | | 0,1% |
| 3 | 78,4 | 78,6 | 78,9 | 79,0 | 79,2 | 79,3 | 79,4 | 79,6 | 79,7 | 79,8 | 79,8 | 79,8 | 1 | 1% |
| 1 | 15,1 | 15,1 | 15,1 | 15,1 | 15,1 | 15,1 | 15,1 | 15,1 | 15,1 | 15,1 | 15,1 | 15,1 | | 5% |
| 6 | 316 | 316 | 316 | 316 | 316 | 316 | 316 | 316 | 316 | 316 | 316 | 316 | | 0,1% |
| 7 | 9,97 | 9,97 | 9,97 | 9,97 | 9,97 | 9,97 | 9,79 | 9,97 | 9,97 | 9,97 | 9,97 | 9,97 | 2 | 1% |
| 1 | 4,41 | 4,41 | 4,41 | 4,41 | 4,41 | 4,41 | 4,42 | 4,42 | 4,42 | 4,42 | 4,42 | 4,42 | | 5% |
| 3 | 11,3 | 11,3 | 11,2 | 11,2 | 11,2 | 11,2 | 11,2 | 11,2 | 11,2 | 11,2 | 1,12 | 11,1 | | 0,1% |
| 19 | 5,19 | 5,19 | 5,17 | 5,16 | 5,15 | 5,14 | 5,13 | 5,13 | 5,13 | 5,12 | 5,12 | 5,11 | 3 | 1% |
| 95 | 2,95 | 2,95 | 2,94 | 2,94 | 2,94 | 2,93 | 2,93 | 2,92 | 2,92 | 2,92 | 2,92 | 2,91 | | 5% |
| 86 | 6,84 | 6,82 | 6,79 | 6,77 | 6,75 | 6,73 | 6,72 | 6,71 | 6,70 | 6,70 | 6,69 | 6,64 | | 0,1% |
| 78 | 3,77 | 3,77 | 3,74 | 3,73 | 3,72 | 3,71 | 3,70 | 3,70 | 3,70 | 3,69 | 3,69 | 3,67 | 4 | 1% |
| 42 | 2,42 | 2,42 | 2,41 | 2,40 | 2,40 | 2,39 | 2,39 | 2,38 | 2,38 | 2,38 | 2,38 | 2,37 | | 5% |
| 11 | 5,09 | 5,07 | 5,03 | 5,01 | 4,99 | 4,97 | 4,96 | 4,95 | 4,94 | 4,93 | 4,92 | 4,87 | | 0,1% |
| 13 | 3,12 | 3,12 | 3,09 | 3,08 | 3,07 | 3,06 | 3,05 | 3,04 | 3,03 | 3,02 | 3,02 | 3,00 | 5 | 1% |
| 15 | 2,15 | 2,15 | 2,14 | 2,13 | 2,13 | 2,12 | 2,12 | 2,11 | 2,11 | 2,11 | 2,10 | 2,09 | | 5% |
| 21 | 4,19 | 4,17 | 4,13 | 4,11 | 4,09 | 4,07 | 4,06 | 4,05 | 4,04 | 4,03 | 4,02 | 3,97 | | 0,1% |
| 77 | 2,76 | 2,75 | 2,71 | 2,70 | 2,69 | 2,68 | 2,67 | 2,66 | 2,65 | 2,64 | 2,64 | 2,62 | 6 | 1% |
| 99 | 1,98 | 1,98 | 1,97 | 1,96 | 1,96 | 1,95 | 1,95 | 1,94 | 1,94 | 1,93 | 1,92 | 1,91 | | 5% |
| 67 | 3,65 | 3,63 | 3,59 | 3,57 | 3,55 | 3,53 | 3,51 | 3,50 | 3,49 | 3,48 | 3,47 | 3,42 | | 0,1% |
| 53 | 2,52 | 2,51 | 2,47 | 2,46 | 2,45 | 2,44 | 2,43 | 2,42 | 2,41 | 2,40 | 2,40 | 2,38 | 7 | 1% |
| 88 | 1,87 | 1,87 | 1,86 | 1,85 | 1,85 | 1,84 | 1,84 | 1,83 | 1,83 | 1,82 | 1,81 | 1,80 | | 5% |
| 32 | 3,30 | 3,28 | 3,24 | 3,21 | 3,19 | 3,17 | 3,15 | 3,14 | 3,13 | 3,12 | 3,11 | 3,06 | | 0,1% |
| 37 | 2,36 | 2,35 | 2,31 | 2,30 | 2,29 | 2,28 | 2,27 | 2,26 | 2,25 | 2,24 | 2,24 | 2,21 | 8 | 1% |
| 80 | 1,79 | 1,79 | 1,77 | 1,76 | 1,75 | 1,74 | 1,74 | 1,73 | 1,73 | 1,72 | 1,71 | 1,70 | | 5% |
| 07 | 3,05 | 3,03 | 2,99 | 2,96 | 2,93 | 3,91 | 2,89 | 2,88 | 2,87 | 2,85 | 2,84 | 2,79 | | 0,1% |
| 25 | 2,24 | 2,23 | 2,19 | 2,18 | 2,17 | 2,16 | 2,15 | 2,14 | 2,13 | 2,12 | 2,11 | 2,08 | 9 | 1% |
| 75 | 1,74 | 1,74 | 1,72 | 1,71 | 1,70 | 1,69 | 1,69 | 1,68 | 1,68 | 1,67 | 1,66 | 1,65 | | 5% |
| 89 | 2,87 | 2,85 | 2,81 | 2,78 | 2,75 | 2,73 | 2,71 | 2,70 | 2,69 | 2,67 | 2,66 | 2,61 | | 0,1% |
| 16 | 2,15 | 2,14 | 2,10 | 2,08 | 2,07 | 2,06 | 2,05 | 2,04 | 2,03 | 2,02 | 2,01 | 1,98 | 10 | 1% |
| 70 | 1,69 | 1,69 | 1,67 | 1,66 | 1,65 | 1,64 | 1,64 | 1,63 | 1,63 | 1,62 | 1,61 | 1,59 | | 5% |
| 73 | 2,71 | 2,69 | 2,65 | 2,62 | 2,59 | 2,57 | 2,55 | 2,54 | 2,53 | 2,51 | 2,50 | 2,45 | | 0,1% |
| 09 | 2,08 | 2,07 | 2,02 | 2,00 | 1,99 | 1,98 | 1,97 | 1,96 | 1,95 | 1,94 | 1,93 | 1,90 | 11 | 1% |
| 66 | 1,65 | 1,65 | 1,63 | 1,62 | 1,61 | 1,60 | 1,60 | 1,59 | 1,59 | 1,58 | 1,57 | 1,55 | | 5% |
| 62 | 2,59 | 2,57 | 2,53 | 2,50 | 2,47 | 2,45 | 2,43 | 2,42 | 2,41 | 2,39 | 2,38 | 2,33 | | 0,1% |
| 03 | 2,02 | 2,01 | 1,96 | 1,94 | 1,92 | 1,91 | 1,90 | 1,89 | 1,88 | 1,87 | 1,86 | 1,83 | 12 | 1% |
| 63 | 1,62 | 1,62 | 1,60 | 1,59 | 1,58 | 1,57 | 1,57 | 1,56 | 1,56 | 1,55 | 1,54 | 1,52 | | 5% |
| 53 | 2,50 | 2,48 | 2,44 | 2,41 | 2,38 | 2,36 | 2,34 | 2,33 | 2,32 | 2,30 | 2,29 | 2,24 | | 0,1% |
| 98 | 1,97 | 1,96 | 1,91 | 1,89 | 1,87 | 1,86 | 1,85 | 1,84 | 1,83 | 1,82 | 1,81 | 1,78 | 13 | 1% |
| 60 | 1,59 | 1,59 | 1,57 | 1,56 | 1,55 | 1,54 | 1,54 | 1,53 | 1,53 | 1,52 | 1,51 | 1,49 | | 5% |
| 45 | 2,42 | 2,40 | 2,36 | 2,33 | 2,30 | 2,28 | 2,26 | 2,25 | 2,24 | 2,22 | 2,21 | 2,16 | | 0,1% |
| 94 | 1,93 | 1,92 | 1,87 | 1,85 | 1,83 | 1,82 | 1,81 | 1,80 | 1,79 | 1,78 | 1,77 | 1,73 | 14 | 1% |
| 58 | 1,57 | 1,57 | 1,55 | 1,53 | 1,52 | 1,51 | 1,51 | 1,50 | 1,50 | 1,49 | 1,48 | 1,46 | | 5% |
| 38 | 2,35 | 2,33 | 2,29 | 2,26 | 2,23 | 2,21 | 2,19 | 2,18 | 2,17 | 2,15 | 2,14 | 2,08 | | 0,1% |
| 91 | 1,90 | 1,89 | 1,84 | 1,81 | 1,79 | 1,78 | 1,77 | 1,76 | 1,75 | 1,74 | 1,73 | 1,69 | 15 | 1% |
| 56 | 1,55 | 1,55 | 1,53 | 1,51 | 1,50 | 1,49 | 1,49 | 1,48 | 1,48 | 1,47 | 1,46 | 1,44 | | 5% |
| 17 | 2,14 | 2,12 | 2,08 | 2,04 | 2,01 | 1,99 | 1,97 | 1,96 | 1,95 | 1,93 | 1,92 | 1,86 | | 0,1% |
| 79 | 1,78 | 1,77 | 1,72 | 1,69 | 1,67 | 1,65 | 1,64 | 1,63 | 1,62 | 1,61 | 1,60 | 1,56 | 20 | 1% |
| 50 | 1,49 | 1,49 | 1,46 | 1,44 | 1,43 | 1,42 | 1,42 | 1,41 | 1,41 | 1,40 | 1,39 | 1,36 | | 5% |
| 13 | 14 | 15 | 20 | 25 | 30 | 35 | 40 | 45 | 50 | 75 | 100 | inf | nf2 ↑ | P |

T Á B U

LIMITES UNILATERAIS DA

(Tet

| P | ↓ nf2 | 12 | 11 | 10 | 9 | 8 | 7 | 6 | 5 | 4 | 3 | 2 | 1 | ← nf1 |
|------|-------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|-------|-------|
| 0,1% | 20 | 0,40 | 0,38 | 0,36 | 0,33 | 0,31 | 0,28 | 0,24 | 0,20 | 0,15 | 0,09 | 0,03 | 0,001 | 20 |
| 1% | | 0,51 | 0,50 | 0,47 | 0,46 | 0,43 | 0,40 | 0,37 | 0,32 | 0,27 | 0,19 | 0,19 | 0,013 | |
| 5% | | 0,63 | 0,61 | 0,60 | 0,58 | 0,56 | 0,54 | 0,51 | 0,47 | 0,41 | 0,34 | 0,23 | 0,066 | |
| 0,1% | 25 | 0,40 | 0,38 | 0,36 | 0,34 | 0,31 | 0,28 | 0,24 | 0,20 | 0,15 | 0,09 | 0,03 | 0,001 | 25 |
| 1% | | 0,52 | 0,50 | 0,48 | 0,46 | 0,43 | 0,41 | 0,37 | 0,32 | 0,27 | 0,19 | 0,10 | 0,013 | |
| 5% | | 0,63 | 0,62 | 0,60 | 0,58 | 0,57 | 0,54 | 0,51 | 0,47 | 0,42 | 0,34 | 0,23 | 0,066 | |
| 0,1% | 30 | 0,40 | 0,39 | 0,36 | 0,34 | 0,31 | 0,28 | 0,24 | 0,20 | 0,15 | 0,09 | 0,03 | 0,001 | 30 |
| 1% | | 0,52 | 0,50 | 0,48 | 0,46 | 0,44 | 0,41 | 0,37 | 0,33 | 0,27 | 0,19 | 0,10 | 0,013 | |
| 5% | | 0,63 | 0,62 | 0,61 | 0,59 | 0,57 | 0,54 | 0,51 | 0,47 | 0,42 | 0,34 | 0,23 | 0,066 | |
| 0,1% | 35 | 0,41 | 0,39 | 0,37 | 0,34 | 0,32 | 0,28 | 0,25 | 0,20 | 0,15 | 0,09 | 0,03 | 0,001 | 35 |
| 1% | | 0,52 | 0,51 | 0,49 | 0,46 | 0,44 | 0,41 | 0,37 | 0,33 | 0,27 | 0,19 | 0,10 | 0,013 | |
| 5% | | 0,64 | 0,63 | 0,61 | 0,59 | 0,57 | 0,54 | 0,51 | 0,47 | 0,42 | 0,34 | 0,23 | 0,066 | |
| 0,1% | 40 | 0,41 | 0,39 | 0,37 | 0,35 | 0,32 | 0,28 | 0,25 | 0,20 | 0,15 | 0,09 | 0,03 | 0,001 | 40 |
| 1% | | 0,53 | 0,51 | 0,49 | 0,47 | 0,44 | 0,41 | 0,37 | 0,33 | 0,27 | 0,19 | 0,10 | 0,013 | |
| 5% | | 0,64 | 0,63 | 0,61 | 0,59 | 0,57 | 0,54 | 0,51 | 0,47 | 0,42 | 0,34 | 0,23 | 0,066 | |
| 0,1% | 45 | 0,41 | 0,39 | 0,37 | 0,35 | 0,32 | 0,29 | 0,25 | 0,20 | 0,15 | 0,09 | 0,03 | 0,001 | 45 |
| 1% | | 0,53 | 0,51 | 0,49 | 0,47 | 0,44 | 0,41 | 0,38 | 0,33 | 0,27 | 0,20 | 0,10 | 0,013 | |
| 5% | | 0,64 | 0,63 | 0,61 | 0,60 | 0,58 | 0,55 | 0,52 | 0,47 | 0,42 | 0,34 | 0,23 | 0,066 | |
| 0,1% | 50 | 0,41 | 0,40 | 0,37 | 0,35 | 0,32 | 0,29 | 0,25 | 0,20 | 0,15 | 0,09 | 0,03 | 0,001 | 50 |
| 1% | | 0,53 | 0,51 | 0,49 | 0,47 | 0,44 | 0,41 | 0,38 | 0,33 | 0,27 | 0,20 | 0,10 | 0,013 | |
| 5% | | 0,64 | 0,63 | 0,61 | 0,60 | 0,58 | 0,55 | 0,52 | 0,47 | 0,42 | 0,34 | 0,23 | 0,066 | |
| 0,1% | 75 | 0,42 | 0,40 | 0,37 | 0,35 | 0,32 | 0,29 | 0,25 | 0,20 | 0,15 | 0,09 | 0,03 | 0,001 | 75 |
| 1% | | 0,53 | 0,52 | 0,50 | 0,47 | 0,45 | 0,42 | 0,38 | 0,33 | 0,27 | 0,20 | 0,10 | 0,013 | |
| 5% | | 0,65 | 0,63 | 0,62 | 0,60 | 0,58 | 0,55 | 0,52 | 0,47 | 0,42 | 0,34 | 0,23 | 0,066 | |
| 0,1% | 100 | 0,42 | 0,40 | 0,38 | 0,35 | 0,32 | 0,29 | 0,25 | 0,20 | 0,15 | 0,09 | 0,03 | 0,001 | 100 |
| 1% | | 0,54 | 0,52 | 0,50 | 0,47 | 0,45 | 0,42 | 0,38 | 0,33 | 0,27 | 0,20 | 0,10 | 0,013 | |
| 5% | | 0,65 | 0,64 | 0,62 | 0,60 | 0,58 | 0,55 | 0,52 | 0,48 | 0,42 | 0,34 | 0,23 | 0,066 | |
| 0,1% | 500 | 0,43 | 0,41 | 0,38 | 0,36 | 0,33 | 0,29 | 0,25 | 0,21 | 0,15 | 0,09 | 0,03 | 0,001 | 500 |
| 1% | | 0,55 | 0,53 | 0,51 | 0,48 | 0,45 | 0,42 | 0,28 | 0,33 | 0,27 | 0,20 | 0,10 | 0,013 | |
| 5% | | 0,66 | 0,65 | 0,63 | 0,61 | 0,59 | 0,56 | 0,52 | 0,48 | 0,42 | 0,34 | 0,23 | 0,066 | |
| 0,1% | inf | 0,43 | 0,41 | 0,38 | 0,36 | 0,33 | 0,29 | 0,25 | 0,21 | 0,15 | 0,09 | 0,03 | 0,001 | inf |
| 1% | | 0,55 | 0,53 | 0,51 | 0,48 | 0,45 | 0,42 | 0,38 | 0,33 | 0,27 | 0,20 | 0,10 | 0,013 | |
| 5% | | 0,66 | 0,65 | 0,63 | 0,61 | 0,59 | 0,56 | 0,52 | 0,48 | 0,42 | 0,34 | 0,23 | 0,066 | |
| P | ↑ nf2 | 12 | 11 | 10 | 9 | 8 | 7 | 6 | 5 | 4 | 3 | 2 | 1 | ← nf1 |

