

ROLAND VENCovsky  
Engenheiro Agrônomo

Assistente  
do  
Instituto de Genética

Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"

APLICAÇÃO DE ALGUNS MÉTODOS ESTATÍSTICOS  
À SISTEMÁTICA

Tese de doutoramento apresentada à  
Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"  
em

Outubro de 1960.

A meus pais.

## ÍNDICE

	pg.
1 - Introdução .....	1
2 - Considerações sobre alguns métodos estatísticos ..	4
3 - Material de estudos	
3.1 . As plantas estudadas .....	10
3.2 . A obtenção dos dados .....	13
4 - Os métodos estatísticos que foram aplicados	
4.1 . A análise e as componentes da variância ....	15
4.2 . A correlação interclasse .....	19
4.3 . A correlação intraclasse e o coeficiente de transgressão .....	20
4.4 - O teste "t" e o Coeficiente de semelhança morfológica de Pearson, aplicados a índi- ces .....	21
5 - Os resultados das análises estatísticas	
5.1 - O teste "t" e o Coeficiente de semelhança morfológica de Pearson .....	23
5.2 . Resultados da análise da variância .....	25
5.3 . A transvariação e a correlação intraclasse..	30
5.4 . A correlação interclasse em <u>Hormidium</u> <u>fragrans</u> (Sw.) Brieg. ....	32
Conclusões .....	33
Bibliografia citada .....	38
Agradecimentos .....	41
Figuras .....	42
Tabelas .....	46
Gráficos .....	55

-X-X-X-X-X-

-X-X-X-X-

-X-X-X-

-X-X-

## 1 - INTRODUÇÃO

Foi Linné, há cerca de 200 anos, quem primeiro reconheceu a necessidade de se classificar as plantas e animais e organiza-los num sistema taxonômico. O sistema que criou foi, por êle próprio, considerado artificial, pois, naquela época, era fundamental a hipótese de que as espécies haviam sido criadas independentemente uma da outra. Assim sendo, isto é, não havendo entre grupos quaisquer de indivíduos, conforme a hipótese, qualquer interdependência ou relação, o único motivo que existia para justificar o grupamento de espécies em gêneros etc., era a maior ou menor semelhança morfológica. A partir do início do século passado, porém, a situação mudou profundamente com a introdução e aceitação geral dos princípios de evolução filogenética. Esses princípios, sabemos, estabelecem que as espécies são formadas por transformação genética progressiva de outras, com a eliminação, ou extinção, posterior, das formas intermediárias. Atualmente sabe-se que o processo evolutivo do qual resultam espécies novas deve-se dar nos estágios seguintes: 1) uma diversificação progressiva, 2) um isolamento reprodutivo das formas novas, 3) uma eliminação das formas intermediárias. Completando-se a especiação apenas quando todos êsses estágios atingiram o seu término. É evidente que, analisando-se grupos naturais de indivíduos, deverá ser possível encontrar casos em que o processo evolutivo já atingiu o seu fim e casos em que êle ainda está em plena marcha.

No presente trabalho voltamos as nossas atenções para as categorias taxonômicas do nível específico e sub-específico. Neste nível sabemos ser possível distinguir, pelo menos, duas categorias: a espécie, como unidade superior e a sub-espécie, como unidade inferior. Existem outras, como a "forma" (aplicado a casos em que há apenas leves divergências com respeito ao



tipo específico básico) e "variedade" (atualmente usado de uma maneira muito variável); estas, no entanto, têm ainda pouco valor científico principalmente por não estarem ainda bem definidas e caracterizadas.

A literatura que existe sobre o conceito de espécie e sub-espécie é muito vasta. Limitar-nos-emos aqui, pois, às referências feitas por Brieger (1960) a êsse respeito. Diz, êsse autor, entre outras coisas "Consideramos como essencial para "definir o conceito de espécie e sub-espécie: (a) a existência" "de caracteres, "distintivos"; (b) a relativa constância dessas" "diferenças que assim devem tanto ser geneticamente fixadas, " "não sofrendo variação excessiva, como também protegidas por um" "mecanismo de isolamento". Êsse autor diz ainda "... dentro de" "cada conjunto de categorias, avaliando a amplitude geral da" "variabilidade de caracteres, a objetividade da distinção aumen" "ta consideravelmente, mormente quando empregamos métodos esta-" "tísticos eficientes, além da avaliação puramente qualitativa " "das diferenças". Com respeito às cripto-espécies acentua que "..."Para nós não interessa êsse conceito extremo de cripto-es-" "pécie, pois pretendemos estudar categorias que o taxonomista " "pode reconhecer, isto é, que possuem diferenças visíveis e cons-" "tatáveis"... "Podemos acrescentar que cada espécie, ou sub-es-" "pécie deve ocupar uma área geográfica delimitada..."

Aliando-se essas considerações ao fato de que as espécies representam um estágio filogenético mais adiantado do que o representado pelas sub-espécies, torna-se possível formular a hipótese de que deve existir entre duas espécies um contraste morfológico, em termos médios, mais amplo do que o existente entre duas sub-espécies. Conclue-se, então, ser muito bem possível a aplicação de métodos estatísticos para a avaliação da intensidade desse contraste, afastamento, ou grau de diversificação

morfológica em grupos naturais de indivíduos. Convém, todavia, dizer que embora os processos evolutivos sejam de uma natureza gradativa, pois dependem do acúmulo progressivo de mutações novas e do aumento, ou diminuição, de sua frequência sob os efeitos da seleção, a ação fenotípica de uma mutação não é essencialmente dessa mesma natureza. Assim, contrastes morfológicos consideráveis, que surgiram durante uma diversificação, na evolução, tanto podem ser o resultado de um acúmulo lento de muitas mutações, em que cada uma tem um efeito fenotípico fraco, ou do aparecimento, repentino de umas poucas com efeito fenotípico acentuado. Vê-se pois, que de contrastes ou "distâncias morfológicas" quaisquer, determinados, nem sempre podem ser concluídas as distâncias filogenéticas correspondentes; fato já mencionado por Mayr (1940). Pareceu-nos, mesmo assim interessante, tentar expressar em termos mais precisos as "distâncias morfológicas" existentes entre certos grupos, situados em diversas classes taxonômicas, nunca deixando de levar em conta considerações de ordem biológica antes de traçar um paralelo entre as "distâncias" mencionadas e as filogenéticas.

Em seus estudos sobre a filogenia das Orchidaceae o Prof. F.G.Brieger achou varios casos nos quais tinha se tornado difícil a determinação do nível taxonômico pelos métodos qualitativos comumente aplicados em estudos dessa natureza. Sugeriu-nos êle, então, em 1958, submeter alguns desses casos a uma análise estatística mais detalhada.

## 2 - CONSIDERAÇÕES SOBRE ALGUNS MÉTODOS ESTATÍSTICOS

Sabemos ser grande o número de métodos biométricos existentes para o estudo da morfologia de grupos de indivíduos.

Além dos métodos de análise de variância, isolamento das componentes de variância e correlação, que serão discutidos mais tarde, mencionaremos aqui alguns outros aplicáveis a estudos dessa natureza.

a) Em 1921 Tildesley, aplicando o chamado Coefficiente de Semelhança Racial proposto por Pearson (1919) mostrou a possibilidade de se estimar a "distância morfológica" entre amostras de grupos de indivíduos. Posteriormente o coeficiente de Pearson foi muito empregado em outros trabalhos feitos sobre classificação de ossos humanos, (Morant, 1923, 1926) (Hooke e Morant, 1926).

Esse coeficiente, que preferimos chamar de "coeficiente de semelhança morfológica" (C.S.M.) é basicamente definido por

$$C.S.M. = \frac{1}{p} \sum_{i=1}^p t_i^2 \quad (\text{Pearson, 1926}) \quad (\text{Rao, 1952})$$

sendo  $p$  o número de caracteres estudados e

$$t_i^2 = \frac{(\bar{x}_{i1} - \bar{x}_{i2})^2}{s_i^2 \left( \frac{1}{n_{i1}} + \frac{1}{n_{i2}} \right)} \quad (\text{Pearson em seus trabalhos não emprega a notação "t" de Student})$$

$\bar{x}_{i1}$  e  $\bar{x}_{i2}$  são as médias do  $i$ ésimo caráter, dos grupos 1 e 2, e que foram calculadas a partir de  $n_{i1}$  e  $n_{i2}$  observações;  $s_i^2$  é a variância média, desse caráter, nos dois grupos, isto é,

$$s_i^2 = \frac{(g.l.i1 s_{i1}^2) + (g.l.i2 s_{i2}^2)}{g.l.i1 + g.l.i2} \quad \text{sendo g.l. o grau de liberdade}$$

O C.S.M. pode ser considerado como um indicador da "distância morfológica" entre grupos.

Em casos em que se tem mais de 2 grupos, por exemplo

1, 2 e 3, os coeficientes calculados 1,2 , 1,3 e 2,3 são comparáveis somente se as amostras forem do mesmo tamanho; quando porém isso não se verifica, Pearson sugeriu (segundo Rao, 1952) o cálculo de C.S.M. reduzidos (Reduced coefficient of racial likeness - R.C.R.L.) (Rao, 1952).

$$C.S.M.R. = \frac{\bar{n}_1 + \bar{n}_2}{\bar{n}_1 \cdot \bar{n}_2} \cdot \frac{1}{p} \left[ \sum_{i=1}^p \frac{n_{i1} \cdot n_{i2}}{n_{i1} + n_{i2}} \left( \frac{\bar{x}_{i1} - \bar{x}_{i2}}{s_i} \right)^2 - 1 \right]$$

sendo

$$\bar{n}_1 = \frac{1}{p} \sum_{i=1}^p n_{i1} \quad \text{e} \quad \bar{n}_2 = \frac{1}{p} \sum_{i=1}^p n_{i2} .$$

b) Por sua vez, a caracterização de um grupo por um certo número de caracteres qualquer, tornou-se possível com o aparecimento das Funções Discriminantes de Fisher (1936,1938) Mather (1949) aplicando as referidas funções apresentou interessante estudo da forma de espigas de cevada, em variedade e híbridos de cruzamentos que fez.

c) Sabemos que num grupo natural de intercruzamento, geneticamente fixado, a forma mantém-se relativamente constante, de indivíduo para indivíduo, excluindo-se, evidentemente, as exceções, como o polimorfismo sexual, as mutações etc. Olson (1958) demonstrou a veracidade do que acima se mencionou, em amostras de uma população de pombos, por intermédio da prova da existência de homogeneidade de séries de coeficientes de correlação que calculou para cada combinação, dois a dois, dos caracteres. Pôde concluir, da mesma forma, que um grupo de Pentremites (animais fósseis), por êle estudado, se apresentava num estado evolutivo acentuadamente instável pelo fato de se haver notado uma flutuação, entre os coeficientes de correlação, significativamente maior que a que se podia esperar como sendo devida à amostragem. O mesmo autor estudando caracteres



de ratos albinos, em diversos estágios ontogênicos, verificou que a estabilidade morfológica relativa, quando existe, só é alcançada no estado adulto.

d) O conceito de distância morfológica, introduzida por Pearson, foi, mais tarde, em 1936, reconsiderada por Mahalanobis (1936) de uma maneira mais exata e com fundamentos matemáticos mais sólidos. O método desse autor, conhecido como Distância Morfológica de Mahalanobis, consiste em se determinar um valor D, representativo da distância é que é função do coeficiente de transvariação, ou transgressão, (overlapping) de duas distribuições normais multidimensionais representativas, cada uma, das populações em estudo. Consta êle, muito simplificada, do seguinte: Suponhamos p o nº de caracteres considerados num estudo da morfologia de 2 grupos de indivíduos (A e B) e suponhamos também que

$$X_{A1}, X_{A2} \dots X_{Ap}$$

$X_{B1}, X_{B2} \dots X_{Bp}$ , sejam as médias de cada caracter em cada grupo,

$$X_1, X_2 \dots X_p \text{ as médias aritméticas gerais e}$$

$s_1, s_2 \dots s_p$  os desvios-padrão médios ponderados de cada carater.

O primeiro passo é estandarizar as médias  $X_{A1}, X_{A2} \dots$  etc; teriamos então para  $X_{A1}$  e  $X_{B1}$ , p.ex., as variáveis estandarizadas:

$$\frac{X_{A1} - X_1}{s_1}$$

respectivamente.

O segundo passo é tornar as variáveis  $x_{A1}, x_{A2}$  etc., independentes uma das outras. Suponhamos sejam

$$Y_{A1}, Y_{A2} \dots Y_{Ap}$$

$Y_{B1}, Y_{B2} \dots Y_{Bp}$  essas variáveis independentes, e que são, para o grupo A, p.ex., definidas como segue

$$Y_{A1} = x_{A1}$$

$$Y_{A2} = x_{A2} - a_{21} x_{A1}$$

$$Y_{A3} = x_{A3} - a_{32} x_{A2} - a_{31} x_{A1}$$

$$Y_{Ap} = x_{Ap} - a_{p,p-1} x_{A,p-1} \dots - a_{p1} x_{A1}$$

sendo o primeiro elemento (pivotal), no caso  $Y_{A1}$ , escolhido ao acaso.

$a_{21}, a_{32} \dots a_{ij}$  são coeficientes gerais, comuns aos grupos, e que tornam os valores  $Y_{Ai}, Y_{Aj}$  e  $Y_{Bi}, Y_{Bj}$  independentes. Ora, se  $Y_{Ai}$  é independente de  $Y_{Aj}$  é óbvio que

(1) Covariância  $Y_{Ai} Y_{Aj} = 0$  etc. Com base nisso vem que, para o grupo A,

$$a_{21A} = \frac{\text{Cov}(x_{A1}, x_{A2})}{s_{Y_{A1}}^2} \quad \text{sendo } s_{Y_{A1}}^2 = s_{x_{A1}}^2 = 1$$

$$a_{21A} = \text{Cov}(x_{A1}, x_{A2}) = r(X_{A1}, X_{A2})$$

$$a_{p1A} = \text{Cov}(x_{A1}, x_{Ap}) = r(X_{A1}, X_{Ap})$$

Dissemos que os coeficientes  $a$  devem ser comuns aos grupos; para isto, então, basta determinar covariâncias médias ponderadas. (2) Teríamos então p.ex.

$$a_{21} = \text{Cov } x_1 x_2 = \frac{gl \cdot A_1 (\text{Cov } x_{A1} x_{A2}) + gl \cdot B_1 (\text{Cov } x_{B1} x_{B2})}{gl \cdot A_1 + gl \cdot B_1}$$

$$= r(X_1, X_2)$$

$$a_{31} = r(X_1, X_3)$$

$$a_{p1} = r(X_1, X_p) \text{ em que } gl. \text{ são graus de liberdade e } r(X_1, X_p) \text{ o}$$

coeficiente médio ponderado de correlação calculado a partir das variáveis originais. Note-se que a estandarização reduz todas as variáveis a uma mesma escala; faz com que elas fiquem pertencendo a uma população só, de média = 0 e desvio-padrão = 1.

Baseando-se ainda em (1) e (2) vem que

$$a_{32} = \frac{\text{Cov}(x_3, x_2) - a_{21} \text{Cov}(x_3, x_1)}{s_{Y_2}^2}$$

$$s_{Y_2}^2 = s_{x_2}^2 - a_{21} \text{Cov}(x_2, x_1)$$

$$s_{Y_2}^2 = s_{x_2}^2 - (a_{21})^2 = 1 - (a_{21})^2$$

$$a_{32} = \frac{\text{Cov}(x_3, x_2) - a_{21} a_{31}}{1 - (a_{21})^2} = \frac{r(X_3, X_2) - a_{21} a_{31}}{1 - (a_{21})^2}$$

e assim por diante.

O terceiro passo é estandarizar as variáveis independentes calculadas. Consideremos, então,  $y_{A1}, y_{A2}, \dots, y_{Ap}$  e  $y_{B1}, y_{B2}, \dots, y_{Bp}$  essas novas variáveis. Assim

$$y_{A1} = \frac{Y_{A1}}{s_{Y1}} = Y_{A1} ; y_{B1} = \frac{Y_{B1}}{s_{Y1}} = Y_{B1}$$

$$y_{A2} = \frac{Y_{A2}}{s_{Y2}} = \frac{Y_{A2}}{\sqrt{1 - (a_{21})^2}} ; y_{B2} = \frac{Y_{B2}}{s_{Y2}} = \frac{Y_{B2}}{\sqrt{1 - (a_{21})^2}}$$

etc.