I I c

DISTRIBUIÇÕES DE FISHER

teste)

| nf1 → | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | nf2 ↓ | P |
|-------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-------|------------------|
| 20 | 3,84 2,85 2,09 | 3,15 2,42 1,87 | 2,85 2,22 1,76 | 2,66 2,10 1,69 | 2,54 2,02 1,64 | 2,45 1,97 1,61 | 2,38 1,93 1,58 | 2,33 1,89 1,57 | 2,29 1,86 1,55 | 2,25 1,83 1,53 | 2,22 1,81 1,52 | 2,20 1,80 1,51 | 20 | 0,1% 1% 5% |
| 25 | 3,73 2,79 2,06 | 3,04 2,36 1,84 | 2,74 2,16 1,73 | 2,55 2,04 1,66 | 2,43 1,96 1,61 | 2,34 1,90 1,58 | 2,27 1,86 1,55 | 2,22 1,82 1,53 | 2,18 1,79 1,51 | 2,14 1,76 1,49 | 2,11 1,74 1,48 | 2,08 1,73 1,47 | 25 | 0,1% 1% 5% |
| 30 | 3,65 2,75 2,04 | 2,96 2,32 1,82 | 2,66 2,12 1,71 | 2,47 2,00 1,64 | 2,35 1,92 1,59 | 2,26 1,86 1,56 | 2,19 1,82 1,53 | 2,14 1,78 1,51 | 2,10 1,74 1,49 | 2,06 1,71 1,47 | 2,03 1,69 1,46 | 2,00 1,68 1,45 | 30 | 0,1% 1% 5% |
| 35 | 3,59 2,73 2,03 | 2,90 2,30 1,81 | 2,60 2,10 1,70 | 2,41 1,98 1,63 | 2,29 1,90 1,58 | 2,20 1,83 1,54 | 2,13 1,79 1,51 | 2,08 1,75 1,49 | 2,04 1,71 1,47 | 2,00 1,68 1,45 | 1,97 1,66 1,44 | 1,94 1,65 1,43 | 35 | 0,1% 1% 5% |
| 40 | 3,56 2,71 2,02 | 2,87 2,28 1,80 | 2,57 2,08 1,69 | 2,38 1,96 1,62 | 2,26 1,88 1,57 | 2,17 1,81 1,53 | 2,10 1,77 1,50 | 2,05 1,73 1,47 | 2,01 1,69 1,45 | 1,97 1,66 1,43 | 1,94 1,64 1,42 | 1,91 1,63 1,40 | 40 | 0,1% 1% 5% |
| 45 | 3,51 2,69 2,01 | 2,84 2,26 1,79 | 2,54 2,06 1,68 | 2,35 1,94 1,61 | 2,23 1,86 1,56 | 2,14 1,79 1,52 | 2,07 1,75 1,49 | 2,02 1,71 1,46 | 1,98 1,67 1,44 | 1,94 1,64 1,42 | 1,91 1,62 1,41 | 1,88 1,61 1,39 | 45 | 0,1% 1% 5% |
| 50 | 3,49 2,68 2,00 | 2,82 2,25 1,78 | 2,52 2,05 1,67 | 2,33 1,93 1,60 | 2,21 1,85 1,55 | 2,12 1,78 1,51 | 2,05 1,74 1,48 | 2,00 1,70 1,45 | 1,96 1,66 1,43 | 1,92 1,63 1,41 | 1,89 1,61 1,40 | 1,86 1,60 1,38 | 50 | 0,1% 1% 5% |
| 75 | 3,43 2,65 1,59 | 2,76 2,22 1,77 | 2,46 2,02 1,65 | 2,27 1,90 1,58 | 2,15 1,82 1,53 | 2,06 1,75 1,49 | 1,99 1,71 1,46 | 1,94 1,67 1,43 | 1,90 1,63 1,41 | 1,86 1,60 1,39 | 1,83 1,58 1,38 | 1,80 1,57 1,36 | 75 | 0,1% 1% 5% |
| 100 | 3,39 2,64 1,98 | 2,72 2,21 1,76 | 2,42 2,00 1,64 | 2,23 1,88 1,57 | 2,11 1,80 1,52 | 2,02 1,73 1,48 | 1,95 1,69 1,45 | 1,90 1,65 1,42 | 1,86 1,61 1,40 | 1,82 1,58 1,38 | 1,79 1,56 1,37 | 1,76 1,55 1,35 | 100 | 0,1% 1% 5% |
| 500 | 3,33 2,60 1,97 | 2,66 2,17 1,74 | 2,36 1,96 1,62 | 2,17 1,84 1,55 | 2,05 1,76 1,50 | 1,96 1,69 1,46 | 1,89 1,65 1,43 | 1,84 1,61 1,40 | 1,80 1,57 1,38 | 1,76 1,54 1,36 | 1,73 1,52 1,35 | 1,70 1,50 1,34 | 500 | 0,1% 1% 5% |
| inf. | 3,29 2,58 1,96 | 2,63 2,15 1,73 | 2,33 1,95 1,61 | 2,15 1,82 1,54 | 2,02 1,74 1,49 | 1,93 1,67 1,45 | 1,86 1,62 1,42 | 1,81 1,58 1,39 | 1,77 1,55 1,37 | 1,72 1,52 1,35 | 1,69 1,50 1,34 | 1,66 1,48 1,33 | inf. | 0,1% 1% 5% |
| nf1 → | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | nf2 ↑ | P |

T Á B U A

LIMITES UNILATERAIS DAS

(Teta-

| P | nf2 ↓ | inf | 100 | 75 | 50 | 45 | 40 | 35 | 30 | 25 | 20 | 15 | 14 | 13 | nf1 ← |
|------|-------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|-------|
| 0,1% | 20 | 0,66 | 0,62 | 0,60 | 0,58 | 0,56 | 0,56 | 0,53 | 0,51 | 0,48 | 0,44 | 0,42 | 0,41 | 0,40 | 20 |
| 1% | | 0,73 | 0,69 | 0,68 | 0,66 | 0,66 | 0,65 | 0,64 | 0,63 | 0,61 | 0,58 | 0,54 | 0,53 | 0,52 | |
| 5% | | 0,80 | 0,78 | 0,77 | 0,76 | 0,75 | 0,75 | 0,73 | 0,72 | 0,70 | 0,68 | 0,65 | 0,65 | 0,64 | |
| 0,1% | 25 | 0,69 | 0,64 | 0,62 | 0,60 | 0,59 | 0,58 | 0,57 | 0,55 | 0,52 | 0,49 | 0,44 | 0,43 | 0,41 | 25 |
| 1% | | 0,75 | 0,70 | 0,69 | 0,68 | 0,67 | 0,66 | 0,65 | 0,64 | 0,62 | 0,59 | 0,55 | 0,54 | 0,53 | |
| 5% | | 0,81 | 0,79 | 0,78 | 0,77 | 0,76 | 0,76 | 0,74 | 0,73 | 0,71 | 0,69 | 0,66 | 0,65 | 0,64 | |
| 0,1% | 30 | 0,70 | 0,65 | 0,63 | 0,61 | 0,61 | 0,59 | 0,58 | 0,56 | 0,53 | 0,50 | 0,45 | 0,43 | 0,42 | 30 |
| 1% | | 0,76 | 0,72 | 0,71 | 0,69 | 0,68 | 0,68 | 0,66 | 0,65 | 0,63 | 0,60 | 0,56 | 0,55 | 0,53 | |
| 5% | | 0,83 | 0,79 | 0,79 | 0,78 | 0,78 | 0,76 | 0,75 | 0,74 | 0,72 | 0,70 | 0,67 | 0,66 | 0,65 | |
| 0,1% | 35 | 0,72 | 0,67 | 0,64 | 0,63 | 0,62 | 0,60 | 0,59 | 0,56 | 0,54 | 0,50 | 0,45 | 0,44 | 0,42 | 35 |
| 1% | | 0,77 | 0,73 | 0,72 | 0,70 | 0,69 | 0,68 | 0,67 | 0,65 | 0,63 | 0,61 | 0,56 | 0,55 | 0,54 | |
| 5% | | 0,83 | 0,80 | 0,79 | 0,78 | 0,78 | 0,77 | 0,75 | 0,74 | 0,72 | 0,70 | 0,67 | 0,66 | 0,65 | |
| 0,1% | 40 | 0,74 | 0,68 | 0,65 | 0,63 | 0,63 | 0,61 | 0,60 | 0,57 | 0,54 | 0,51 | 0,46 | 0,44 | 0,43 | 40 |
| 1% | | 0,79 | 0,74 | 0,73 | 0,71 | 0,70 | 0,69 | 0,68 | 0,66 | 0,64 | 0,61 | 0,56 | 0,55 | 0,54 | |
| 5% | | 0,85 | 0,81 | 0,79 | 0,78 | 0,78 | 0,77 | 0,75 | 0,74 | 0,72 | 0,70 | 0,67 | 0,66 | 0,65 | |
| 0,1% | 45 | 0,75 | 0,68 | 0,66 | 0,64 | 0,63 | 0,61 | 0,60 | 0,57 | 0,55 | 0,51 | 0,46 | 0,44 | 0,43 | 45 |
| 1% | | 0,80 | 0,75 | 0,74 | 0,71 | 0,71 | 0,69 | 0,68 | 0,66 | 0,64 | 0,61 | 0,57 | 0,56 | 0,54 | |
| 5% | | 0,85 | 0,81 | 0,80 | 0,79 | 0,78 | 0,78 | 0,76 | 0,75 | 0,73 | 0,71 | 0,68 | 0,67 | 0,65 | |
| 0,1% | 50 | 0,76 | 0,69 | 0,67 | 0,64 | 0,63 | 0,62 | 0,61 | 0,57 | 0,55 | 0,51 | 0,46 | 0,45 | 0,43 | 50 |
| 1% | | 0,81 | 0,75 | 0,74 | 0,72 | 0,71 | 0,70 | 0,68 | 0,67 | 0,65 | 0,62 | 0,57 | 0,56 | 0,55 | |
| 5% | | 0,86 | 0,82 | 0,80 | 0,79 | 0,78 | 0,78 | 0,76 | 0,75 | 0,73 | 0,71 | 0,68 | 0,67 | 0,65 | |
| 0,1% | 75 | 0,80 | 0,71 | 0,69 | 0,66 | 0,65 | 0,63 | 0,62 | 0,59 | 0,56 | 0,52 | 0,47 | 0,45 | 0,43 | 75 |
| 1% | | 0,84 | 0,78 | 0,76 | 0,72 | 0,72 | 0,71 | 0,69 | 0,68 | 0,65 | 0,62 | 0,57 | 0,56 | 0,55 | |
| 5% | | 0,88 | 0,84 | 0,83 | 0,80 | 0,79 | 0,79 | 0,77 | 0,76 | 0,74 | 0,71 | 0,68 | 0,67 | 0,66 | |
| 0,1% | 100 | 0,83 | 0,78 | 0,70 | 0,67 | 0,66 | 0,64 | 0,63 | 0,59 | 0,56 | 0,52 | 0,47 | 0,45 | 0,44 | 100 |
| 1% | | 0,87 | 0,79 | 0,77 | 0,74 | 0,73 | 0,71 | 0,70 | 0,68 | 0,66 | 0,63 | 0,58 | 0,56 | 0,55 | |
| 5% | | 0,90 | 0,85 | 0,83 | 0,81 | 0,80 | 0,79 | 0,78 | 0,76 | 0,75 | 0,72 | 0,68 | 0,68 | 0,66 | |
| 0,1% | 500 | 0,91 | 0,72 | 0,75 | 0,71 | 0,68 | 0,66 | 0,64 | 0,60 | 0,57 | 0,53 | 0,48 | 0,46 | 0,45 | 500 |
| 1% | | 0,93 | 0,83 | 0,81 | 0,78 | 0,75 | 0,73 | 0,71 | 0,69 | 0,67 | 0,64 | 0,59 | 0,57 | 0,56 | |
| 5% | | 0,95 | 0,88 | 0,87 | 0,84 | 0,82 | 0,81 | 0,79 | 0,77 | 0,76 | 0,73 | 0,69 | 0,68 | 0,67 | |
| 0,1% | inf | 1,00 | 0,78 | 0,75 | 0,71 | 0,69 | 0,67 | 0,65 | 0,61 | 0,58 | 0,54 | 0,48 | 0,46 | 0,45 | inf |
| 1% | | 1,00 | 0,84 | 0,81 | 0,78 | 0,76 | 0,74 | 0,72 | 0,70 | 0,68 | 0,64 | 0,59 | 0,58 | 0,56 | |
| 5% | | 1,00 | 0,88 | 0,87 | 0,84 | 0,83 | 0,82 | 0,80 | 0,78 | 0,76 | 0,74 | 0,69 | 0,68 | 0,67 | |
| P | ↑nf2 | inf | 100 | 75 | 50 | 45 | 40 | 35 | 30 | 25 | 20 | 15 | 14 | 13 | nf1 ← |