Teríamos, finalmente, para os dois grupos uma tabela como a seguinte

caract.	A	B
1	$y_{A1}$	$y_{B1}$
2	$y_{A2}$	$y_{B2}$
:	:	:
P	$y_{Ap}$	$y_{Bp}$



D será dado por

$$D_{AB} = \sqrt{\sum_{i=1}^p (y_{Ai} - y_{Bi})^2}$$

e que representa a "distância morfológica" entre os grupos A e B.

Se, ao invés de dois, tivermos n grupos (n = 1, 2... K, L ... N)

$$D_{KL} = \sqrt{\sum_{i=1}^p (y_{Ki} - y_{Li})^2}$$

É importante notar que D não se altera se quando p.ex. ao invés de p usarmos p + x caracteres; a não ser que êsses x caracteres adicionais tenham algum valor discriminatório. Em 1949 Mahalanobis, Manjubar e Rao, (Rao, 1952) empregando o método referido, determinaram a distância existente entre 12 castas e tribus de nativos da India e assim conseguiram, elegantemente, mostrar o grau de semelhança existente entre os grupos e representa-los como pontos sôbre um plano, formando uma constelação.

e) Estudos biométricos da morfologia relacionados mais diretamente com a taxonomia foram efetuados por Marishima e Ichi-Oka (1960) que aplicaram em 16 espécies de arroz a análise fatorial de matrizes de correlação interespecífica. (Por correlação interespecífica entende-se o cálculo de coeficientes de correlação interclasse "r" a partir das médias estandardizadas dos caracteres, para todas as combinações, 2 a 2, das espécies em estudo. O conjunto de coeficientes assim calculados dão uma matriz quadrada, simétrica de ordem n, em que n é o número de espécies estudadas.) As conclusões obtidas sôbre a situação filogenética das espécies puderam ser comparadas às outras obtidas empírica-



mente por taxonomistas e, além disso, mostraram muitos detalhes anteriormente desconhecidos. O emprêgo das matrizes de correlação interespecífica foi introduzido por Michener e Sokal (1957), em estudos sôbre insetos com o fim de eliminar, ao máximo possível, a subjetividade na classificação taxonômica e o da análise fatorial, das matrizes mencionadas, por Sokal (1958). Podemos citar ainda o trabalho de Hill que versou sôbre a aplicação de análises estatísticas na classificação de raças do peixe Alosa sapidissima.

### 3 - MATERIAL DE ESTUDOS

#### 3.1 - As plantas estudadas

Damos abaixo a relação dos grupos cuja morfologia estudamos e o número de indivíduos correspondentes:

A) <u>Hormidium fragrans</u> (Sw.) Brieg.	36
B) <u>Hormidium glumaceum</u> (Lindl) Brieg.	29
C) <u>Hormidium alması</u> (Hoehne) Brieg.	10
D) <u>Brassavola perrinii</u> Lindl. - 1	24
E) <u>Brassavola perrinii</u> Lindl. - 2	9
F) <u>Brassavola perrinii</u> Lindl. - 3	12
G) <u>Brassavola cebolleta</u> Reichb.f.	12

Num total de 132 plantas

Todas as plantas estudadas pertencem à coleção da Secção de Genética da E.S.A. "Luiz de Queiroz". Elas foram coletadas em seu ambiente natural por pessoal técnico ou pessoas fidedignas, não podendo, pois, haver dúvidas quanto às suas origens. A maioria delas, quando se iniciou êsse trabalho, já se encontravam nos ripados da Secção de Genética há alguns anos,

fato êsse que é de importância pois sabe-se que as modificações fenotípicas que ocorrem, principalmente nas partes vegetativas, quando se muda o ambiente, são consideráveis. Não seria, por isso, aconselhável fazer estudos biométricos em grupos que se encontram em ambientes muito diversos. Os contrastes observados num caso assim poderiam ser apenas resultado de uma variação fenotípica, variação essa que não pode ser levada em consideração em estudos dessa natureza.

Como dissemos, as condições de ambiente para todas as plantas eram muito semelhantes. Todas foram adubadas, regadas e tratadas com controladores de pragas e doenças, de uma maneira uniforme.

A) Hormidium fragrans (Sw.) Brieg. distribue-se pelo litoral do continente desde o sul do Brasil até o México, de uma forma contínua, sendo quebrada essa continuidade apenas pelas plantas encontradas no Perú e Bolívia. Há a evidência (Brieg. 1960) de que êsse grupo forma o que se chama de cline, isto é, numa cadeia de grupos menores, em estágios evolutivos infra específico, que apresenta um gradiente morfológico. (Huxley, 1945) O florescimento de H.fragrans se dá entre Dezembro e Abril.

Dêsse grupo pudemos estudar amostras de: Panamá, Colombia, Guiana Francesa e Brasil (Ceará; Pernambuco; São Paulo ((Angra dos Reis, Itatiaia, São José dos Campos e Ilha Comprida)) e Santa Catarina.)

B) Hormidium glumaceum (Lindl) Brieg. Encontra-se desde Santa Catarina até o Sul de Minas. Floresce de Fevereiro a Abril.

Dêsse grupo estudamos amostras de: Minas Gerais (Itajubá), São Paulo (Itatiaia, Campos do Jordão), Paraná (Monte Alegre, Serra da Jangada) e Santa Catarina (Litoral Norte).

C) Hormidium almasyi (Hoehne) Brieg. Distribue-se por uma área que, pode-se dizer, é o centro da área de distribuições de Hormidium glumaceum. É semelhante na sua orientação porém menor que a dêsse último, não penetrando pelo estado de Minas. Floresce de Março a Maio.

Dessa espécie contamos com amostras de: São Paulo (Serra de Paranapiacaba e Jacupiranga), Paraná (Monte Alegre) e Santa Catarina. Da comparação das épocas de florescimento dessas duas últimas espécies pode-se ver que não há isolamento completo ainda.

D) Brassavola perrinii Lindl - 1. Foram estudadas plantas da região de Itajubá (Minas Gerais). Floresce em setembro, outubro, novembro; com um máximo, para as condições de Piracicaba, em outubro.

E) Brassavola perrinii Lindl - 2. Estudamos plantas de Poços de Caldas (Minas Gerais). O florescimento ocorre em Novembro, Dezembro e Janeiro, com o máximo em Dezembro.

F) Brassavola perrinii Lindl - 3. Estudamos plantas de região próxima a Florianópolis (Santa Catarina). Floresce em Setembro, Outubro, com um máximo de florescimento em Setembro.

Dos três últimos grupos, quanto ao florescimento, é o de nº 3 o mais precoce, seguem o nº 1 e 2; nota-se transgressão mais forte das épocas entre 3 e 1 e menos acentuada entre 1 e 2.

G) Brassavola cebolleta Reichb.f. Esse grupo controu com representantes encontrados em região litorânea do estado da Bahia, próxima a Salvador. (Lagoa do Abaeté) O máximo de florescimento ocorre em Julho. (Devemos dizer que esta espécie entrou somente em parte das análises).



### 3.2 - A obtenção dos dados

Nas análises foram considerados os seguintes caracteres:

1 - CSD - Comprimento	}	sépala dorsal
2 - LSD - Largura		
3 - CSL - Comprimento	}	sépala lateral
4 - LSL - Largura		
5 - CP - Comprimento	}	pétala
6 - LP - Largura		
7 - CL - Comprimento	}	labelo
8 - LL - Largura		
9 - CPd - Comprimento do pedúnculo		
10 - CCE - Comprimento do canal estilar		
11 - CO - Comprimento do ovário		
12 - CPç - Comprimento do "pescoço"		
13 - CC - Comprimento	}	coluna
14 - LC - Largura		
15 - EC - Espessura		
16 - CBr - Comprimento	}	bráctea
17 - LBr - Largura		
18 - CE - Comprimento da espata		
19 - CIC - Comprimento da parte com flores	}	inflorescência
20 - CIS - Comprimento da parte sem flores		
21 - NF - Nº de flores		
22 - CB - Comprimento	}	pseudo-bulbo
23 - LB - Largura		
24 - EB - Espessura		
25 - CF - Comprimento	}	fôlha
26 - LF - Largura		

Pseudo-bulbos e fôlhas foram medidas sômente em Hor-  
midium glumaceum e almasyi; o "pescoço" (parte do pedúnculo que  
separa o ovário da inserção das sépalas e pétalas) foi medido  
apenas em Brassavola.

A mensuração dos caracteres de nºs. 1 a 17, inclusi-  
ve, foi feita da seguinte forma: as diversas partes da flor fo-  
ram dissecadas, extendidas sôbre cartolina, presas com fita ade-  
siva transparente e em seguida, medidas. Os demais foram medidas  
diretamente na planta.

Sômente foram consideradas as pseudo-bulbos, e as  
respectivas fôlhas, que tinham inflorescência. As flores foram  
medidas sômente depois de totalmente desenvolvidas. Num indiví-  
duo foram tomadas flores de preferência, de pseudo-bulbos diferentes  
com um nº que variou de 1 a 15 com uma média aproximada de 5.

Nas análises, além das mensurações diretas, conside-  
ramos índices, isto é, relações entre largura e comprimento (de  
um modo geral) os quais são indicadores aproximados da forma.

Os índices levados em conta foram, para o gênero Hor-  
midium:

$$i_1 = \frac{L.S.D.}{C.S.D.}; i_2 = \frac{L.S.L.}{C.S.L.}; i_3 = \frac{L.P.}{C.P.}; i_4 = \frac{L.L.}{C.L.}; i_5 = \frac{C.O.}{C.Pd}$$

$$i_6 = \frac{L.C.}{C.C.}; i_7 = \frac{L.Br}{C.Br.} \text{ e para o gênero } \underline{\text{Brassavola}} \text{ os mes-}$$

mos, com excessão do  $i_6$  que foi substituído por  $i_6 = \frac{C.Pc.}{C.Pd.}$

Nas figuras nº 1 e 2 são dados desenhos esquemáticos  
da flor característica de cada grupo e nas figuras 3 e 4 os lo-  
cais de coleta das amostras.

#### 4 - OS MÉTODOS ESTATÍSTICOS QUE FORAM APLICADOS

Os métodos que aplicamos no presente trabalho, com o fim de apreciar o comportamento morfológico dos grupos, são dados a seguir.

##### 4.1 - A análise e as componentes da variância

Essa análise foi aplicada a fim de se poder estimar:-

- a) o grau de uniformidade de cada grupo
- b) o grau de diversificação existente entre grupos, a partir das amostras colhidas de cada um.

No primeiro caso a análise obedeceu ao modelo matemático seguinte:

$$y_{ij} = m + p_i + e_{ij}$$

em que  $y_{ij}$  é uma mensuração qualquer, de um dado caráter, feita na planta  $i$  e repetição  $j$ ,  $m$  é a média geral,  $p_i$  é o desvio que mede o efeito da planta e  $e_{ij}$  é a contribuição do acaso. A tabela da análise da variância fica sendo, pois, a seguinte:

F.V	G.L.	Q.M.	E (Q.M.)
Entre "b" plantas (EP)	b - 1	$V_1$	$\sigma_e^2 + k \sigma_p^2$
Entre as mensurações dentro das "b" plantas (DP)	N - b	$V_2$	$\sigma_e^2$
Total	N - 1		

em que N é o número total de mensurações feitas, do caráter considerado, e b é o número de plantas. A hipótese da nulidade de  $\sigma_p^2$  é testada por  $V^{\eta} = \sqrt{V_1 / V_2}$ , e o isolamento da

componente  $\sigma_p^2$  feita simplesmente como segue:  $\sigma_p^2 = (V_1 - V_2)/k$ .

A comparação posterior de  $\sigma_p^2$  e  $\sigma_e^2$  nos dá uma informação sobre a uniformidade do grupo.

*pn/m*

O coeficiente k, pelo fato de o número de repetições não ser o mesmo para cada planta, obtém-se da maneira seguinte:-

$$k = \frac{1}{b - 1} \left( N - \frac{\sum_i n_i^2}{N} \right) \text{ sendo } n_i \text{ o número de mensurações feitas na planta } i, (i = 1, 2 \dots, b) \text{ (Snedecor, 1948)}$$

O grupo Hormidium fragrans apresenta, como dissemos, um gradiente morfológico. É evidente que, para se poder avaliar a amplitude de variação desse gradiente, torna-se necessário considerar na análise da variância, as regiões de coleta das plantas.

O modelo matemático fica, então, como segue.

$y_{pij} = m + r_p + P_{ip} + e_{pij}$  em que  $r_p$  é o desvio representativo do efeito da região p, donde proveio a planta, e  $p_{ip}$  o efeito devido à planta i da região p etc. A seguir é dada a tabela da análise da variância para o caso em questão:-

F.V.	G.L.	Q.M.	E (R.M.)
Entre as "a" regiões (ER)	a - 1	$V_1$	$\sigma_e^2 - q \sigma_p^2 - m \sigma_r^2$
Entre as plantas dentro das "a" regiões (EPD)	b - a	$V_2$	$\sigma_e^2 - k \sigma_p^2$
Entre as mensurações dentro das plantas (DP)	N - b	$V_3$	$\sigma_e^2$
Total	N - 1		

Representando "a" o número de regiões, "b" o número total de plantas e N o número total de mensurações.

A comparação  $V^p = \sqrt{V_1 / V_2}$  testa a hipótese da nulidade de  $\sigma_r^2$  e  $V^q = \sqrt{V_2 / V_3}$  a nulidade de  $\sigma_p^2$ .

O coeficiente m obtém-se aplicando-se a fórmula:

$$m = \frac{1}{r - 1} \left( N - \frac{\sum_p n_p^2}{N} \right) \text{ em que } n_p \text{ é o número to-}$$

tal de mensurações feitas na região p (p = 1, 2 ..., a).

$$q = \frac{1}{r - 1} \left[ \sum_p \left( \frac{\sum_i n_{ip}^2}{n_p} - \frac{\sum_i n_{ip}^2}{N} \right) \right]$$

sendo  $n_{ip}$  o número total de mensurações feitas na planta i da região p.

$$k = \frac{1}{b - r} \left[ \sum_p \left( n_p - \frac{\sum_i n_{ip}^2}{n_p} \right) \right] \quad (\text{Anderson \& Bancroft, 1952})$$

Obtidos os coeficientes k, q e m torna-se evidente que:

$$\sigma_p^2 = (v_2 - v_3) / k \text{ e } \sigma_r^2 = \left[ v_1 - v_2 - (1 - k) \sigma_p^2 \right] / m$$

Relacionando-se  $\sigma_p^2$  e  $\sigma_e^2$  pode-se ter uma ideia da uniformidade existente entre as plantas dentro das regiões, a relação  $\sigma_r^2 / \sigma_p^2$ , por sua vez, nos permita aquilatar a diversificação existente entre as regiões.

No que diz respeito ao estudo da diversificação entre grupos preferimos comparar por intermédio deste tipo de análise, sòmente:

i) no gênero Hormidium: glumaceum e almasyi

ii) no gênero Brassavola: perrinii 1, 2 e 3, pelo simples fato de êsses grupos apresentarem uma maior semelhança morfológica.

Para êsse segundo caso, o modelo matemático aplicável é o seguinte:



$$y_{kij} = m + g_k + p_{ik} + e_{kij} \quad (\text{Kempthorne 1957})$$

sendo  $g_k$  o desvio devido à diversificação morfológica existente entre grupos e que está contido em todas as observações do grupo  $k$ ,  $p_{ik}$  o desvio contido em todas as observações feitas na planta  $i$  do grupo  $k$  e representa, portanto, aquela parte do valor observado que caracteriza o indivíduo e que existe devido à flutuação morfológica natural de um grupo.  $e_{kij}$  é o desvio não controlável. A análise da variância segue assim a tabela que é dada a seguir:

F.V.	G.L.	Q.M.	E (Q.M.)
Entre os $c$ grupos (EG)	$c - 1$	$V_1$	$\sigma_e^2 + q \sigma_p^2 + m \sigma_g^2$
Entre as plantas dentro dos $c$ grupos (EPD)	$b - c$	$V_2$	$\sigma_e^2 + k \sigma_p^2$
Entre as mensurações dentro das plantas (DP)	$N - b$	$V_3$	$\sigma_e^2$
Total	$N - 1$		

A intensidade relativa de diversificação avalia-se relacionando-se  $\sigma_g^2$  e  $\sigma_p^2$ .

Os testes de significância e o isolamento das componentes são idênticos aos descritos há pouco.

Não consideramos dentro dos grupos as regiões de coleta por não haver, neste último caso, gradientes morfológicos, além do mais essa omissão, antes de tudo, tende a aumentar o valor de  $V_2$ .