I I d

DISTRIBUIÇÕES DE FISHER

teste)

| nf1 → | 13 | 14 | 15 | 20 | 25 | 30 | 35 | 40 | 45 | 50 | 75 | 100 | inf | nf2 ↓ | P |
|-------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|-------|------|
| 20 | 2,17 | 2,14 | 2,12 | 2,08 | 2,04 | 2,01 | 1,99 | 1,97 | 1,96 | 1,95 | 1,93 | 1,92 | 1,86 | 20 | 0,1% |
| | 1,79 | 1,78 | 1,77 | 1,72 | 1,69 | 1,67 | 1,65 | 1,64 | 1,63 | 1,62 | 1,61 | 1,60 | 1,56 | | 1% |
| | 1,50 | 1,49 | 1,49 | 1,46 | 1,44 | 1,43 | 1,42 | 1,42 | 1,41 | 1,41 | 1,40 | 1,39 | 1,36 | | 5% |
| 25 | 2,05 | 2,02 | 2,00 | 1,95 | 1,91 | 1,88 | 1,86 | 1,84 | 1,83 | 1,82 | 1,79 | 1,78 | 1,72 | 25 | 0,1% |
| | 1,72 | 1,71 | 1,70 | 1,65 | 1,62 | 1,60 | 1,58 | 1,57 | 1,56 | 1,55 | 1,53 | 1,52 | 1,47 | | 1% |
| | 1,46 | 1,45 | 1,45 | 1,42 | 1,40 | 1,39 | 1,38 | 1,38 | 1,37 | 1,37 | 1,35 | 1,34 | 1,31 | | 5% |
| 30 | 1,97 | 1,94 | 1,92 | 1,87 | 1,83 | 1,80 | 1,78 | 1,76 | 1,75 | 1,74 | 1,70 | 1,69 | 1,63 | 30 | 0,1% |
| | 1,67 | 1,66 | 1,65 | 1,60 | 1,57 | 1,55 | 1,53 | 1,52 | 1,51 | 1,50 | 1,48 | 1,47 | 1,42 | | 1% |
| | 1,44 | 1,43 | 1,42 | 1,39 | 1,37 | 1,36 | 1,35 | 1,35 | 1,34 | 1,34 | 1,32 | 1,31 | 1,27 | | 5% |
| 35 | 1,91 | 1,87 | 1,85 | 1,80 | 1,76 | 1,72 | 1,69 | 1,67 | 1,66 | 1,65 | 1,61 | 1,60 | 1,53 | 35 | 0,1% |
| | 1,64 | 1,63 | 1,62 | 1,57 | 1,54 | 1,51 | 1,49 | 1,48 | 1,47 | 1,46 | 1,44 | 1,43 | 1,38 | | 1% |
| | 1,42 | 1,41 | 1,40 | 1,37 | 1,35 | 1,34 | 1,33 | 1,33 | 1,32 | 1,32 | 1,30 | 1,29 | 1,25 | | 5% |
| 40 | 1,88 | 1,84 | 1,82 | 1,77 | 1,73 | 1,69 | 1,66 | 1,64 | 1,63 | 1,62 | 1,58 | 1,56 | 1,49 | 40 | 0,1% |
| | 1,62 | 1,61 | 1,60 | 1,54 | 1,51 | 1,48 | 1,46 | 1,45 | 1,44 | 1,43 | 1,41 | 1,40 | 1,35 | | 1% |
| | 1,39 | 1,38 | 1,37 | 1,34 | 1,32 | 1,31 | 1,30 | 1,30 | 1,29 | 1,29 | 1,27 | 1,26 | 1,22 | | 5% |
| 45 | 1,84 | 1,80 | 1,78 | 1,73 | 1,69 | 1,65 | 1,62 | 1,60 | 1,59 | 1,58 | 1,54 | 1,52 | 1,45 | 45 | 0,1% |
| | 1,60 | 1,59 | 1,58 | 1,52 | 1,49 | 1,46 | 1,44 | 1,42 | 1,41 | 1,40 | 1,38 | 1,37 | 1,31 | | 1% |
| | 1,38 | 1,37 | 1,36 | 1,33 | 1,31 | 1,30 | 1,29 | 1,29 | 1,28 | 1,28 | 1,26 | 1,25 | 1,21 | | 5% |
| 50 | 1,82 | 1,78 | 1,76 | 1,71 | 1,67 | 1,63 | 1,60 | 1,58 | 1,57 | 1,56 | 1,52 | 1,50 | 1,40 | 50 | 0,1% |
| | 1,59 | 1,58 | 1,57 | 1,51 | 1,48 | 1,45 | 1,43 | 1,41 | 1,40 | 1,39 | 1,37 | 1,35 | 1,28 | | 1% |
| | 1,37 | 1,36 | 1,35 | 1,32 | 1,30 | 1,29 | 1,28 | 1,28 | 1,27 | 1,27 | 1,25 | 1,24 | 1,19 | | 5% |
| 75 | 1,76 | 1,73 | 1,71 | 1,66 | 1,62 | 1,58 | 1,55 | 1,53 | 1,51 | 1,49 | 1,45 | 1,43 | 1,33 | 75 | 0,1% |
| | 1,56 | 1,55 | 1,54 | 1,47 | 1,44 | 1,41 | 1,39 | 1,37 | 1,36 | 1,35 | 1,32 | 1,30 | 1,24 | | 1% |
| | 1,35 | 1,34 | 1,33 | 1,30 | 1,28 | 1,27 | 1,26 | 1,26 | 1,25 | 1,24 | 1,21 | 1,20 | 1,15 | | 5% |
| 100 | 1,72 | 1,69 | 1,67 | 1,62 | 1,57 | 1,53 | 1,50 | 1,48 | 1,46 | 1,44 | 1,40 | 1,38 | 1,28 | 100 | 0,1% |
| | 1,54 | 1,53 | 1,52 | 1,45 | 1,42 | 1,39 | 1,37 | 1,35 | 1,34 | 1,33 | 1,29 | 1,26 | 1,20 | | 1% |
| | 1,34 | 1,33 | 1,32 | 1,29 | 1,27 | 1,26 | 1,25 | 1,24 | 1,23 | 1,22 | 1,19 | 1,18 | 1,13 | | 5% |
| 500 | 1,66 | 1,63 | 1,61 | 1,52 | 1,46 | 1,42 | 1,39 | 1,37 | 1,35 | 1,33 | 1,28 | 1,26 | 1,11 | 500 | 0,1% |
| | 1,48 | 1,46 | 1,45 | 1,38 | 1,34 | 1,31 | 1,29 | 1,28 | 1,27 | 1,26 | 1,21 | 1,18 | 1,08 | | 1% |
| | 1,32 | 1,31 | 1,30 | 1,26 | 1,23 | 1,21 | 1,20 | 1,19 | 1,19 | 1,18 | 1,15 | 1,13 | 1,05 | | 5% |
| nf | 1,63 | 1,61 | 1,59 | 1,51 | 1,45 | 1,41 | 1,38 | 1,36 | 1,33 | 1,31 | 1,25 | 1,24 | 1,00 | inf | 0,1% |
| | 1,46 | 1,44 | 1,43 | 1,37 | 1,33 | 1,30 | 1,28 | 1,26 | 1,25 | 1,24 | 1,19 | 1,15 | 1,00 | | 1% |
| | 1,31 | 1,30 | 1,29 | 1,25 | 1,23 | 1,20 | 1,19 | 1,18 | 1,17 | 1,16 | 1,13 | 1,11 | 1,00 | | 5% |
| → nf1 | 13 | 14 | 15 | 20 | 25 | 30 | 35 | 40 | 45 | 50 | 75 | 100 | inf | nf2 ↑ | P |

T Á B U A
LIMITES BILATERAIS DAS
(Teta-

| P | ↓nf2 | 12 | 11 | 10 | 9 | 8 | 7 | 6 | 5 | 4 | 3 | 2 | 1 | ←nf1 |
|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|-------|--------|------|
| 0,1% | 1 | 0,21 | 0,21 | 0,20 | 0,19 | 0,18 | 0,17 | 0,15 | 0,13 | 0,10 | 0,06 | 0,016 | 0,0008 | 1 |
| 1% | | 0,29 | 0,29 | 0,28 | 0,27 | 0,26 | 0,25 | 0,23 | 0,21 | 0,21 | 0,14 | 0,08 | 0,008 | |
| 5% | | 0,39 | 0,39 | 0,38 | 0,37 | 0,36 | 0,35 | 0,34 | 0,32 | 0,30 | 0,24 | 0,16 | 0,05 | |
| 0,1% | 2 | 0,26 | 0,25 | 0,24 | 0,23 | 0,21 | 0,19 | 0,17 | 0,14 | 0,11 | 0,06 | 0,016 | 0,0007 | 2 |
| 1% | | 0,35 | 0,34 | 0,33 | 0,31 | 0,30 | 0,28 | 0,26 | 0,23 | 0,19 | 0,14 | 0,08 | 0,007 | |
| 5% | | 0,44 | 0,43 | 0,42 | 0,41 | 0,40 | 0,39 | 0,37 | 0,34 | 0,31 | 0,24 | 0,16 | 0,04 | |
| 0,1% | 3 | 0,28 | 0,27 | 0,26 | 0,24 | 0,22 | 0,20 | 0,18 | 0,15 | 0,11 | 0,06 | 0,016 | 0,0007 | 3 |
| 1% | | 0,37 | 0,36 | 0,35 | 0,34 | 0,32 | 0,30 | 0,28 | 0,25 | 0,20 | 0,14 | 0,08 | 0,007 | |
| 5% | | 0,47 | 0,46 | 0,45 | 0,44 | 0,43 | 0,41 | 0,39 | 0,36 | 0,32 | 0,25 | 0,16 | 0,04 | |
| 0,1% | 4 | 0,30 | 0,29 | 0,27 | 0,25 | 0,23 | 0,21 | 0,18 | 0,16 | 0,12 | 0,06 | 0,016 | 0,0007 | 4 |
| 1% | | 0,39 | 0,38 | 0,37 | 0,35 | 0,34 | 0,31 | 0,29 | 0,25 | 0,21 | 0,15 | 0,08 | 0,007 | |
| 5% | | 0,49 | 0,48 | 0,47 | 0,46 | 0,44 | 0,42 | 0,40 | 0,37 | 0,32 | 0,25 | 0,16 | 0,04 | |
| 0,1% | 5 | 0,31 | 0,30 | 0,28 | 0,27 | 0,24 | 0,22 | 0,19 | 0,16 | 0,12 | 0,06 | 0,016 | 0,0007 | 5 |
| 1% | | 0,41 | 0,40 | 0,38 | 0,37 | 0,35 | 0,32 | 0,30 | 0,26 | 0,20 | 0,15 | 0,08 | 0,007 | |
| 5% | | 0,51 | 0,50 | 0,49 | 0,47 | 0,46 | 0,43 | 0,41 | 0,37 | 0,32 | 0,25 | 0,16 | 0,04 | |
| 0,1% | 6 | 0,32 | 0,31 | 0,29 | 0,27 | 0,25 | 0,23 | 0,19 | 0,16 | 0,12 | 0,06 | 0,016 | 0,0007 | 6 |
| 1% | | 0,42 | 0,40 | 0,39 | 0,37 | 0,35 | 0,33 | 0,30 | 0,26 | 0,21 | 0,15 | 0,08 | 0,007 | |
| 5% | | 0,52 | 0,51 | 0,50 | 0,48 | 0,47 | 0,44 | 0,42 | 0,38 | 0,33 | 0,26 | 0,16 | 0,04 | |
| 0,1% | 7 | 0,33 | 0,32 | 0,30 | 0,28 | 0,25 | 0,23 | 0,20 | 0,16 | 0,12 | 0,06 | 0,016 | 0,0006 | 7 |
| 1% | | 0,43 | 0,41 | 0,40 | 0,38 | 0,36 | 0,33 | 0,30 | 0,27 | 0,21 | 0,15 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,53 | 0,52 | 0,50 | 0,49 | 0,47 | 0,45 | 0,42 | 0,38 | 0,33 | 0,26 | 0,16 | 0,03 | |
| 0,1% | 8 | 0,34 | 0,32 | 0,30 | 0,28 | 0,26 | 0,23 | 0,20 | 0,17 | 0,12 | 0,06 | 0,016 | 0,0006 | 8 |
| 1% | | 0,44 | 0,42 | 0,40 | 0,39 | 0,36 | 0,34 | 0,31 | 0,27 | 0,22 | 0,15 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,53 | 0,52 | 0,51 | 0,50 | 0,48 | 0,45 | 0,43 | 0,39 | 0,34 | 0,26 | 0,16 | 0,03 | |
| 0,1% | 9 | 0,34 | 0,33 | 0,31 | 0,29 | 0,26 | 0,24 | 0,20 | 0,17 | 0,12 | 0,06 | 0,016 | 0,0006 | 9 |
| 1% | | 0,44 | 0,43 | 0,41 | 0,39 | 0,37 | 0,34 | 0,31 | 0,27 | 0,22 | 0,15 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,54 | 0,53 | 0,52 | 0,50 | 0,48 | 0,46 | 0,43 | 0,39 | 0,34 | 0,26 | 0,16 | 0,03 | |
| 0,1% | 10 | 0,35 | 0,33 | 0,31 | 0,29 | 0,26 | 0,24 | 0,20 | 0,17 | 0,12 | 0,06 | 0,016 | 0,0006 | 10 |
| 1% | | 0,45 | 0,43 | 0,41 | 0,39 | 0,37 | 0,34 | 0,31 | 0,27 | 0,22 | 0,15 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,54 | 0,53 | 0,52 | 0,51 | 0,48 | 0,46 | 0,43 | 0,39 | 0,34 | 0,26 | 0,16 | 0,03 | |
| 0,1% | 11 | 0,35 | 0,33 | 0,31 | 0,29 | 0,26 | 0,24 | 0,20 | 0,17 | 0,12 | 0,06 | 0,016 | 0,0006 | 11 |
| 1% | | 0,45 | 0,43 | 0,41 | 0,40 | 0,37 | 0,35 | 0,31 | 0,27 | 0,22 | 0,15 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,55 | 0,53 | 0,52 | 0,51 | 0,49 | 0,46 | 0,43 | 0,39 | 0,34 | 0,26 | 0,16 | 0,03 | |
| 0,1% | 12 | 0,35 | 0,34 | 0,32 | 0,29 | 0,27 | 0,24 | 0,20 | 0,17 | 0,12 | 0,06 | 0,016 | 0,0006 | 12 |
| 1% | | 0,46 | 0,44 | 0,42 | 0,40 | 0,38 | 0,35 | 0,32 | 0,27 | 0,22 | 0,15 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,55 | 0,54 | 0,53 | 0,51 | 0,49 | 0,47 | 0,44 | 0,39 | 0,34 | 0,26 | 0,16 | 0,03 | |
| 0,1% | 13 | 0,36 | 0,34 | 0,32 | 0,30 | 0,27 | 0,24 | 0,20 | 0,17 | 0,12 | 0,06 | 0,016 | 0,0006 | 13 |
| 1% | | 0,46 | 0,44 | 0,42 | 0,40 | 0,38 | 0,35 | 0,32 | 0,27 | 0,22 | 0,15 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,56 | 0,54 | 0,53 | 0,51 | 0,49 | 0,47 | 0,45 | 0,39 | 0,34 | 0,26 | 0,16 | 0,03 | |
| 0,1% | 14 | 0,36 | 0,34 | 0,32 | 0,30 | 0,27 | 0,24 | 0,21 | 0,17 | 0,12 | 0,07 | 0,016 | 0,0006 | 14 |
| 1% | | 0,47 | 0,45 | 0,43 | 0,41 | 0,38 | 0,35 | 0,32 | 0,28 | 0,23 | 0,16 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,56 | 0,55 | 0,53 | 0,52 | 0,50 | 0,47 | 0,44 | 0,40 | 0,35 | 0,27 | 0,16 | 0,03 | |
| 0,1% | 15 | 0,36 | 0,34 | 0,32 | 0,30 | 0,27 | 0,24 | 0,21 | 0,17 | 0,12 | 0,07 | 0,016 | 0,0006 | 15 |
| 1% | | 0,47 | 0,45 | 0,43 | 0,41 | 0,38 | 0,35 | 0,32 | 0,28 | 0,23 | 0,16 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,56 | 0,56 | 0,53 | 0,52 | 0,50 | 0,47 | 0,44 | 0,40 | 0,35 | 0,27 | 0,16 | 0,03 | |
| 0,1% | 20 | 0,37 | 0,35 | 0,33 | 0,30 | 0,28 | 0,25 | 0,21 | 0,17 | 0,12 | 0,07 | 0,016 | 0,0006 | 20 |
| 1% | | 0,48 | 0,46 | 0,43 | 0,41 | 0,39 | 0,36 | 0,32 | 0,28 | 0,23 | 0,16 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,57 | 0,56 | 0,54 | 0,53 | 0,50 | 0,47 | 0,44 | 0,40 | 0,35 | 0,27 | 0,16 | 0,03 | |
| P | ↑nf2 | 12 | 11 | 10 | 9 | 8 | 7 | 6 | 5 | 4 | 3 | 2 | 1 | ←nf1 |