Todos os modelos matemáticos mencionados são do tipo II, isto é, em que os desvios todos são variáveis aleatórias e só a média é fixa. Nas análises da variância os quadrados médios foram sempre, evidentemente, classificados hierarquicamente.

Os quadrados médios  $V_2$  e  $V_3$ , são uma estimativa média de uma série de quadrados médios parciais. Sabemos que o grau de liberdade de uma variância média assim, só é a soma dos graus de liberdade parciais se houver homogeneidade entre os quadrados médios que entram no cálculo, no caso contrário, para compensar a heterogeneidade, é preciso calcular um grau de liberdade reduzido. Isso consegue-se pela fórmula de Satterthwaite:

$$(g.l.)' = \frac{(a_1 V_1 + \dots + a_n V_n)^2}{\frac{(a_1 V_1)^2}{g.l._1} + \dots + \frac{(a_n V_n)^2}{g.l._n}} \quad (\text{Pimentel Gomes, 1960})$$

em que  $a_i$  no caso =  $\frac{gl_i}{\sum_i gl_i} \quad (i = 1, 2, \dots, n)$

Nos testes, para a verificação da significância, consideramos o grau de liberdade calculado  $(g.l.)'$ .

#### 4.2 - A correlação interclasse

A aplicação direta das observações em análises de variância nos possibilita, como é óbvio, trazer, à luz, conclusões a respeito da variação da dimensão dos caracteres. É de grande importância, no entanto, também o estudo da variação da forma. Fizemos, pois, em Hormidium fragrans um estudo de correlação interclasse com o fim de poder avaliar a intensidade dessa variação. Para tanto foram calculados coeficientes "r" para todas as combinações possíveis dos caracteres, 2 a 2; - no total da amostra, ignorando-se as regiões, e dentro das regiões. Assim, para a amostra toda combinando-se os caracteres i e j.

$$r'_{ij} = \frac{(\text{Cov. total})_{ij}}{(\text{s total})_i (\text{s total})_j}$$

$$r''_{ij} = \frac{(\text{Cov. dentro})_{ij}}{(\text{s dentro})_i (\text{s dentro})_j}$$

É presumível que se a variação da forma ao longo da área de distribuição geográfica do grupo não for acentuada  $r'_{ij}$   $r''_{ij}$ ; por sua vez, quanto maior essa variação tanto menor torna-se o valor relativo de  $r'_{ij}$ .

#### 4.3 - A correlação intraclasse e o coeficiente de transgressão

Após o isolamento das componentes da variância, pode-se determinar o valor relativo de cada uma usando-se a soma delas todas como ponto de referência. Assim, por exemplo, tendo-se num estudo comparativo de grupos quaisquer  $\sigma_e^2$ ,  $\sigma_p^2$  e  $\sigma_g^2$ , o coeficiente (Snedecor, 1948).

$$\rho = \frac{\sigma_g^2}{\sigma_e^2 + \sigma_p^2 + \sigma_g^2},$$

conhecido como coeficiente de correlação intraclasse, nos mostra o valor relativo de  $\sigma_g^2$ , ou seja, nos diz qual a fração, da variação total, que é devida ao afastamento morfológico entre os grupos. Se para um certo caráter o afastamento é nulo:-

$$\sigma_g^2 = 0 \text{ e } \rho = 0$$

Determinamos assim valores de  $\rho$  para a maioria dos caracteres.

Por outro lado, a soma  $\sigma_e^2 + \sigma_p^2$ , pode-se dizer, é a parte da variação total que é comum aos grupos estudados, donde se conclue que o coeficiente

$$Tr = \frac{\sigma_e^2 + \sigma_p^2}{\sigma_e^2 + \sigma_p^2 + \sigma_g^2}$$

pode dar uma indicação da intensidade de transgressão, ou trans-  
variação, existente entre os grupos. Se  $G_g^2 = 0$   $Tr = 1,00$ ,  
isto é, a transgressão é máxima (Peters & Van Voorhis, 1940)

#### 4.4 - O teste "t" e o Coeficiente de semelhança mor- fológica de Pearson aplicados a índices.

A média de um índice qualquer

$$i_i = \frac{x}{y} \quad \text{é} \quad \bar{I}_i = \frac{1}{n} \sum_I^n \left( \frac{x}{y} \right)$$

Sabemos que o cálculo de  $\bar{I}_i$  por êsse caminho é muito trabalhoso;  
preferimos, pois, calculá-los pela fórmula:

$$\bar{I}_i = \frac{\bar{x}}{\bar{y}} \left[ 1 - \frac{\text{Cov.}(x,y)}{\bar{x} \bar{y}} + \left( \frac{s_y}{\bar{y}} \right)^2 \right]$$

que nos dá uma aproximação satisfatória. Pela mesma razão cal-  
culamos a variância também indiretamente:

$$s_{i_i}^2 = \left( \frac{\bar{x}}{\bar{y}} \right)^2 \left[ \left( \frac{s_x}{\bar{x}} \right)^2 + \left( \frac{s_y}{\bar{y}} \right)^2 - 2 \frac{\text{Cov.}(x,y)}{\bar{x} \bar{y}} \right]$$

(Brieger, 1955). Nas fórmulas acima aplicamos covariância e va-  
riâncias ( $s_x^2$  e  $s_y^2$ ) calculadas a partir das médias individuais.

Para um dado índice, em dois grupos quaisquer A e B,  
pois:

$$t_i = \frac{\bar{I}_{iA} - \bar{I}_{iB}}{\sqrt{\frac{s_{i_iA}^2}{n_A} + \frac{s_{i_iB}^2}{n_B}}}$$

em que  $n_A$  e  $n_B$  corresponde ao nº de indivíduos considerados no  
cálculo das médias respectivas. A probabilidade correspondente  
ao  $t_i$  em questão é a de  $\bar{I}_{iA} = \bar{I}_{iB}$ , evidentemente.

Obtidos os valores "t<sub>i</sub>" calculamos, a partir destes,  
os coeficientes de Pearson. Preferimos não aplicar o coeficien-  
te reduzido (C.S.M.R.) pois Rao (1952) apresentou a sua fórmula



sem justificativas e sem a necessária dedução. A expressão usada, pois, foi:

$$C.S.M. = 1/p \sum_{i=1}^p t_i^2$$

O erro que cometemos aplicando-a e posteriormente comparando os diversos valores obtidos (e que é devido ao fato de o número de indivíduos por amostra ser diferente) é desprezível por ser pequena a variação do grau de liberdade do erro usado nos testes " $t_i$ ". É preciso dizer ainda que os valores  $t_i$ , componentes de um C.S.M. qualquer, tinham todos sempre o mesmo grau de liberdade.

A expressão acima pode ser encarada como sendo a variância de  $t_i$ , desde que se considere a hipótese de serem as duas populações iguais, para todos os caracteres, pois  $1/p \sum_{i=1}^p t_i = 0$  neste caso. (Justifica-se, assim também, a divisão por  $p$  e não  $p-1$  pois a média levada em conta no cálculo da variância mencionada é a ideal). Fundamentado nisso torna-se possível a comparação de dois C.S.M. por

$$\mathcal{V} = \sqrt{\frac{C.S.M._A}{C.S.M._B}}$$

(desde que o grau de liberdade dos desvios-padrão denominadores dos  $t_i$  de C.S.M.<sub>A</sub> não seja muito diferente dos de C.S.M.<sub>B</sub>).

Se a hipótese é de que as duas populações são iguais, a média ideal de  $t_i$  é zero, como vimos, e o desvio-padrão = 1,00, ou mais precisamente =  $1 - 1/p$  ( $p$  = número de caracteres) conforme demonstrou Pearson (1926). É lícito, pois, comparar

$\sqrt{C.S.M.}$  com o valor esperado do desvio-padrão, então

$$\sqrt{C.S.M.} = \mathcal{V}, \text{ com graus de liberdade } p \cdot e \ n_A + n_B - 2$$

(sendo  $n_A + n_B - 2$  o grau de liberdade do desvio padrão considerado no cálculo de um  $t_i$ , o qual é comum a todos os  $t_i$ ). Deve-se usar  $n_A + n_B - 2$  e não grau de liberdade infinito pois em amostras pequenas o valor esperado de  $\sqrt{C.S.M.}$  não é exatamente = 1,00 como foi dito. (Brieger, não publicado).

## 5 - OS RESULTADOS DAS ANÁLISES ESTATÍSTICAS

### 5.1 - O teste $t_i$ e o Coeficiente de semelhança morfológica de Pearson aplicados a índices.

Creemos ser de importância conhecer primeiro o comportamento dos grupos de indivíduos quanto à forma de seus caracteres; para tanto pois aplicamos os índices a testes  $t$  e aos coeficientes de Pearson fazendo todas as comparações possíveis entre os grupos dentro dos gêneros. Comparações intergenéricas não foram feitas.

Concluimos pois que das comparações Horm. glum. - alm. e Brass. perr. 1-2, 1-3 e 2-3 não resultou nenhum valor de " $t_i$ " significativo, como se vê na tabela 1; o valor mais baixo de probabilidade de  $t$  foi nesse caso 0,15. Apresentaram-se da mesma forma, não significativos os valores de  $\sqrt{C.S.M.}$ . (dados na mesma tabela). Nas outras comparações (em que entraram Horm. fragr. e Brass. cebol.) notam-se já, valores significativos:- No confronto Horm. glum. - fragr. mostraram significância acentuada os valores de  $t_i$  relativos à pétala e labelo e no Horm. alm. - fragr. os relativos ao labelo e à bráctea. Nas comparações de Brass. perr. 1, 2 e 3 com Brass. cebol. mostraram-se significativos os referentes aos índices das sépalas dorsal e lateral e da coluna. Os valores de  $\sqrt{C.S.M.}$  foram nêsse caso todos altamente significativos.

É evidente que valores altos de probabilidade de " $t_i$ " representam um grau também alto de semelhança morfológica, o que

alias se vê observando-se os valores de C.S.M. e a significância de  $\sqrt{\text{C.S.M.}}$  respectivos.

Deve-se notar que os nove valores de C.S.M. podem ser organizados em dois níveis:

a) com valores variando em torno de 0,71 e que representam uma associação mais íntima dos grupos, Horm. glum. e alm. de um lado e Brass. perr. 1, 2 e 3 do outro.

b) com valores mais altos, variando entre 6,33 e 20,92, representativos de uma maior dissemelhança morfológica, isolando-se no gênero Hormidium o grupo fragrans e no gênero Brassavola o grupo cebolleta.

No nível "a" os valores de C.S.M. variam de 0,33 a 1,31. Comparando-se esses obtem-se  $\eta^2 = 1,99^*$  (gl 7:7) o que nos diz que a dissemelhança existente entre Brass. perr. 1 e 2 (C.S.M. = 1,31) é significativamente (a 5%) diferente da existente entre Brass. perr. 2 e 3. Os outros valores de C.S.M., desse nível, assemelham-se (0,59 e 0,62).

No nível "b" comparando-se os valores extremos de C.S.M. obtem-se  $\eta^2 = 1,82$  (com  $p > 0,05$ ) ou seja, a dissemelhança existente entre Horm. glum. e fragr. não é significativamente diferente da existente entre Horm. alm. e fragr. Os outros C.S.M. (6,76, 10,61 e 14,22) também não diferem significativamente um do outro.

É bem claro que todos os valores de C.S.M. do nível "b" são significativamente maiores que os do nível "a".

Empregando-se as mensurações diretas dos caracteres, não se pode chegar a conclusões satisfatórias em casos em que a forma dos mesmos é muito diversa de um grupo para outro. Nas análises posteriores pois (de variância, correlação intraclasse e transgressão) compararemos apenas os grupos que nos testes

deste item se apresentaram mais associados morfològicamente (além da análise pormenorizada das regiões de coleta de Horm. fragr.)

## 5.2 - Resultados da análise da variância

### 5.2.1 - Horm. glum. e Horm. alm.

A título de ilustração damos, na tabela nº 2, as médias, em mm., de cada um dos 23 caracteres (16 florais e 7 vegetativos) estudados nestes grupos.

Em cada grupo, como já foi dito, comparamos o desvio-padrão representativo da variação entre as plantas com o representativo da variação entre as repetições feitas em cada uma, e no confronto dos grupos, o desvio-padrão "entre grupos" com o "entre as plantas dentro dos grupos". A significância de cada valor obtido de cada uma dessas comparações é dada na tabela nº 3. Resumidamente os níveis de significância atingidos pelos valores  $\chi^2$  para os diversos caracteres são os seguintes:

	nº de caracteres		
	Entre plantas <u>glum.</u>	Entre plantas <u>alm.</u>	Entre grupos ( <u>alm.</u> e <u>glum.</u> )
não sign (N.S.)	2	-	3
Sign a 5% (*)	1	1	3
Sign a 1% (**)	-	2	3
Sign a 0,1% (***)	20	20	14

Vemos pois, que a grande maioria dos caracteres mostrou-se significativa ao nível de 0,1%, tendo mostrado não significância, para o grupo glum. apenas os desvios-padrão "entre plantas" relativos ao comprimento da espata e espessura do bulbo e na comparação dos dois grupos os relativos ao comprimento da espata e comprimento e largura da folha.



Constatamos pois, com êsses fatos, que existe uma variação na morfologia tanto entre as plantas dos grupos como entre os grupos, variação essa existente devido principalmente a causas genéticas pois o ambiente é uniforme. Para avaliar, então, a amplitude dessa variação isolamos os componentes da variância, como já foi explicado às pgs. 15, 16 e 17. Considerando-se que as mensurações dos caracteres florais foram feitos em diversos pseudo-bulbos de um mesmo "clone" pode-se considerar a componente

$\sigma_e^2$ , obtida diretamente do quadrado médio representativo da variação entre as mensurações dentro de um indivíduo, ( $V_3$ ) como uma estimativa da variação fenotípica existente. Por outro lado a componente  $\sigma_p^2$  obtida por  $\sigma_p^2 = \frac{V_2 - V_3}{k}$  estima a variação genética existente entre as plantas, pois foi eliminada a variação fenotípica contida em  $V_2$ ; a componente

$$\sigma_g^2 = \frac{V_1 - V_2 - (1-k) \sigma_p^2}{m}$$

por sua vez estima a variação genética entre os grupos desde que a variação genética entre as plantas e a fenotípica tenham sido eliminadas de  $V_1$ . Na tabela nº 4, pois, são dados os valores dessas componentes, estando as componentes  $\sigma_p^2$  e  $\sigma_e^2$  nas colunas 2 e 3 (para glum) e 5 e 6 (para alm.). É evidente que os diversos valores de  $\sigma_p^2$  não são comparáveis diretamente pois, antes de tudo, não é de se esperar que a variabilidade fenotípica seja igual para cada caráter. Determinamos assim o quociente

$$I_1 = \sqrt{\frac{\sigma_p^2}{\sigma_e^2}}$$

o qual estima o erro que é devido à variação genética em termos de unidade de erro fenotípico, na amostra ( $I^2 = \theta$  de Scheffe, 1959).

De uma rápida inspeção dos valores de  $I_1$  em glum. (coluna nº 4 da tabela nº 4, e no gráfico nº 1) pode-se concluir que a maioria deles não difere muito do valor 1,00. A média deles todos é 1,06 ( $I$  médio =  $\sqrt{1/p \left( \sum_p I^2 \right)}$ ). Na coluna nº 7 veem-se os valores  $I_1$  obtidos da amostra de alm. Pode-se observar nêsse caso que a maioria dêles é maior que 1,00, (sendo a média = 1,72), com uma heterogeneidade não muito acentuada também.

Nas colunas 8a. e 9a., da mesma tabela, são dados os valores de  $\sigma_g^2$  e  $\sigma_p^2$ , sendo essa última componente uma estimativa média da variação genética entre as plantas das amostras de cada grupo; na coluna nº 10 veem-se os quocientes

$$I_2 = \sqrt{\sigma_g^2 / \sigma_p^2}, \text{ quocientes êsses que estimam o desvio devido}$$

à variação genética entre as amostras dos grupos em termos de unidade de  $\sigma_p$  existente entre as plantas de cada amostra, para cada caráter. Já não parece haver nesse caso homogeneidade entre os quocientes; alguns caracteres, como o comprimento da sépala dorsal e lateral, pétala e labelo e largura do labelo apresentou valores variando entre 3,13, e 3,57, com média igual a 3,27, os demais, com excessão da espessura do bulbo, mostram valores de  $I_2$  variando entre 0,00 e 1,95.