III a

DISTRIBUIÇÕES DE FISHER

teste)

| nf1 → | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | nf2 ↓ | P |
|-------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|--|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-------|------------------|
| 1 | | | | | | cêrca de 1666,7 cêrca de 166,7 cêrca de 33,3 | | | | | | | 1 | 0,1% 1% 5% |
| 2 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 2 | 0,1% 1% 5% |
| 3 | 16,1 7,67 4,50 | 15,3 7,16 4,00 | 15,0 6,93 3,92 | 14,7 6,84 3,88 | 14,5 6,74 3,86 | 14,4 6,70 3,84 | 14,4 6,66 3,83 | 14,3 6,63 3,82 | 14,3 6,61 3,81 | 14,2 6,60 3,80 | 14,2 6,59 3,79 | 14,2 6,58 3,79 | 3 | 0,1% 1% 5% |
| 4 | 10,2 5,67 3,51 | 9,38 5,17 3,26 | 9,03 4,96 3,16 | 8,80 4,84 3,10 | 8,63 4,74 3,06 | 8,53 4,70 3,03 | 8,47 4,66 3,01 | 8,41 4,63 2,99 | 8,36 4,61 2,98 | 8,32 4,60 2,97 | 8,29 4,58 2,96 | 8,26 4,56 2,95 | 4 | 0,1% 1% 5% |
| 5 | 7,84 4,75 3,15 | 7,01 4,26 2,93 | 6,67 4,05 2,81 | 6,45 3,93 2,73 | 6,28 3,83 2,67 | 6,18 3,79 2,63 | 6,12 3,75 2,61 | 6,06 3,72 2,59 | 6,01 3,70 2,58 | 5,97 3,69 2,57 | 5,94 3,67 2,56 | 5,91 3,65 2,55 | 5 | 0,1% 1% 5% |
| 6 | 6,81 4,30 2,94 | 5,98 3,80 2,69 | 5,64 3,59 2,57 | 5,43 3,47 2,48 | 5,27 3,37 2,42 | 5,17 3,32 2,38 | 5,11 3,28 2,36 | 5,05 3,25 2,33 | 5,00 3,23 2,32 | 4,96 3,21 2,31 | 4,93 3,19 2,30 | 4,90 3,17 2,29 | 6 | 0,1% 1% 5% |
| 7 | 6,05 4,03 2,84 | 5,23 3,52 2,59 | 4,89 3,31 2,45 | 4,68 3,18 2,36 | 4,52 3,08 2,30 | 4,42 3,03 2,25 | 4,36 2,99 2,24 | 4,30 2,95 2,21 | 4,25 2,93 2,19 | 4,21 2,91 2,18 | 4,18 2,89 2,17 | 4,15 2,87 2,15 | 7 | 0,1% 1% 5% |
| 8 | 5,64 3,82 2,75 | 4,82 3,32 2,49 | 4,49 3,10 2,35 | 4,28 2,97 2,25 | 4,12 2,87 2,19 | 4,02 2,82 2,15 | 3,96 2,77 2,12 | 3,90 2,74 2,10 | 3,85 2,71 2,08 | 3,81 2,69 2,07 | 3,78 2,67 2,06 | 3,75 2,65 2,04 | 8 | 0,1% 1% 5% |
| 9 | 5,28 3,69 2,68 | 4,47 3,18 2,41 | 4,14 2,96 2,27 | 3,93 2,83 2,17 | 3,77 2,73 2,11 | 3,67 2,67 2,07 | 3,61 2,63 2,04 | 3,55 2,59 2,01 | 3,50 2,56 1,99 | 3,46 2,54 1,98 | 3,43 2,52 1,97 | 3,40 2,50 1,96 | 9 | 0,1% 1% 5% |
| 10 | 5,04 3,58 2,63 | 4,23 3,07 2,36 | 3,90 2,85 2,22 | 3,69 2,72 2,12 | 3,53 2,62 2,06 | 3,43 2,57 2,02 | 3,37 2,52 1,99 | 3,31 2,48 1,96 | 3,26 2,45 1,94 | 3,22 2,43 1,93 | 3,18 2,41 1,92 | 3,15 2,39 1,90 | 10 | 0,1% 1% 5% |
| 11 | 4,84 3,48 2,59 | 4,03 3,97 2,31 | 3,70 2,75 2,17 | 3,49 2,62 2,07 | 3,34 2,52 2,01 | 3,24 2,47 1,97 | 3,17 2,42 1,94 | 3,11 2,38 1,91 | 3,07 2,34 1,89 | 3,03 2,32 1,88 | 2,99 2,30 1,87 | 2,96 2,28 1,85 | 11 | 0,1% 1% 5% |
| 12 | 4,69 3,40 2,55 | 3,88 2,89 2,27 | 3,56 2,67 2,13 | 3,35 2,54 2,03 | 3,21 2,44 1,97 | 3,11 2,39 1,93 | 3,03 2,34 1,90 | 2,97 2,29 1,87 | 2,93 2,25 1,85 | 2,89 2,23 1,84 | 2,85 2,21 1,83 | 2,82 2,19 1,81 | 12 | 0,1% 1% 5% |
| 13 | 4,57 3,37 2,52 | 3,76 2,86 2,24 | 3,44 2,64 2,10 | 3,24 2,51 2,00 | 3,10 2,41 1,94 | 3,00 2,35 1,90 | 2,92 2,30 1,87 | 2,86 2,25 1,84 | 2,82 2,21 1,82 | 2,78 2,19 1,81 | 2,74 2,17 1,80 | 2,70 2,15 1,78 | 13 | 0,1% 1% 5% |
| 14 | 4,48 3,34 2,50 | 3,67 2,83 2,22 | 3,35 2,61 2,08 | 3,15 2,48 1,98 | 3,01 2,38 1,92 | 2,91 2,32 1,88 | 2,84 2,27 1,85 | 2,78 2,22 1,82 | 2,73 2,18 1,80 | 2,69 2,16 1,79 | 2,65 2,14 1,77 | 2,62 2,12 1,76 | 14 | 0,1% 1% 5% |
| 15 | 4,44 3,33 2,49 | 3,63 2,82 2,21 | 3,31 2,60 2,06 | 3,11 2,47 1,96 | 2,97 2,37 1,90 | 2,87 2,30 1,85 | 2,80 2,25 1,83 | 2,74 2,21 1,80 | 2,69 2,17 1,77 | 2,65 2,14 1,76 | 2,61 2,12 1,75 | 2,58 2,10 1,73 | 15 | 0,1% 1% 5% |
| 20 | 4,14 3,15 2,42 | 3,33 2,64 2,13 | 3,03 2,42 1,98 | 2,84 2,29 1,88 | 2,70 2,19 1,81 | 2,60 2,13 1,77 | 2,53 2,07 1,73 | 2,47 2,03 1,71 | 2,42 1,99 1,68 | 2,38 1,97 1,67 | 2,34 1,94 1,65 | 2,31 1,92 1,64 | 20 | 0,1% 1% 5% |
| nf1 → | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | nf2 ↑ | P |

T Á B U A
LIMITES BILATERAIS DAS
(Teta-

| P | ↓ nf2 | inf | 100 | 75 | 50 | 45 | 40 | 35 | 30 | 25 | 20 | 15 | 14 | 13 | ← nfi |
|------|-------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|-------|
| | 0,1% | 1 | 0,29 | 0,28 | 0,28 | 0,27 | 0,27 | 0,26 | 0,26 | 0,26 | 0,25 | 0,24 | 0,23 | 0,22 | 0,22 |
| 1% | 0,36 | | 0,35 | 0,35 | 0,34 | 0,34 | 0,34 | 0,33 | 0,33 | 0,32 | 0,32 | 0,30 | 0,30 | 0,30 | |
| 5% | 0,45 | | 0,44 | 0,44 | 0,43 | 0,43 | 0,43 | 0,43 | 0,42 | 0,42 | 0,41 | 0,40 | 0,40 | 0,40 | |
| 0,1% | 2 | 0,37 | 0,36 | 0,35 | 0,34 | 0,34 | 0,33 | 0,33 | 0,32 | 0,31 | 0,30 | 0,28 | 0,27 | 0,27 | 2 |
| 1% | | 0,43 | 0,43 | 0,42 | 0,41 | 0,41 | 0,41 | 0,40 | 0,40 | 0,39 | 0,38 | 0,35 | 0,35 | 0,35 | |
| 5% | | 0,51 | 0,51 | 0,50 | 0,49 | 0,49 | 0,49 | 0,49 | 0,48 | 0,48 | 0,47 | 0,45 | 0,45 | 0,45 | |
| 0,1% | 3 | 0,41 | 0,40 | 0,40 | 0,38 | 0,38 | 0,37 | 0,36 | 0,36 | 0,34 | 0,33 | 0,30 | 0,30 | 0,29 | 3 |
| 1% | | 0,48 | 0,47 | 0,47 | 0,45 | 0,45 | 0,45 | 0,44 | 0,43 | 0,43 | 0,41 | 0,38 | 0,38 | 0,38 | |
| 5% | | 0,56 | 0,56 | 0,54 | 0,53 | 0,53 | 0,53 | 0,53 | 0,52 | 0,52 | 0,51 | 0,48 | 0,48 | 0,48 | |
| 0,1% | 4 | 0,45 | 0,43 | 0,42 | 0,41 | 0,40 | 0,40 | 0,39 | 0,38 | 0,37 | 0,35 | 0,32 | 0,31 | 0,31 | 4 |
| 1% | | 0,51 | 0,50 | 0,50 | 0,48 | 0,48 | 0,47 | 0,47 | 0,46 | 0,45 | 0,44 | 0,40 | 0,40 | 0,40 | |
| 5% | | 0,59 | 0,58 | 0,57 | 0,56 | 0,56 | 0,56 | 0,56 | 0,55 | 0,54 | 0,53 | 0,51 | 0,51 | 0,50 | |
| 0,1% | 5 | 0,47 | 0,45 | 0,45 | 0,43 | 0,43 | 0,42 | 0,41 | 0,40 | 0,39 | 0,37 | 0,34 | 0,33 | 0,32 | 5 |
| 1% | | 0,54 | 0,53 | 0,52 | 0,51 | 0,51 | 0,50 | 0,49 | 0,48 | 0,47 | 0,46 | 0,42 | 0,42 | 0,41 | |
| 5% | | 0,62 | 0,61 | 0,60 | 0,59 | 0,59 | 0,59 | 0,58 | 0,58 | 0,56 | 0,55 | 0,53 | 0,52 | 0,52 | |
| 0,1% | 6 | 0,50 | 0,47 | 0,47 | 0,45 | 0,44 | 0,44 | 0,43 | 0,42 | 0,40 | 0,38 | 0,35 | 0,34 | 0,33 | 6 |
| 1% | | 0,56 | 0,55 | 0,54 | 0,53 | 0,52 | 0,51 | 0,51 | 0,50 | 0,49 | 0,47 | 0,43 | 0,43 | 0,43 | |
| 5% | | 0,64 | 0,63 | 0,62 | 0,61 | 0,61 | 0,61 | 0,60 | 0,59 | 0,58 | 0,56 | 0,54 | 0,53 | 0,53 | |
| 0,1% | 7 | 0,52 | 0,49 | 0,48 | 0,47 | 0,46 | 0,45 | 0,44 | 0,43 | 0,41 | 0,40 | 0,36 | 0,35 | 0,34 | 7 |
| 1% | | 0,58 | 0,56 | 0,56 | 0,54 | 0,53 | 0,53 | 0,52 | 0,51 | 0,50 | 0,48 | 0,44 | 0,44 | 0,43 | |
| 5% | | 0,66 | 0,64 | 0,64 | 0,63 | 0,62 | 0,62 | 0,61 | 0,61 | 0,59 | 0,58 | 0,55 | 0,54 | 0,53 | |
| 0,1% | 8 | 0,53 | 0,51 | 0,50 | 0,48 | 0,47 | 0,46 | 0,45 | 0,44 | 0,42 | 0,40 | 0,36 | 0,36 | 0,35 | 8 |
| 1% | | 0,60 | 0,58 | 0,57 | 0,56 | 0,55 | 0,54 | 0,53 | 0,52 | 0,51 | 0,49 | 0,45 | 0,45 | 0,44 | |
| 5% | | 0,68 | 0,66 | 0,65 | 0,64 | 0,63 | 0,63 | 0,63 | 0,62 | 0,60 | 0,58 | 0,56 | 0,55 | 0,54 | |
| 0,1% | 9 | 0,55 | 0,52 | 0,51 | 0,49 | 0,48 | 0,47 | 0,47 | 0,45 | 0,43 | 0,41 | 0,37 | 0,37 | 0,35 | 9 |
| 1% | | 0,61 | 0,60 | 0,59 | 0,57 | 0,56 | 0,55 | 0,54 | 0,53 | 0,52 | 0,50 | 0,46 | 0,46 | 0,45 | |
| 5% | | 0,68 | 0,67 | 0,66 | 0,65 | 0,65 | 0,64 | 0,64 | 0,63 | 0,61 | 0,60 | 0,56 | 0,56 | 0,55 | |
| 0,1% | 10 | 0,56 | 0,53 | 0,52 | 0,50 | 0,49 | 0,48 | 0,47 | 0,46 | 0,44 | 0,42 | 0,38 | 0,37 | 0,36 | 10 |
| 1% | | 0,63 | 0,61 | 0,60 | 0,58 | 0,57 | 0,56 | 0,55 | 0,54 | 0,52 | 0,51 | 0,47 | 0,46 | 0,46 | |
| 5% | | 0,69 | 0,68 | 0,67 | 0,65 | 0,65 | 0,65 | 0,64 | 0,63 | 0,61 | 0,60 | 0,57 | 0,56 | 0,55 | |
| 0,1% | 11 | 0,57 | 0,54 | 0,53 | 0,51 | 0,50 | 0,49 | 0,48 | 0,47 | 0,45 | 0,43 | 0,38 | 0,38 | 0,36 | 11 |
| 1% | | 0,64 | 0,62 | 0,61 | 0,59 | 0,58 | 0,57 | 0,56 | 0,55 | 0,54 | 0,52 | 0,47 | 0,47 | 0,46 | |
| 5% | | 0,70 | 0,68 | 0,68 | 0,66 | 0,66 | 0,65 | 0,65 | 0,64 | 0,62 | 0,61 | 0,57 | 0,56 | 0,56 | |
| 0,1% | 12 | 0,59 | 0,55 | 0,54 | 0,52 | 0,51 | 0,50 | 0,49 | 0,48 | 0,46 | 0,43 | 0,39 | 0,38 | 0,37 | 12 |
| 1% | | 0,65 | 0,63 | 0,62 | 0,60 | 0,59 | 0,58 | 0,57 | 0,56 | 0,54 | 0,52 | 0,48 | 0,47 | 0,47 | |
| 5% | | 0,71 | 0,69 | 0,68 | 0,67 | 0,67 | 0,66 | 0,65 | 0,65 | 0,63 | 0,61 | 0,58 | 0,57 | 0,56 | |
| 0,1% | 13 | 0,60 | 0,56 | 0,55 | 0,53 | 0,52 | 0,51 | 0,50 | 0,48 | 0,46 | 0,44 | 0,39 | 0,39 | 0,37 | 13 |
| 1% | | 0,66 | 0,63 | 0,63 | 0,60 | 0,60 | 0,59 | 0,58 | 0,56 | 0,55 | 0,53 | 0,48 | 0,48 | 0,47 | |
| 5% | | 0,72 | 0,70 | 0,69 | 0,68 | 0,68 | 0,67 | 0,66 | 0,65 | 0,64 | 0,62 | 0,58 | 0,57 | 0,56 | |
| 0,1% | 14 | 0,61 | 0,57 | 0,56 | 0,53 | 0,52 | 0,51 | 0,50 | 0,49 | 0,47 | 0,44 | 0,40 | 0,39 | 0,38 | 14 |
| 1% | | 0,67 | 0,64 | 0,63 | 0,61 | 0,60 | 0,60 | 0,58 | 0,57 | 0,56 | 0,53 | 0,49 | 0,48 | 0,47 | |
| 5% | | 0,73 | 0,71 | 0,70 | 0,68 | 0,68 | 0,68 | 0,67 | 0,66 | 0,64 | 0,62 | 0,58 | 0,58 | 0,57 | |
| 0,1% | 15 | 0,61 | 0,57 | 0,56 | 0,54 | 0,53 | 0,52 | 0,51 | 0,49 | 0,47 | 0,44 | 0,40 | 0,39 | 0,38 | 15 |
| 1% | | 0,68 | 0,65 | 0,64 | 0,62 | 0,61 | 0,60 | 0,59 | 0,57 | 0,56 | 0,53 | 0,49 | 0,48 | 0,48 | |
| 5% | | 0,74 | 0,71 | 0,70 | 0,69 | 0,69 | 0,68 | 0,67 | 0,66 | 0,65 | 0,63 | 0,59 | 0,58 | 0,57 | |
| 0,1% | 20 | 0,65 | 0,60 | 0,59 | 0,56 | 0,55 | 0,54 | 0,53 | 0,51 | 0,49 | 0,46 | 0,41 | 0,40 | 0,39 | 20 |
| 1% | | 0,70 | 0,67 | 0,66 | 0,63 | 0,63 | 0,61 | 0,60 | 0,59 | 0,57 | 0,55 | 0,50 | 0,49 | 0,49 | |
| 5% | | 0,76 | 0,74 | 0,72 | 0,70 | 0,70 | 0,69 | 0,68 | 0,68 | 0,66 | 0,64 | 0,60 | 0,59 | 0,58 | |
| P | ↑ nf2 | inf | 100 | 75 | 50 | 45 | 40 | 35 | 30 | 25 | 20 | 15 | 14 | 13 | ← nfi |