#### 5.2.2 - Horm. fragr.

As médias de cada um dos 16 caracteres florais desse grupo são dadas na tabela nº 2. Na tabela nº 3, coluna nº 5, vemos a significância dos valores  $\psi$ , obtidos da comparação do desvio-padrão entre plantas dentro das regiões de coleta com o entre mensurações dentro das plantas. Desses valores, 12 são significativos a 0,1%. É evidente pois a conclusão de que existe

uma variação na morfologia entre as plantas de cada região. Nesta mesma tabela, na coluna nº 6, encontra-se a significância de cada um dos testes  $\chi^2$  relativos à comparação do desvio-padrão "entre regiões" com o "entre-plantas dentro das regiões". Pode-se observar que a diversificação morfológica existente entre as regiões não é significativa de um modo geral, isto é, 5 caracteres (compr. da sép. dorsal, sép. lateral, pétala e labelo e larg. da pétala) mostraram significância a 0,1%, 2 (largura do labelo e comprimento do pedúnculo) a 5% e as demais, não significância.

Pela mesma razão exposta no item anterior isolamos as componentes da variância e as comparamos em seguida. Na tabela nº 5 pois, vemos as componentes  $\sigma_c^2$ ,  $\sigma_p^2$  e  $\sigma_r^2$  e os quocientes  $I_1$  (coluna nº 4, e também no gráfico nº 1), e  $I_2$  (coluna nº 7).

Observando-se os valores  $I_1$ , nota-se que também neste caso a variação genética existente entre as plantas da amostra não difere muito da fenotípica. A média desses quocientes é 0,86, variando êles entre 0,33 (que é relativo ao compr. da bráctea) e 1,42 (referente ao compr. da sépala dorsal). Os quocientes  $I_2$ , indicadores, neste caso, da variação genética relativa, que existe entre as regiões, por sua vez apresentam um valor médio = 0,97; parece no entanto que a heterogeneidade é maior nesse caso do que no dos quocientes  $I_1$  pois os valores  $I_2$  variam de 0,00 (espessura da coluna) a 1,79 (referente ao compr. do labelo).

Os caracteres - compr. da sép. dorsal, sép. lateral, pétala e labelo e largura do labelo, são evidentemente os mais diversificados apresentando um erro devido à variação genética entre as regiões sempre maior que 1,16 vezes o erro devido à variação genética entre as plantas dentro das regiões; os testes da tabela nº 3, coluna nº 6, aliás mostrou que dos caracteres,

compr. do canal estilar, do ovário, da coluna e da bráctea, largura da coluna da bráctea, da sép. lateral e dorsal e a espessura da coluna resultaram componentes  $\sigma_g^2$  com probabilidade maior do que 5% de serem nulas.

### 5.2.3 - Brass. perr. 1 - 2 - 3 .

Na tabela nº 2 são dadas as médias de cada um dos 16 caracteres florais destes grupos, juntamente com os da espécie cebolleta.

Nestes 3 grupos os quocientes  $I_1$ , (tabela nº 6 e gráfico nº 2) da mesma forma, não se apresentaram altos. Em Brass. perr. 1 a média desses quocientes é 1,00\* em perr.-2 = 0,73 e em perr.-3, 1,02. Como se vê, mais uma vez os efeitos genéticos que diferenciam as plantas não são maiores que os fenotípicos, fato que sugere, sem dúvida, uma uniformidade das amostras, além do fato de a variação genética ser praticamente igual para todos os caracteres.

Das comparações dos 3 grupos obtivemos os quocientes  $I_2$  que são dados na tabela nº 7. A heterogeneidade destes valores é um fato pois nota-se claramente que alguns caracteres não mostram praticamente diversificação alguma (largura da sép. dorsal, sép. lateral, pétala e labelo; espessura da coluna e compr. do canal estilar) enquanto outros, como o compr. da sép. dorsal, sép. lateral, do labelo, pescoço, coluna e larg. da bráctea sim (sendo a diversificação destes últimos, expressa em termos de

$\sigma_g / \sigma_p$  em média igual a 1,44).

### 5.2.4 - A análise conjunta dos índices $I_2$

No gráfico nº 3 dispusemos os valores dos índices  $I_2$  obtidos nas comparações de Horm. glum. e alm., Brass. perr.1,2 e 3 e das regiões de coleta de Horm. fragr.

As curvas definidas pelos índices, que poderíamos chamar de curvas de diversificação morfológica relativa, nitidamente mostram que morfológicamente entre Horm. glum. e alm. há uma diversificação mais acentuada que nos outros casos; aliás, a área definida pela curva desses dois grupos é maior que a definida pela curva de Horm. fragr. e esta última praticamente igual à área definida para as Brass. perr. 1 - 2 e 3.

É interessante notar que há um certo paralelismo entre as curvas de diversificação determinadas para o gênero Hormidium; fato que não se nota se compararmos estas com a do gênero Brassavola. Com isto queremos dizer que o caráter mais diversificado no caso de Horm. glum. e alm. também é o mais diversificado no caso de Horm. fragr. mas não no das Brass. perr.

Afim de poder avaliar a intensidade desse paralelismo classificamos os caracteres conforme o seu grau de diversificação; ( $I_2$ ) o mais diversificado tendo p.ex. o valor de ordem 1 e o menos diversificado o valor 14 etc., e determinamos coeficientes de correlação de posição ( $r_p$ ) (rank correlation). Os coeficientes assim obtidos são dados a seguir:-

$$(\text{Horm. glum. e alm.}) \times (\text{Horm. fragr.}) r_p = 0,66^{**}$$

$$(\text{Horm. glum. e alm.}) \times (\text{Brass. perr. 1, 2 e 3}) r_p = 0,21 \text{ NS.}$$

$$(\text{Horm. fragr.}) \times (\text{Brass. perr. 1, 2 e 3}) r_p = 0,44 \text{ NS.}$$

Vê-se que a correlação foi significativa quando comparadas as curvas de diversificação dentro do gênero Horm. e não significativa para as comparações inter-genéricas.

### 5.3 - A transvariação ( $T_r$ ) e a correlação intraclasse.

Pela própria natureza do índice  $I_2$ , do coeficiente de transvariação  $T_r$  e do coeficiente de correlação intraclasse  $\rho$ , torna-se claro que para valores altos de diversificação relativa



( $I_2$ ) correspondem também valores altos de correlação  $\rho$  e evidentemente valores baixos de % de transvariação.

Na tabela nº 8 e gráfico nº 4 encontram-se os valores de  $T_r$  e  $\rho$  obtidos. Dêstes valores vê-se que na comparação de Horm. glum. e Horm. alm. os caracteres: compr. do labelo, da pétala, da sépala dorsal, da sépala lateral, e largura do labelo mostraram-se os menos transvariados com  $T_r$  % médio = 14%, o que corresponde a um  $\rho$  médio = 0,86, ou seja, da variação total desses caracteres, 86% é devida ao afastamento morfológico existente entre os grupos. Esses caracteres foram também os menos transvariados ou Horm. fragr. com  $T_r$  % médio = 55% e portanto  $\rho$  médio = 0,45. Observa-se que a transvariação é maior. Nos tres Brass. perr. os caracteres menos transvariados foram o comprimento da sépala dorsal, da sépala lateral, do labelo, do pedúnculo e da coluna com  $T_r$  médio = 55% e  $\rho = 0,45$ .

Confrontando-se alguns valores de  $T_r$  e  $\rho$  obtidos com os respectivos  $I_2$ , como na tabela seguinte, pode-se comprovar claramente o que se falou no início deste item.

	carat.	$I_2$	$T_r$	$\rho$
<u>glum.</u> x	C.L.	3,57	13%	0,87
<u>alm.</u>	L.F	0,00	100%	0,00
regiões	C.L.	1,79	46%	0,54
de <u>fragr.</u>	E.C	0,00	100%	0,00
<u>Br. perr.</u>	C.Pç	1,69	40%	0,60
1 x 2 x 3	L.P	0,00	100%	0,00

É óbvio que na distinção de um grupo terão mais valor aqueles caracteres que tiveram uma transvariação menor.

#### 5.4 - A correlação interclasse em Horm. fragr.

O grupo que mais detalhadamente foi estudado com respeito às variações da morfologia foi o Horm. fragr., principalmente por ser muito extensa a sua área de distribuição geográfica, e por êle mostrar nela um gradiente morfológico.