III b

DISTRIBUIÇÕES DE FISHER
teste)

| nf1 → | 13 | 14 | 15 | 20 | 25 | 30 | 35 | 40 | 45 | 50 | 75 | 100 | inf | nf2 ↓ | P |
|-------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-------|------------------|
| 1 | | | | | | | | cêrca de 166,7 | | | | | | 1 | 0,1% 1% 5% |
| 2 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 60,6 12,5 6,06 | 2 | 0,1% 1% 5% |
| 3 | 14,2 6,57 3,79 | 14,2 6,56 3,79 | 14,1 6,56 3,79 | 14,0 6,54 3,78 | 14,0 6,52 3,78 | 14,0 6,51 3,78 | 14,0 6,50 3,77 | 14,0 6,49 3,77 | 14,0 6,48 3,77 | 14,0 6,48 3,76 | 14,0 6,48 3,76 | 13,9 6,48 3,76 | 13,9 6,47 3,75 | 3 | 0,1% 1% 5% |
| 4 | 8,24 4,55 2,94 | 8,23 4,54 2,94 | 8,22 4,54 2,93 | 8,16 4,51 2,92 | 8,11 4,48 2,92 | 8,08 4,47 2,91 | 8,05 4,46 2,91 | 8,04 4,45 2,91 | 8,04 4,44 2,91 | 8,03 4,44 2,90 | 8,00 4,44 2,89 | 7,98 4,44 2,89 | 7,96 4,43 2,87 | 4 | 0,1% 1% 5% |
| 5 | 5,89 3,64 2,54 | 5,87 3,63 2,53 | 5,86 3,62 2,53 | 5,80 3,59 2,52 | 5,75 3,55 2,50 | 5,72 3,54 2,50 | 5,69 3,53 2,49 | 5,68 3,52 2,48 | 5,68 3,52 2,48 | 5,67 3,51 2,48 | 5,64 3,51 2,47 | 5,62 3,51 2,47 | 5,60 3,50 2,46 | 5 | 0,1% 1% 5% |
| 6 | 4,88 3,15 2,28 | 4,86 3,14 2,27 | 4,84 3,13 2,26 | 4,78 3,10 2,25 | 4,73 3,07 2,23 | 4,70 3,05 2,22 | 4,67 3,04 2,21 | 4,66 3,03 2,21 | 4,66 3,03 2,20 | 4,65 3,02 2,20 | 4,62 3,01 2,19 | 4,60 3,01 2,19 | 4,58 3,00 2,18 | 6 | 0,1% 1% 5% |
| 7 | 4,13 2,85 2,14 | 4,11 2,84 2,13 | 4,09 2,83 2,13 | 4,03 2,79 2,11 | 3,98 2,76 2,09 | 3,95 2,74 2,08 | 3,92 2,73 2,07 | 3,91 2,72 2,07 | 3,91 2,72 2,06 | 3,90 2,71 2,06 | 3,87 2,70 2,05 | 3,85 2,69 2,05 | 3,83 2,68 2,04 | 7 | 0,1% 1% 5% |
| 8 | 3,73 2,63 2,03 | 3,71 2,61 2,02 | 3,69 2,60 2,01 | 3,63 2,56 1,99 | 3,58 2,53 1,97 | 3,55 2,51 1,96 | 3,52 2,50 1,95 | 3,51 2,49 1,95 | 3,51 2,49 1,94 | 3,50 2,48 1,94 | 3,47 2,46 1,93 | 3,45 2,45 1,93 | 3,43 2,44 1,92 | 8 | 0,1% 1% 5% |
| 9 | 3,38 2,48 1,94 | 3,36 2,46 1,93 | 3,34 2,45 1,92 | 3,28 2,41 1,90 | 3,23 2,38 1,88 | 3,20 2,36 1,87 | 3,17 2,35 1,86 | 3,16 2,34 1,86 | 3,16 2,34 1,85 | 3,15 2,33 1,85 | 3,12 2,32 1,84 | 3,10 2,31 1,84 | 3,08 2,29 1,83 | 9 | 0,1% 1% 5% |
| 10 | 3,13 2,37 1,89 | 3,11 2,35 1,88 | 3,09 2,34 1,87 | 3,03 2,30 1,85 | 2,98 2,27 1,83 | 2,95 2,25 1,82 | 2,92 2,24 1,81 | 2,91 2,23 1,80 | 2,91 2,22 1,80 | 2,90 2,22 1,79 | 2,87 2,20 1,78 | 2,85 2,19 1,78 | 2,83 2,17 1,77 | 10 | 0,1% 1% 5% |
| 11 | 2,93 2,26 1,84 | 2,91 2,24 1,83 | 2,90 2,23 1,82 | 2,83 2,19 1,80 | 2,78 2,16 1,78 | 2,75 2,14 1,77 | 2,72 2,13 1,76 | 2,71 2,12 1,75 | 2,71 2,11 1,75 | 2,70 2,11 1,74 | 2,67 2,05 1,73 | 2,65 2,07 1,73 | 2,63 2,06 1,72 | 11 | 0,1% 1% 5% |
| 12 | 2,79 2,17 1,80 | 2,77 2,15 1,79 | 2,76 2,14 1,78 | 2,69 2,10 1,76 | 2,64 2,07 1,74 | 2,61 2,05 1,73 | 2,58 2,04 1,72 | 2,57 2,03 1,71 | 2,57 2,02 1,70 | 2,56 2,02 1,70 | 2,53 1,99 1,69 | 2,51 1,97 1,69 | 2,49 1,96 1,68 | 12 | 0,1% 1% 5% |
| 13 | 2,68 2,13 1,77 | 2,66 2,11 1,76 | 2,65 2,10 1,75 | 2,58 2,06 1,72 | 2,53 2,03 1,70 | 2,50 2,01 1,69 | 2,47 2,00 1,68 | 2,45 1,99 1,67 | 2,45 1,98 1,67 | 2,44 1,98 1,66 | 2,41 1,95 1,65 | 2,39 1,93 1,65 | 2,37 1,92 1,64 | 13 | 0,1% 1% 5% |
| 14 | 2,59 2,10 1,74 | 2,57 2,08 1,73 | 2,56 2,07 1,72 | 2,49 2,03 1,70 | 2,44 2,00 1,68 | 2,41 1,98 1,67 | 2,38 1,97 1,66 | 2,36 1,96 1,65 | 2,36 1,95 1,64 | 2,35 1,95 1,64 | 2,32 1,92 1,63 | 2,30 1,90 1,62 | 2,28 1,84 1,61 | 14 | 0,1% 1% 5% |
| 15 | 2,55 2,08 1,72 | 2,53 2,06 1,71 | 2,52 2,05 1,70 | 2,45 2,01 1,67 | 2,40 1,97 1,65 | 2,37 1,96 1,64 | 2,34 1,95 1,63 | 2,32 1,94 1,62 | 2,32 1,93 1,62 | 2,31 1,92 1,61 | 2,28 1,89 1,60 | 2,26 1,87 1,59 | 2,24 1,86 1,58 | 15 | 0,1% 1% 5% |
| 20 | 2,28 1,90 1,62 | 2,26 1,88 1,61 | 2,25 1,87 1,60 | 2,18 1,83 1,57 | 2,13 1,79 1,55 | 2,10 1,78 1,54 | 2,07 1,77 1,53 | 2,05 1,76 1,52 | 2,05 1,74 1,52 | 2,04 1,73 1,51 | 2,01 1,70 1,50 | 1,99 1,68 1,49 | 1,98 1,68 1,47 | 20 | 0,1% 1% 5% |
| → nf1 | 13 | 14 | 15 | 20 | 25 | 30 | 35 | 40 | 45 | 50 | 75 | 100 | inf | nf2 ↑ | P |

TÁBUA

LIMITES BILATERAIS DAS

(Teta-

| P | ↓nf2 | 12 | 11 | 10 | 9 | 8 | 7 | 6 | 5 | 4 | 3 | 2 | 1 | ←nf1 |
|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|-------|------|
| 0,1% | 20 | 0,37 | 0,35 | 0,33 | 0,30 | 0,28 | 0,25 | 0,21 | 0,17 | 0,16 | 0,07 | 0,02 | 0,001 | 20 |
| 1% | | 0,48 | 0,46 | 0,43 | 0,41 | 0,39 | 0,36 | 0,32 | 0,28 | 0,23 | 0,16 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,57 | 0,56 | 0,54 | 0,53 | 0,50 | 0,47 | 0,44 | 0,40 | 0,35 | 0,27 | 0,16 | 0,03 | |
| 0,1% | 25 | 0,38 | 0,36 | 0,34 | 0,31 | 0,28 | 0,25 | 0,21 | 0,17 | 0,12 | 0,06 | 0,02 | 0,001 | 25 |
| 1% | | 0,48 | 0,46 | 0,44 | 0,42 | 0,40 | 0,36 | 0,33 | 0,28 | 0,23 | 0,16 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,57 | 0,56 | 0,55 | 0,53 | 0,51 | 0,48 | 0,45 | 0,40 | 0,35 | 0,27 | 0,16 | 0,03 | |
| 0,1% | 30 | 0,38 | 0,36 | 0,34 | 0,31 | 0,28 | 0,25 | 0,21 | 0,17 | 0,12 | 0,07 | 0,02 | 0,001 | 30 |
| 1% | | 0,49 | 0,47 | 0,44 | 0,42 | 0,40 | 0,36 | 0,33 | 0,28 | 0,23 | 0,17 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,58 | 0,56 | 0,55 | 0,53 | 0,51 | 0,48 | 0,45 | 0,40 | 0,35 | 0,27 | 0,16 | 0,03 | |
| 0,1% | 35 | 0,39 | 0,37 | 0,34 | 0,32 | 0,28 | 0,26 | 0,21 | 0,18 | 0,13 | 0,07 | 0,02 | 0,001 | 35 |
| 1% | | 0,49 | 0,47 | 0,45 | 0,43 | 0,40 | 0,37 | 0,33 | 0,28 | 0,23 | 0,16 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,58 | 0,57 | 0,55 | 0,54 | 0,51 | 0,48 | 0,45 | 0,40 | 0,35 | 0,27 | 0,16 | 0,03 | |
| 0,1% | 40 | 0,39 | 0,37 | 0,34 | 0,32 | 0,28 | 0,26 | 0,21 | 0,18 | 0,13 | 0,07 | 0,02 | 0,001 | 40 |
| 1% | | 0,49 | 0,47 | 0,45 | 0,43 | 0,40 | 0,37 | 0,33 | 0,28 | 0,23 | 0,16 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,58 | 0,57 | 0,56 | 0,54 | 0,51 | 0,48 | 0,45 | 0,40 | 0,35 | 0,27 | 0,16 | 0,03 | |
| 0,1% | 45 | 0,39 | 0,37 | 0,34 | 0,32 | 0,28 | 0,26 | 0,21 | 0,18 | 0,13 | 0,07 | 0,02 | 0,001 | 45 |
| 1% | | 0,50 | 0,47 | 0,45 | 0,43 | 0,40 | 0,37 | 0,33 | 0,28 | 0,23 | 0,16 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,59 | 0,57 | 0,56 | 0,54 | 0,52 | 0,49 | 0,45 | 0,40 | 0,35 | 0,27 | 0,16 | 0,03 | |
| 0,1% | 50 | 0,39 | 0,37 | 0,34 | 0,32 | 0,29 | 0,26 | 0,22 | 0,18 | 0,13 | 0,07 | 0,02 | 0,001 | 50 |
| 1% | | 0,50 | 0,47 | 0,45 | 0,43 | 0,40 | 0,37 | 0,33 | 0,28 | 0,23 | 0,16 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,59 | 0,57 | 0,56 | 0,54 | 0,52 | 0,49 | 0,45 | 0,40 | 0,35 | 0,27 | 0,16 | 0,03 | |
| 0,1% | 75 | 0,40 | 0,37 | 0,35 | 0,32 | 0,29 | 0,26 | 0,22 | 0,18 | 0,13 | 0,07 | 0,02 | 0,001 | 75 |
| 1% | | 0,50 | 0,49 | 0,45 | 0,43 | 0,41 | 0,37 | 0,33 | 0,28 | 0,23 | 0,16 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,59 | 0,58 | 0,56 | 0,54 | 0,52 | 0,49 | 0,46 | 0,40 | 0,35 | 0,27 | 0,16 | 0,03 | |
| 0,1% | 100 | 0,40 | 0,38 | 0,35 | 0,32 | 0,29 | 0,26 | 0,22 | 0,18 | 0,13 | 0,07 | 0,02 | 0,001 | 100 |
| 1% | | 0,51 | 0,48 | 0,46 | 0,43 | 0,41 | 0,37 | 0,33 | 0,28 | 0,23 | 0,16 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,59 | 0,58 | 0,56 | 0,54 | 0,51 | 0,49 | 0,46 | 0,40 | 0,35 | 0,27 | 0,16 | 0,03 | |
| 0,1% | 500 | 0,40 | 0,38 | 0,35 | 0,32 | 0,29 | 0,26 | 0,22 | 0,18 | 0,13 | 0,07 | 0,02 | 0,001 | 500 |
| 1% | | 0,51 | 0,49 | 0,46 | 0,44 | 0,41 | 0,37 | 0,33 | 0,29 | 0,23 | 0,16 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,59 | 0,58 | 0,56 | 0,54 | 0,52 | 0,49 | 0,46 | 0,41 | 0,35 | 0,27 | 0,16 | 0,03 | |
| 0,1% | inf | 0,40 | 0,38 | 0,35 | 0,32 | 0,29 | 0,26 | 0,22 | 0,18 | 0,13 | 0,07 | 0,02 | 0,001 | inf |
| 1% | | 0,51 | 0,49 | 0,46 | 0,44 | 0,41 | 0,37 | 0,33 | 0,29 | 0,23 | 0,16 | 0,08 | 0,006 | |
| 5% | | 0,60 | 0,58 | 0,56 | 0,55 | 0,52 | 0,49 | 0,46 | 0,41 | 0,35 | 0,27 | 0,16 | 0,03 | |

III c

DISTRIBUIÇÕES DE FISHER

teste)

| nf1 → | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | nf2 ↓ | P |
|-------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-------|------------------|
| 20 | 4,14 3,15 2,42 | 3,33 2,64 2,13 | 3,03 2,42 1,98 | 2,84 2,29 1,88 | 2,70 2,19 1,81 | 2,60 2,13 1,77 | 2,53 2,07 1,73 | 2,47 2,03 1,71 | 2,42 1,99 1,68 | 2,38 1,97 1,67 | 2,34 1,94 1,65 | 2,31 1,92 1,64 | 20 | 0,1% 1% 5% |
| 25 | 4,01 3,08 2,39 | 3,20 2,57 2,10 | 2,91 2,35 1,94 | 2,72 2,22 1,84 | 2,59 2,12 1,77 | 2,49 2,06 1,72 | 2,42 2,00 1,69 | 2,36 1,96 1,66 | 2,31 1,92 1,64 | 2,27 1,89 1,63 | 2,23 1,86 1,61 | 2,19 1,84 1,59 | 25 | 0,1% 1% 5% |
| 30 | 3,90 3,04 2,36 | 3,10 2,53 2,07 | 2,81 2,31 1,92 | 2,63 2,18 1,81 | 2,50 2,08 1,73 | 2,40 2,01 1,69 | 2,33 1,96 1,65 | 2,27 1,91 1,62 | 2,22 1,87 1,60 | 2,18 1,85 1,59 | 2,14 1,82 1,57 | 2,10 1,79 1,55 | 30 | 0,1% 1% 5% |
| 35 | 3,82 3,00 2,34 | 3,03 2,49 2,05 | 2,74 2,27 1,90 | 2,56 2,14 1,79 | 2,43 2,04 1,71 | 2,33 1,98 1,66 | 2,26 1,92 1,63 | 2,20 1,88 1,60 | 2,15 1,84 1,57 | 2,11 1,81 1,56 | 2,07 1,78 1,54 | 2,03 1,75 1,53 | 35 | 0,1% 1% 5% |
| 40 | 3,78 2,97 2,33 | 2,99 2,46 2,04 | 2,70 2,24 1,89 | 2,52 2,11 1,78 | 2,39 2,01 1,70 | 2,29 1,95 1,65 | 2,22 1,89 1,61 | 2,16 1,85 1,58 | 2,11 1,81 1,56 | 2,07 1,78 1,55 | 2,03 1,75 1,53 | 1,99 1,72 1,51 | 40 | 0,1% 1% 5% |
| 45 | 3,74 2,95 2,33 | 2,95 2,44 2,04 | 2,66 2,22 1,88 | 2,48 2,09 1,78 | 2,35 1,99 1,70 | 2,25 1,92 1,64 | 2,18 1,87 1,61 | 2,12 1,82 1,58 | 2,07 1,78 1,55 | 2,03 1,75 1,54 | 1,99 1,72 1,52 | 1,95 1,70 1,50 | 45 | 0,1% 1% 5% |
| 50 | 3,70 2,93 2,32 | 2,91 2,42 2,03 | 2,62 2,20 1,88 | 2,45 2,07 1,77 | 2,32 1,97 1,69 | 2,22 1,90 1,64 | 2,15 1,85 1,60 | 2,09 1,80 1,57 | 2,04 1,76 1,55 | 2,00 1,73 1,53 | 1,96 1,70 1,51 | 1,92 1,68 1,49 | 50 | 0,1% 1% 5% |
| 75 | 3,61 2,88 2,29 | 2,82 2,37 2,00 | 2,53 2,15 1,85 | 2,37 2,02 1,74 | 2,24 1,92 1,66 | 2,14 1,85 1,61 | 2,07 1,79 1,57 | 2,01 1,74 1,54 | 1,96 1,70 1,52 | 1,92 1,67 1,50 | 1,88 1,64 1,48 | 1,84 1,62 1,46 | 75 | 0,1% 1% 5% |
| 100 | 3,58 2,86 2,27 | 2,80 2,35 1,98 | 2,52 2,13 1,83 | 2,34 2,00 1,72 | 2,21 1,90 1,64 | 2,11 1,83 1,59 | 2,04 1,77 1,55 | 1,98 1,72 1,52 | 1,93 1,68 1,50 | 1,89 1,65 1,48 | 1,85 1,62 1,46 | 1,81 1,60 1,44 | 100 | 0,1% 1% 5% |
| 500 | 3,51 2,83 2,25 | 2,73 2,32 1,96 | 2,47 2,11 1,81 | 2,27 1,97 1,70 | 2,14 1,87 1,62 | 2,04 1,80 1,60 | 1,97 1,74 1,53 | 1,91 1,69 1,49 | 1,86 1,65 1,47 | 1,82 1,62 1,45 | 1,78 1,59 1,43 | 1,74 1,56 1,41 | 500 | 0,1% 1% 5% |
| inf | 3,48 2,81 2,24 | 2,70 2,30 1,95 | 2,42 2,08 1,80 | 2,24 1,95 1,69 | 2,11 1,85 1,61 | 2,01 1,78 1,56 | 1,94 1,72 1,52 | 1,88 1,67 1,48 | 1,83 1,63 1,46 | 1,78 1,60 1,44 | 1,74 1,57 1,42 | 1,70 1,54 1,40 | inf | 0,1% 1% 5% |
| nf1 → | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | nf2 ↑ | P |

T Á B U A

LIMITES BILATERAIS DAS

(Teta-

| P | ↓ nf2 | inf | 100 | 75 | 50 | 45 | 40 | 35 | 30 | 25 | 20 | 15 | 14 | 13 | ← nf1 |
|------------------|-------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|-------|
| 0,1% 1% 5% | 20 | 0,65 | 0,60 | 0,59 | 0,56 | 0,55 | 0,54 | 0,53 | 0,51 | 0,49 | 0,46 | 0,41 | 0,40 | 0,39 | 20 |
| | | 0,70 | 0,67 | 0,66 | 0,63 | 0,63 | 0,61 | 0,60 | 0,59 | 0,57 | 0,55 | 0,50 | 0,49 | 0,49 | |
| | | 0,76 | 0,74 | 0,72 | 0,70 | 0,70 | 0,69 | 0,68 | 0,68 | 0,66 | 0,64 | 0,60 | 0,59 | 0,58 | |
| 0,1% 1% 5% | 25 | 0,68 | 0,63 | 0,61 | 0,58 | 0,57 | 0,56 | 0,55 | 0,53 | 0,50 | 0,47 | 0,42 | 0,41 | 0,40 | 25 |
| | | 0,72 | 0,68 | 0,68 | 0,65 | 0,64 | 0,63 | 0,62 | 0,60 | 0,58 | 0,56 | 0,51 | 0,50 | 0,49 | |
| | | 0,78 | 0,75 | 0,74 | 0,72 | 0,71 | 0,71 | 0,69 | 0,68 | 0,67 | 0,65 | 0,61 | 0,60 | 0,59 | |
| 0,1% 1% 5% | 30 | 0,70 | 0,64 | 0,63 | 0,59 | 0,58 | 0,57 | 0,56 | 0,53 | 0,51 | 0,48 | 0,42 | 0,41 | 0,40 | 30 |
| | | 0,74 | 0,69 | 0,68 | 0,66 | 0,65 | 0,64 | 0,62 | 0,61 | 0,59 | 0,56 | 0,51 | 0,51 | 0,50 | |
| | | 0,80 | 0,77 | 0,76 | 0,73 | 0,72 | 0,72 | 0,70 | 0,69 | 0,68 | 0,65 | 0,61 | 0,60 | 0,59 | |
| 0,1% 1% 5% | 35 | 0,71 | 0,65 | 0,64 | 0,60 | 0,59 | 0,58 | 0,56 | 0,54 | 0,51 | 0,48 | 0,43 | 0,42 | 0,40 | 35 |
| | | 0,75 | 0,70 | 0,69 | 0,67 | 0,66 | 0,65 | 0,63 | 0,61 | 0,59 | 0,56 | 0,51 | 0,51 | 0,50 | |
| | | 0,81 | 0,78 | 0,76 | 0,74 | 0,74 | 0,72 | 0,71 | 0,70 | 0,68 | 0,65 | 0,61 | 0,60 | 0,60 | |
| 0,1% 1% 5% | 40 | 0,73 | 0,66 | 0,65 | 0,61 | 0,60 | 0,58 | 0,57 | 0,55 | 0,52 | 0,49 | 0,53 | 0,42 | 0,41 | 40 |
| | | 0,77 | 0,71 | 0,70 | 0,67 | 0,66 | 0,65 | 0,63 | 0,62 | 0,60 | 0,57 | 0,52 | 0,51 | 0,50 | |
| | | 0,81 | 0,78 | 0,77 | 0,75 | 0,74 | 0,73 | 0,72 | 0,70 | 0,68 | 0,66 | 0,62 | 0,61 | 0,60 | |
| 0,1% 1% 5% | 45 | 0,74 | 0,67 | 0,65 | 0,61 | 0,60 | 0,59 | 0,57 | 0,55 | 0,52 | 0,49 | 0,43 | 0,42 | 0,41 | 45 |
| | | 0,78 | 0,72 | 0,71 | 0,68 | 0,67 | 0,66 | 0,64 | 0,62 | 0,60 | 0,57 | 0,52 | 0,51 | 0,51 | |
| | | 0,82 | 0,79 | 0,78 | 0,75 | 0,74 | 0,74 | 0,72 | 0,71 | 0,68 | 0,66 | 0,62 | 0,61 | 0,60 | |
| 0,1% 1% 5% | 50 | 0,75 | 0,68 | 0,65 | 0,62 | 0,61 | 0,59 | 0,58 | 0,56 | 0,52 | 0,49 | 0,43 | 0,43 | 0,41 | 50 |
| | | 0,79 | 0,74 | 0,72 | 0,69 | 0,68 | 0,66 | 0,65 | 0,63 | 0,61 | 0,58 | 0,52 | 0,51 | 0,51 | |
| | | 0,82 | 0,79 | 0,78 | 0,75 | 0,75 | 0,74 | 0,72 | 0,71 | 0,69 | 0,66 | 0,62 | 0,61 | 0,60 | |
| 0,1% 1% 5% | 75 | 0,79 | 0,70 | 0,68 | 0,64 | 0,62 | 0,61 | 0,59 | 0,56 | 0,53 | 0,50 | 0,44 | 0,43 | 0,41 | 75 |
| | | 0,83 | 0,76 | 0,74 | 0,71 | 0,69 | 0,68 | 0,67 | 0,65 | 0,62 | 0,60 | 0,53 | 0,52 | 0,51 | |
| | | 0,86 | 0,81 | 0,79 | 0,76 | 0,76 | 0,75 | 0,73 | 0,72 | 0,69 | 0,67 | 0,63 | 0,61 | 0,61 | |
| 0,1% 1% 5% | 100 | 0,81 | 0,71 | 0,68 | 0,65 | 0,64 | 0,62 | 0,60 | 0,57 | 0,54 | 0,50 | 0,44 | 0,43 | 0,42 | 100 |
| | | 0,85 | 0,77 | 0,76 | 0,72 | 0,70 | 0,69 | 0,68 | 0,65 | 0,63 | 0,60 | 0,53 | 0,52 | 0,51 | |
| | | 0,88 | 0,81 | 0,79 | 0,77 | 0,76 | 0,75 | 0,74 | 0,72 | 0,70 | 0,67 | 0,63 | 0,62 | 0,61 | |
| 0,1% 1% 5% | 500 | 0,91 | 0,76 | 0,74 | 0,68 | 0,65 | 0,63 | 0,61 | 0,58 | 0,54 | 0,51 | 0,45 | 0,44 | 0,42 | 500 |
| | | 0,93 | 0,81 | 0,79 | 0,76 | 0,71 | 0,70 | 0,69 | 0,66 | 0,63 | 0,60 | 0,54 | 0,54 | 0,52 | |
| | | 0,95 | 0,86 | 0,84 | 0,81 | 0,77 | 0,77 | 0,75 | 0,73 | 0,71 | 0,67 | 0,63 | 0,62 | 0,61 | |
| 0,1% 1% 5% | inf | 1,00 | 0,77 | 0,74 | 0,66 | 0,65 | 0,63 | 0,61 | 0,58 | 0,54 | 0,51 | 0,45 | 0,44 | 0,42 | inf |
| | | 1,00 | 0,82 | 0,80 | 0,76 | 0,72 | 0,71 | 0,69 | 0,67 | 0,63 | 0,60 | 0,54 | 0,54 | 0,52 | |
| | | 1,00 | 0,86 | 0,84 | 0,81 | 0,78 | 0,78 | 0,75 | 0,74 | 0,71 | 0,68 | 0,63 | 0,62 | 0,61 | |

Id

DISTRIBUIÇÕES DE FISHER

este)

| | 13 | 14 | 15 | 20 | 25 | 30 | 35 | 40 | 45 | 50 | 75 | 100 | inf | nf2 ↓ | P |
|---|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-------|------------------|
| | 2,28 1,90 1,62 | 2,26 1,88 1,61 | 2,25 1,87 1,60 | 2,18 1,83 1,57 | 2,13 1,79 1,55 | 2,10 1,78 1,54 | 2,07 1,77 1,53 | 2,05 1,76 1,52 | 2,05 1,74 1,52 | 2,04 1,73 1,51 | 2,01 1,70 1,50 | 1,99 1,68 1,49 | 1,98 1,68 1,47 | 20 | 0,1% 1% 5% |
| | 2,17 1,82 1,57 | 2,15 1,80 1,56 | 2,13 1,79 1,55 | 2,06 1,75 1,52 | 2,01 1,71 1,50 | 1,98 1,70 1,48 | 1,95 1,69 1,47 | 1,93 1,68 1,46 | 1,92 1,66 1,46 | 1,91 1,65 1,45 | 1,88 1,61 1,44 | 1,86 1,59 1,43 | 1,85 1,58 1,41 | 25 | 0,1% 1% 5% |
| | 2,08 1,77 1,53 | 2,06 1,75 1,52 | 2,04 1,74 1,51 | 1,96 1,70 1,48 | 1,90 1,66 1,46 | 1,87 1,65 1,44 | 1,84 1,64 1,43 | 1,82 1,62 1,42 | 1,81 1,61 1,41 | 1,80 1,59 1,41 | 1,77 1,55 1,39 | 1,75 1,53 1,39 | 1,73 1,50 1,35 | 30 | 0,1% 1% 5% |
| | 2,01 1,73 1,51 | 1,99 1,71 1,50 | 1,97 1,70 1,49 | 1,89 1,66 1,46 | 1,83 1,62 1,44 | 1,80 1,61 1,42 | 1,77 1,59 1,40 | 1,75 1,58 1,39 | 1,74 1,56 1,39 | 1,73 1,55 1,38 | 1,70 1,51 1,37 | 1,67 1,48 1,36 | 1,65 1,45 1,33 | 35 | 0,1% 1% 5% |
| | 1,97 1,70 1,49 | 1,95 1,68 1,47 | 1,93 1,67 1,46 | 1,85 1,63 1,44 | 1,79 1,59 1,41 | 1,76 1,57 1,39 | 1,73 1,55 1,38 | 1,71 1,54 1,37 | 1,70 1,52 1,36 | 1,69 1,51 1,36 | 1,65 1,47 1,34 | 1,62 1,44 1,33 | 1,60 1,40 1,29 | 40 | 0,1% 1% 5% |
| | 1,93 1,68 1,48 | 1,91 1,66 1,46 | 1,89 1,64 1,45 | 1,81 1,60 1,43 | 1,75 1,56 1,40 | 1,72 1,54 1,38 | 1,69 1,52 1,36 | 1,67 1,51 1,35 | 1,66 1,49 1,35 | 1,65 1,48 1,34 | 1,60 1,44 1,32 | 1,57 1,42 1,31 | 1,55 1,38 1,28 | 45 | 0,1% 1% 5% |
| | 1,90 1,66 1,47 | 1,88 1,64 1,46 | 1,86 1,62 1,45 | 1,78 1,58 1,42 | 1,72 1,54 1,39 | 1,69 1,52 1,37 | 1,66 1,50 1,35 | 1,64 1,49 1,34 | 1,63 1,47 1,34 | 1,62 1,45 1,33 | 1,57 1,41 1,31 | 1,55 1,39 1,30 | 1,46 1,31 1,23 | 50 | 0,1% 1% 5% |
| | 1,82 1,60 1,44 | 1,80 1,58 1,43 | 1,78 1,56 1,42 | 1,70 1,52 1,38 | 1,63 1,48 1,35 | 1,60 1,46 1,32 | 1,57 1,44 1,31 | 1,55 1,43 1,30 | 1,54 1,41 1,29 | 1,53 1,39 1,29 | 1,48 1,35 1,27 | 1,46 1,33 1,26 | 1,36 1,25 1,19 | 75 | 0,1% 1% 5% |
| | 1,78 1,58 1,42 | 1,76 1,56 1,41 | 1,75 1,54 1,40 | 1,66 1,50 1,36 | 1,59 1,46 1,33 | 1,56 1,44 1,30 | 1,53 1,42 1,29 | 1,51 1,40 1,28 | 1,49 1,38 1,27 | 1,48 1,36 1,26 | 1,43 1,32 1,24 | 1,41 1,30 1,23 | 1,30 1,22 1,15 | 100 | 0,1% 1% 5% |
| | 1,71 1,54 1,39 | 1,69 1,52 1,38 | 1,68 1,50 1,37 | 1,58 1,45 1,33 | 1,51 1,41 1,30 | 1,47 1,39 1,27 | 1,44 1,37 1,26 | 1,42 1,34 1,25 | 1,39 1,31 1,24 | 1,36 1,28 1,22 | 1,31 1,24 1,19 | 1,29 1,22 1,17 | 1,12 1,09 1,07 | 500 | 0,1% 1% 5% |
| | 1,67 1,52 1,38 | 1,65 1,50 1,37 | 1,64 1,48 1,36 | 1,54 1,43 1,32 | 1,47 1,39 1,29 | 1,43 1,36 1,25 | 1,40 1,34 1,24 | 1,37 1,30 1,23 | 1,35 1,28 1,22 | 1,33 1,26 1,21 | 1,26 1,21 1,16 | 1,23 1,18 1,14 | 1,00 1,00 1,00 | inf | 0,1% 1% 5% |
| 1 | 13 | 14 | 15 | 20 | 25 | 30 | 35 | 40 | 45 | 50 | 75 | 100 | inf | nf2 ↑ | P |

T Á B U A I V
LIMITES UNILATERAIS DAS DISTRIBUIÇÕES DE FISHER
(Teta-teste)

| P | nf2 ↓ | nf1 ↔ | | | | | | | | | | nf2 ↓ | P | | |
|------------------|-------|-------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|-------|------|------|------|
| | | 50 | 75 | 100 | 150 | 200 | 300 | 400 | 500 | 1000 | inf. | | | | |
| 0,1% 1% 5% | 50 | 0,64 | 0,67 | 0,69 | 0,72 | 0,74 | 0,75 | 0,75 | 0,75 | 0,76 | 0,76 | 0,76 | 1,40 | 1,40 | 0,1% |
| | | 0,72 | 0,74 | 0,75 | 0,78 | 0,79 | 0,79 | 0,79 | 0,79 | 0,81 | 0,81 | 0,81 | 1,28 | 1,28 | 1% |
| | | 0,79 | 0,80 | 0,82 | 0,84 | 0,85 | 0,85 | 0,85 | 0,85 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 1,19 | 1,19 | 5% |
| 0,1% 1% 5% | 75 | 0,66 | 0,69 | 0,71 | 0,74 | 0,76 | 0,78 | 0,78 | 0,78 | 0,80 | 0,80 | 0,80 | 1,33 | 1,33 | 0,1% |
| | | 0,72 | 0,76 | 0,78 | 0,80 | 0,81 | 0,82 | 0,82 | 0,82 | 0,84 | 0,84 | 0,84 | 1,24 | 1,24 | 1% |
| | | 0,80 | 0,83 | 0,84 | 0,86 | 0,87 | 0,87 | 0,87 | 0,87 | 0,88 | 0,88 | 0,88 | 1,15 | 1,15 | 5% |
| 0,1% 1% 5% | 100 | 0,67 | 0,70 | 0,72 | 0,75 | 0,78 | 0,79 | 0,79 | 0,79 | 0,81 | 0,81 | 0,81 | 1,28 | 1,28 | 0,1% |
| | | 0,74 | 0,77 | 0,79 | 0,81 | 0,83 | 0,84 | 0,84 | 0,84 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 1,19 | 1,19 | 1% |
| | | 0,81 | 0,83 | 0,85 | 0,87 | 0,88 | 0,88 | 0,88 | 0,88 | 0,89 | 0,89 | 0,89 | 1,13 | 1,13 | 5% |
| 0,1% 1% 5% | 150 | 0,68 | 0,71 | 0,74 | 0,77 | 0,79 | 0,81 | 0,81 | 0,81 | 0,82 | 0,82 | 0,82 | 1,22 | 1,22 | 0,1% |
| | | 0,76 | 0,79 | 0,81 | 0,83 | 0,85 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 0,87 | 0,87 | 0,87 | 1,16 | 1,16 | 1% |
| | | 0,82 | 0,85 | 0,86 | 0,88 | 0,89 | 0,89 | 0,89 | 0,89 | 0,90 | 0,90 | 0,90 | 1,10 | 1,10 | 5% |
| 0,1% 1% 5% | 200 | 0,69 | 0,72 | 0,75 | 0,78 | 0,81 | 0,82 | 0,82 | 0,82 | 0,84 | 0,84 | 0,84 | 1,18 | 1,18 | 0,1% |
| | | 0,76 | 0,79 | 0,81 | 0,83 | 0,85 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 0,87 | 0,87 | 0,87 | 1,12 | 1,12 | 1% |
| | | 0,83 | 0,85 | 0,87 | 0,89 | 0,90 | 0,90 | 0,90 | 0,90 | 0,91 | 0,91 | 0,91 | 1,09 | 1,09 | 5% |
| 0,1% 1% 5% | 300 | 0,70 | 0,74 | 0,77 | 0,80 | 0,83 | 0,84 | 0,84 | 0,84 | 0,85 | 0,85 | 0,85 | 1,14 | 1,14 | 0,1% |
| | | 0,78 | 0,80 | 0,83 | 0,85 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 0,87 | 0,87 | 0,87 | 1,11 | 1,11 | 1% |
| | | 0,84 | 0,86 | 0,88 | 0,90 | 0,91 | 0,91 | 0,91 | 0,91 | 0,92 | 0,92 | 0,92 | 1,09 | 1,09 | 5% |
| 0,1% 1% 5% | 400 | 0,71 | 0,75 | 0,78 | 0,81 | 0,83 | 0,85 | 0,85 | 0,85 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 1,15 | 1,15 | 0,1% |
| | | 0,78 | 0,81 | 0,83 | 0,85 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 0,87 | 0,87 | 0,87 | 1,12 | 1,12 | 1% |
| | | 0,84 | 0,87 | 0,88 | 0,90 | 0,91 | 0,91 | 0,91 | 0,91 | 0,92 | 0,92 | 0,92 | 1,09 | 1,09 | 5% |
| 0,1% 1% 5% | 500 | 0,71 | 0,75 | 0,78 | 0,81 | 0,83 | 0,85 | 0,85 | 0,85 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 1,14 | 1,14 | 0,1% |
| | | 0,78 | 0,81 | 0,83 | 0,85 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 0,87 | 0,87 | 0,87 | 1,11 | 1,11 | 1% |
| | | 0,84 | 0,87 | 0,88 | 0,90 | 0,91 | 0,91 | 0,91 | 0,91 | 0,92 | 0,92 | 0,92 | 1,09 | 1,09 | 5% |
| 0,1% 1% 5% | 1000 | 0,71 | 0,75 | 0,78 | 0,81 | 0,83 | 0,85 | 0,85 | 0,85 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 1,12 | 1,12 | 0,1% |
| | | 0,78 | 0,81 | 0,83 | 0,85 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 0,87 | 0,87 | 0,87 | 1,10 | 1,10 | 1% |
| | | 0,84 | 0,87 | 0,88 | 0,90 | 0,91 | 0,91 | 0,91 | 0,91 | 0,92 | 0,92 | 0,92 | 1,08 | 1,08 | 5% |
| 0,1% 1% 5% | inf. | 0,71 | 0,75 | 0,78 | 0,81 | 0,83 | 0,85 | 0,85 | 0,85 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 1,12 | 1,12 | 0,1% |
| | | 0,78 | 0,81 | 0,83 | 0,85 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 0,87 | 0,87 | 0,87 | 1,10 | 1,10 | 1% |
| | | 0,84 | 0,87 | 0,88 | 0,90 | 0,91 | 0,91 | 0,91 | 0,91 | 0,92 | 0,92 | 0,92 | 1,07 | 1,07 | 5% |
| 0,1% 1% 5% | inf. | 0,71 | 0,75 | 0,78 | 0,81 | 0,83 | 0,85 | 0,85 | 0,85 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 1,12 | 1,12 | 0,1% |
| | | 0,78 | 0,81 | 0,83 | 0,85 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 0,86 | 0,87 | 0,87 | 0,87 | 1,10 | 1,10 | 1% |
| | | 0,84 | 0,87 | 0,88 | 0,90 | 0,91 | 0,91 | 0,91 | 0,91 | 0,92 | 0,92 | 0,92 | 1,07 | 1,07 | 5% |

TÁBUA VI

TÁBUA AUXILIAR P/ INTERPOLAÇÃO DOS LIMITES DO DESVIO RELATIVO

A

| VALORES DE (nx-na) PARA OS INTERVALOS : | | | | m | Dif. consec. |
|---|----------------|----------------|-----------------|------|--------------|
| nb-na = 5 | nb-na = 25 (1) | nb-na = 50 (2) | nb-na = 500 (3) | | |
| 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,37 |
| 1 | 5 | 10 | 100 | 0,37 | 0,24 |
| 2 | 10 | 20 | 200 | 0,61 | 0,17 |
| 3 | 15 | 30 | 300 | 0,78 | 0,13 |
| 4 | 20 | 40 | 400 | 0,91 | 0,09 |
| 5 | 25 | 50 | 500 | 1,00 | |

B

| Valores do nx-na para o intervalo : nb-na = 400 (4) | m | Dif. consec. |
|--|------|--------------|
| 0 | 0 | 0,42 |
| 100 | 0,42 | 0,25 |
| 200 | 0,67 | 0,20 |
| 300 | 0,87 | 0,13 |
| 400 | 1,00 | |

C

| Valores de (nx-na) para os intervalos : | | m | Dif. consec. |
|---|-----------------|------|--------------|
| nb-na = 10 | nb-na = 100 (5) | | |
| 0 | 0 | 0 | 0,21 |
| 1 | 10 | 0,21 | 0,18 |
| 2 | 20 | 0,37 | 0,13 |
| 3 | 30 | 0,50 | 0,11 |
| 4 | 40 | 0,61 | 0,09 |
| 5 | 50 | 0,70 | 0,08 |
| 6 | 60 | 0,78 | 0,07 |
| 7 | 70 | 0,85 | 0,06 |
| 8 | 80 | 0,91 | 0,05 |
| 9 | 90 | 0,96 | 0,04 |
| 10 | 100 | 1,00 | |

- Para os valores intermediários que faltam devemos usar os valores de m deste quadro e multiplicá-los com as respectivas diferenças consecutivas : para $17 = 15 + 2$ temos :
 $m(15) = 0,78$ dif. consec. $(20) - (15) = 0,13$ $m(2) = 0,61$
 $m(19) = 0,78 + 0,13 \times 0,61 = 0,78 + 0,08 = 0,86$
- Os valores de m para as unidades são os valores de m do quadro C, multiplicados com as respectivas diferenças consecutivas do quadro A. Para $23 = 20 + 3$ temos :
 $m(20) = 0,61$ dif. consec. $0,17$ $m(3) = 0,50$
 $m(23) = 0,61 + 0,17 \times 0,50 = 0,61 + 0,08 = 0,69$
- Os valores de m para as dezenas são aqueles do quadro C e para as unidades, os valores do mesmo quadro C divididos por 10, sempre multiplicados com as diferenças consecutivas. Para $224 = 200 + 20 + 4$ temos :
 $m(200) = 0,61$ dif. consec. $= 0,17$ $m(20) = 0,37$ $m(4) = 0,061$
 $m(224) = 0,61 + 0,17 \times (0,37 + 0,061) = 0,61 + 0,07327 = 0,68$
- Os valores de m para as dezenas são aqueles do quadro C e para as unidades os valores do mesmo quadro C divididos por 10, ambos multiplicados com as diferenças consecutivas. Para $348 = 300 + 40 + 8$ temos :
 $m(300) = 0,87$ dif. consec. $= 0,13$ $m(40) = 0,61$ $m(8) = 0,091$
 $m(348) = 0,87 + 0,13 \times (0,61 + 0,091) = 0,87 + 0,09113 = 0,96$
- Os valores de m para as unidades são os mesmos deste quadro, multiplicados com as respectivas diferenças consecutivas. Para $68 = 60 + 8$ temos :
 $m(60) = 0,78$ dif. consec. $= 0,07$ $m(8) = 0,91$
 $m(68) = 0,78 + 0,07 \times 0,91 = 0,78 + 0,0637 = 0,84$

TÁBUA VII
FREQUÊNCIAS DA DISTRIBUIÇÃO DE GAUSS

| INTERVALO | | Frequência | INTERVALO | | Frequência |
|-----------------------------------|--------|------------|--|--------|--------------------------------------|
| Limites | Centro | | Limites | Centro | |
| 0,0—0,1 | 0,05 | 0,039 844 | -0,05—+0,05 | 0,0 | 0,039 894 |
| 0,1—0,2 | 0,15 | 0,039 448 | 0,05— 0,15 | 0,1 | 0,039 695 |
| 0,2—0,3 | 0,25 | 0,038 666 | 0,15— 0,25 | 0,2 | 0,039 104 |
| 0,3—0,4 | 0,35 | 0,037 524 | 0,25— 0,35 | 0,3 | 0,038 140 |
| 0,4—0,5 | 0,45 | 0,036 053 | 0,35— 0,45 | 0,4 | 0,036 825 |
| 0,5—0,6 | 0,55 | 0,034 295 | 0,45— 0,55 | 0,5 | 0,035 206 |
| 0,6—0,7 | 0,65 | 0,032 299 | 0,55— 0,65 | 0,6 | 0,033 323 |
| 0,7—0,8 | 0,75 | 0,030 115 | 0,65— 0,75 | 0,7 | 0,031 226 |
| 0,8—0,9 | 0,85 | 0,027 798 | 0,75— 0,85 | 0,8 | 0,028 969 |
| 0,9—1,0 | 0,95 | 0,025 407 | 0,85— 0,95 | 0,9 | 0,026 609 |
| 1,0—1,1 | 1,05 | 0,022 987 | 0,95— 1,05 | 1,0 | 0,024 199 |
| 1,1—1,2 | 1,15 | 0,020 594 | 1,05— 1,15 | 1,1 | 0,021 784 |
| 1,2—1,3 | 1,25 | 0,018 266 | 1,15— 1,25 | 1,2 | 0,019 419 |
| 1,3—1,4 | 1,35 | 0,016 040 | 1,25— 1,35 | 1,3 | 0,017 137 |
| 1,4—1,5 | 1,45 | 0,013 942 | 1,35— 1,45 | 1,4 | 0,014 972 |
| 1,5—1,6 | 1,55 | 0,012 001 | 1,45— 1,55 | 1,5 | 0,012 951 |
| 1,6—1,7 | 1,65 | 0,010 227 | 1,55— 1,65 | 1,6 | 0,011 094 |
| 1,7—1,8 | 1,75 | 0,008 628 | 1,65— 1,75 | 1,7 | 0,009 405 |
| 1,8—1,9 | 1,85 | 0,007 206 | 1,75— 1,85 | 1,8 | 0,007 895 |
| 1,9—2,0 | 1,95 | 0,005 959 | 1,85— 1,95 | 1,9 | 0,006 562 |
| 2,0—2,1 | 2,05 | 0,004 879 | 1,95— 2,05 | 2,0 | 0,005 399 |
| 2,1—2,2 | 2,15 | 0,003 955 | 2,05— 2,15 | 2,1 | 0,004 398 |
| 2,2—2,3 | 2,25 | 0,003 174 | 2,15— 2,25 | 2,2 | 0,003 548 |
| 2,3—2,4 | 2,35 | 0,002 522 | 2,25— 2,35 | 2,3 | 0,002 833 |
| 2,4—2,5 | 2,45 | 0,001 984 | 2,35— 2,45 | 2,4 | 0,002 240 |
| 2,5—2,6 | 2,55 | 0,001 545 | 2,45— 2,55 | 2,5 | 0,001 753 |
| 2,6—2,7 | 2,65 | 0,001 191 | 2,55— 2,65 | 2,6 | 0,001 358 |
| 2,7—2,8 | 2,75 | 0,000 909 | 2,65— 2,75 | 2,7 | 0,001 042 |
| 2,8—2,9 | 2,85 | 0,000 687 | 2,75— 2,85 | 2,8 | 0,000 791 |
| 2,9—3,0 | 2,95 | 0,000 514 | 2,85— 2,95 | 2,9 | 0,000 595 |
| 3,0—3,1 | 3,05 | 0,000 381 | 2,95— 3,05 | 3,0 | 0,000 443 |
| 3,1—3,2 | 3,15 | 0,000 279 | 3,05— 3,15 | 3,1 | 0,000 327 |
| 3,2—3,3 | 3,25 | 0,000 203 | 3,15— 3,25 | 3,2 | 0,000 238 |
| 3,3—3,4 | 3,35 | 0,000 146 | 3,25— 3,35 | 3,3 | 0,000 172 |
| 3,4—3,5 | 3,45 | 0,000 104 | 3,35— 3,45 | 3,4 | 0,000 123 |
| 3,5—3,6 | 3,55 | 0,000 073 | 3,45— 3,55 | 3,5 | 0,000 087 |
| 3,6—3,7 | 3,65 | 0,000 051 | 3,55— 3,65 | 3,6 | 0,000 061 |
| 3,7—3,8 | 3,75 | 0,000 035 | 3,65— 3,75 | 3,7 | 0,000 042 |
| 3,8—3,9 | 3,85 | 0,000 024 | 3,75— 3,85 | 3,8 | 0,000 029 |
| 3,9—4,0 | 3,95 | 0,000 016 | 3,85— 3,95 | 3,9 | 0,000 020 |
| 4,0—4,1 | 4,05 | 0,000 010 | 3,95— 4,05 | 4,0 | 0,000 013 |
| 4,1—4,2 | 4,15 | 0,000 007 | 4,05— 4,15 | 4,1 | 0,000 009 |
| 4,2—4,3 | 4,25 | 0,000 005 | 4,15— 4,25 | 4,2 | 0,000 006 |
| 4,3—4,4 | 4,35 | 0,000 003 | 4,25— 4,35 | 4,3 | 0,000 004 |
| 4,4—4,5 | 4,45 | 0,000 002 | 4,35— 4,45 | 4,4 | 0,000 002 |
| 4,5—4,6 | 4,55 | 0,000 001 | 4,45— 4,55 | 4,5 | 0,000 002 |
| 4,6—4,7 | 4,65 | 0,000 001 | 4,55— 4,65 | 4,6 | 0,000 001 |
| 4,7—4,8 | 4,75 | 0,000 001 | 4,65— 4,75 | 4,7 | 0,000 001 |
| Área da metade da curva (Soma) | | 0,500 000 | Área da metade da curva (Soma menos metade do primeiro valor). | | 0,519 947 -0,019 947 0,500 000 |

TÁBUA VIII

FREQUÊNCIA DA DISTRIBUIÇÃO DE GAUSS

| INTERVALO $\frac{1}{4}$ do erro | FREQUÊNCIA | INTERVALO $\frac{1}{2}$ do erro | FREQUÊNCIA |
|------------------------------------|------------|------------------------------------|------------|
| 0,0 — 0,25 | 0,0988 | 0 — 0,5 | 0,1916 |
| 0,25 — 0,50 | 0,0928 | 0,5 — 1,0 | 0,1499 |
| 0,50 — 0,75 | 0,0819 | 1,0 — 1,5 | 0,0918 |
| 0,75 — 1,00 | 0,0680 | 1,5 — 2,0 | 0,0440 |
| 1,00 — 1,25 | 0,0530 | 2,0 — 2,5 | 0,0165 |
| 1,25 — 1,50 | 0,0388 | 2,5 — 3,0 | 0,0049 |
| 1,50 — 1,75 | 0,0267 | 3,0 — 3,5 | 0,0011 |
| 1,75 — 2,00 | 0,0173 | 3,5 — 4,0 | 0,0002 |
| 2,00 — 2,25 | 0,0105 | | |
| 2,25 — 2,50 | 0,0060 | INTERVALO uma vez o erro | FREQUÊNCIA |
| 2,50 — 2,75 | 0,0033 | 0 — 1,0 | 0,3415 |
| 2,75 — 3,00 | 0,0016 | 1,0 — 2,0 | 0,1358 |
| 3,00 — 3,25 | 0,0008 | 2,0 — 3,0 | 0,0214 |
| 3,25 — 3,50 | 0,0003 | 3,0 — 4,0 | 0,0013 |
| 3,50 — 3,75 | 0,0001 | | |
| 3,75 — 4,00 | 0,0001 | | |

TÁBUA X
LIMITES DE χ^2 E DO DESVIO RELATIVO (D)
NAS
DISTRIBUIÇÕES DE PEARSON

| n (χ^2) | 1 ‰ | | 1 % | | 5 % | | n (χ^2) |
|----------------|----------|------|----------|------|----------|------|----------------|
| | χ^2 | D | χ^2 | D | χ^2 | D | |
| 1 | 10,83 | 3,29 | 6,66 | 2,58 | 3,84 | 1,96 | 1 |
| 2 | 13,82 | 2,63 | 9,21 | 2,15 | 5,99 | 1,73 | 2 |
| 3 | 16,27 | 2,33 | 11,35 | 1,95 | 7,82 | 1,61 | 3 |
| 4 | 18,47 | 2,15 | 13,28 | 1,82 | 9,49 | 1,54 | 4 |
| 5 | 20,52 | 2,02 | 15,09 | 1,74 | 11,07 | 1,49 | 5 |
| 6 | 22,46 | 1,93 | 16,81 | 1,67 | 12,59 | 1,45 | 6 |
| 7 | 24,32 | 1,86 | 18,48 | 1,62 | 14,07 | 1,42 | 7 |
| 8 | 26,13 | 1,81 | 20,09 | 1,58 | 15,51 | 1,39 | 8 |
| 9 | 27,88 | 1,77 | 21,67 | 1,55 | 16,92 | 1,37 | 9 |
| 10 | 29,59 | 1,72 | 23,21 | 1,52 | 18,31 | 1,35 | 10 |
| 11 | 31,26 | 1,69 | 24,73 | 1,50 | 19,68 | 1,34 | 11 |
| 12 | 32,91 | 1,66 | 26,22 | 1,48 | 21,03 | 1,33 | 12 |
| 13 | 34,53 | 1,63 | 27,69 | 1,46 | 22,36 | 1,31 | 13 |
| 14 | 36,12 | 1,61 | 29,14 | 1,44 | 23,69 | 1,30 | 14 |
| 15 | 37,70 | 1,59 | 30,58 | 1,43 | 25,00 | 1,29 | 15 |
| 16 | 39,25 | 1,57 | 32,00 | 1,41 | 26,30 | 1,28 | 16 |
| 17 | 40,79 | 1,55 | 33,41 | 1,40 | 27,59 | 1,27 | 17 |
| 18 | 42,31 | 1,53 | 34,81 | 1,39 | 28,87 | 1,27 | 18 |
| 19 | 43,82 | 1,52 | 36,19 | 1,38 | 30,14 | 1,26 | 19 |
| 20 | 45,32 | 1,51 | 37,57 | 1,37 | 31,41 | 1,25 | 20 |
| 21 | 46,80 | 1,49 | 38,93 | 1,36 | 32,67 | 1,25 | 21 |
| 22 | 48,27 | 1,48 | 40,29 | 1,35 | 33,92 | 1,24 | 22 |
| 23 | 49,73 | 1,47 | 41,64 | 1,35 | 35,17 | 1,24 | 23 |
| 24 | 51,18 | 1,46 | 42,98 | 1,34 | 36,42 | 1,23 | 24 |
| 25 | 52,62 | 1,45 | 44,31 | 1,33 | 37,65 | 1,23 | 25 |
| 26 | 54,05 | 1,44 | 45,64 | 1,32 | 38,89 | 1,22 | 26 |
| 27 | 55,48 | 1,43 | 46,96 | 1,32 | 40,11 | 1,22 | 27 |
| 28 | 56,89 | 1,43 | 48,28 | 1,31 | 41,34 | 1,21 | 28 |
| 29 | 58,30 | 1,42 | 49,59 | 1,31 | 42,56 | 1,21 | 29 |
| 30 | 59,70 | 1,41 | 50,89 | 1,30 | 43,77 | 1,20 | 30 |

Nota : — Para os graus de liberdade maiores do que 30, divide-se o valor de χ^2 achado pelo seu grau de liberdade, extraindo depois a raiz quadrada. Os limites a serem usados encontram-se nas tábuas II e IV para o desvio relativo com $n_1 = n (\chi^2)$ e $n_2 = \text{infinito}$.

T Á B U A X I
L I M I T E S D E P R E C I S Ã O

| N | LIMITES CALCULADOS | | LIMITES CONVENCIONAIS | |
|-----|--------------------|-----------------|-----------------------|-----------------------|
| | Probabilidade | Improbabilidade | Probabilidade | Improbabilidade |
| 5 | 1: 25 ou 4% | 1: 50 ou 2% | 1 em 20 ou 5% | 1 em 100 ou 1% |
| 10 | 1: 50 ou 2% | 1: 100 ou 1% | | |
| 20 | 1: 100 ou 1% | 1: 200 ou 0,5% | | |
| 30 | 1: 150 ou 0,7% | 1: 300 ou 0,3% | 1 em 100 ou 1% | 1 em 1.000 ou 0,1% |
| 40 | 1: 200 ou 0,5% | 1: 400 ou 0,25% | | |
| 50 | 1: 250 ou 0,4% | 1: 500 ou 0,2% | | |
| 75 | 1: 375 ou 0,3% | 1: 750 ou 0,1% | | |
| 100 | 1: 500 ou 0,2% | 1:1000 ou 0,1% | | |
| N | 1:5 N | 1:10 N | — | — |

N : Número de comparações **simultâneas**.