As médias das diversas regiões de coleta deste grupo estão, veem-se na tabela nº 9 e gráfico nº 5. Observando-se êste gráfico torna-se claro que há um gradiente nítido. Os caracteres da flor das plantas provindas de Panamá, Colombia e Guiana Francesa são de maior porte excluindo-se desses, o comprimento e largura da coluna, principalmente, os quais se mantem constantes pela área de distribuição geográfica do grupo. Estes últimos sendo pouco variáveis podem ser considerados específicos, além do mais, isto parece indicar que êles são controlados por um complexo gênico perfeitamente distinto dos demais.

As análises feitas anteriormente a respeito desse grupo mostraram haver uma variação significativa nas dimensões de diversos caracteres de uma região para outra. No entanto achamos interessante verificar a variação da forma das flores pois, desde que êsse grupo é considerado sob um só nível taxonômico, não pode essa variação ser acentuada.

Afim de elucidar melhor êsse aspecto calculamos coeficientes de correlação interclasse  $r'$  (total) e  $r''$  (dentro das regiões) dados na tabela nº 10 e gráficos 6a, 6b e 6c.

Pode-se concluir de um modo geral, observando-se principalmente os gráficos (6a, 6b e 6c), que a variação da forma não é acentuada pois só em poucos casos a correlação dentro das regiões foi acentuadamente maior que a total (p.ex. a largura do labelo correlacionada ao compr. da sép. dorsal, lateral pétala e labelo). O comprimento do pedúnculo por exemplo mostrou-se no total da amostra mais correlacionado com os diversos caracteres do que dentro das regiões.

## CONCLUSÕES

1) Dos testes  $t_i$  e dos coeficientes de semelhança morfológica de Pearson, pudemos concluir que:

1.1) No gênero Hormidium, dos tres grupos estudados glumaceum e almasyi têm flores com, praticamente, uma mesma forma; as variações existentes, expressas em probabilidade de "t" foram não significativas, pois o valor mais baixo obtido, dessa probabilidade, foi 0,15. A flor de fragrans, por sua vez, difere significativamente da de glum. e alm. ; atinge, neste caso, a probabilidade de t valores inferiores a 0,001.

1.2) No gênero Brassavola, apresentaram grande semelhança na forma da flor as perrinii 1, 2 e 3, pois as probabilidades relativas aos testes "t" nunca foram inferiores ao valor 0,15. A flor característica do grupo cebolleta, no entanto, difere significativamente da dos tres outros grupos, pelo fato de em alguns casos a probabilidade de "t" ter se mostrado inferior a 0,001.

1.3) Os afastamentos morfológicos (C.S.M.) determinados entre os grupos dentro dos gêneros puderam ser classificados em dois níveis; correspondendo o superior às comparações em que entraram Horm. fragr. e Brass. cebol. Esses grupos são espécies bem definidos, donde concluímos ser êsse um nível específico. O nível inferior consideramos representativo de classes taxonômicas infra-específicas pois, além de representar uma grande semelhança de forma é o que corresponde às comparações de grupos que apresentam transgressão das épocas de florescimento (Horm. glum. e alm.; Brass. perr. 1-2, 1-3 e 2-3) ou seja, que ainda não se isolaram completamente.



2) Das análises feitas a partir das dimensões dos caracteres nos grupos em que a forma básica da flor é uma só (Horm. glum. e alm.; Brass. perr. 1, 2 e 3 e as regiões de coleta de Horm. fragr.) podemos concluir que:

2.1) Nos grupos Horm. glum. e Horm. alm.

2.1.1) Existe uma variação morfológica, devida a efeitos genéticos tanto na amostra de glum. como na de alm. Esta no entanto, é relativamente uma só para todos os caracteres. Em glum. ela é aproximadamente igual à variação devida a efeitos não controláveis e fenotípicos e em alm. 1,72 vezes, maior, em média, conforme mostraram os índices  $I_1 = \frac{\sigma_p}{\sigma_c}$  (em que  $\sigma_p$  é estimativa do erro representativo da variação morfológica devida a efeitos genéticos entre os indivíduos dentro de cada grupo e  $\sigma_c$  uma estimativa do erro que é devido à variação fenotípica e não controlável). A amostra de almasyi é pois mais variável.

2.1.2) Existe uma variação na morfologia, devida a efeitos genéticos, entre as amostras de Horm. glum. e alm., a qual é maior ainda do que a notada entre os indivíduos de cada grupo. Essa variação expressa em termos de  $I_2 = \frac{\sigma_g}{\sigma_p}$  (sendo

$\sigma_g$  uma estimativa do erro devido à dissemelhança genotípica existente entre os grupos), chega a ser igual a 3,57; para certos caracteres é nula. A série de valores  $I_2$  determinados parece ser heterogênea, o que indica que a diversificação morfológica ocorrida nesses grupos não é da mesma intensidade para todos os caracteres.

2.2) Em Horm. fragr.:

2.2.1) Existe uma variação na morfologia da flor, devida a efeitos genéticos, entre as plantas de cada região de coleta, a qual é em média inferior às variações fenotípicas e não controláveis. Os índices  $I_1 = \frac{\sigma_p}{\sigma_c}$  variaram entre 0,33 e 1,42.

A série desses valores determinada parece pois, ser homogênea.

2.2.2) Existe uma variação na morfologia da flor, devida a causas genéticas, entre as regiões de coleta desse grupo. Esta, expressa em termos de  $I_2 =$  (em que  $\sigma_r$  é uma estimativa do erro devido à variação morfológica, com causas genéticas, existente entre as regiões) chega a ser 1,79 vezes maior que a existente entre as plantas dentro das regiões; para outros caracteres é nula. Vê-se que essa variação nesse caso é consideravelmente menos acentuada que a notada entre os outros dois grupos desse gênero.

2.2.3) Há um gradiente morfológico ao longo da área de distribuição geográfica desse grupo, sobressaindo-se os indivíduos da América Central, pois as flores destes são de maior porte. A forma, no entanto, é praticamente constante em toda a amostra; variando, apenas proporcionalmente aos demais caracteres da flor, a largura do labelo. A coluna é um caráter de forma e dimensões praticamente invariáveis, e daí, pouco correlacionado com os demais.

2.3) Em Brass. perr. 1, 2 e 3.

2.3.1) Há contrastes morfológicos devidos a efeitos genéticos entre as plantas das amostras desses tres grupos. Esses contrastes, em Brass. perr. 1 e 3 (expressos em termos de  $I_1 =$   $\sigma_c$ ) são praticamente iguais aos devidos à variação fenotípica e casual, e em Brass. perr. 2 ligeiramente menores, em média, e em todos os casos não muito diferentes de um caráter para outro.

2.3.2) Existem contrastes morfológicos devidos a efeitos genéticos ainda maiores do que os mencionados acima, entre esses tres grupos. Os índices  $I_2 = \frac{\sigma_g}{\sigma_p}$  variaram para os diversos caracteres, entre 0,00 e 1,69, o que indica que a variação

na morfologia devida a causas genéticas entre as amostras dos grupos foi até 1,69 vezes maior que a existente entre as plantas de cada uma. A amplitude de variação desses índices mostra um certo grau de heterogeneidade, heterogeneidade essa que indica não ser a intensidade de diversificação morfológica igual para todos os caracteres.

2.4) Uma análise conjunta dos grupos quanto ao índice  $I_1 = \frac{\sigma_p}{\sigma_e}$  nos permitiu concluir que a variação na morfologia devida a variações genéticas existentes entre os indivíduos de um grupo, não foi, para a grande maioria dos caracteres, maior do que a fenotípica e não controlável. Apenas o grupo Horm. alm. se apresentou morfológicamente mais variável mostrando um índice  $I_1$  médio = 1,79. Essa maior variabilidade mostrada por êsse último pode ser devida ao fato de a amostra que o representou ter sido a que menos tempo teve para se adaptar às condições de Piracicaba; (alguns indivíduos desse grupo foram trazidos do ambiente natural há uns 6 meses). No entanto é possível também que essa maior variabilidade seja genética, portanto inerente a êle. Somente estudos posteriores é que poderão trazer conclusões definitivas a êsse respeito.

2.5) A análise conjunta dos grupos quanto aos índices  $I_2 = \frac{\sigma_g}{\sigma_p}$  ( e  $I_2 = \frac{\sigma_r}{\sigma_p}$  em Horm. fragr. ) permitem concluir que:

2.5.1) Os grupos estudados do gênero Hormidium mostraram, nitidamente, uma mesma tendência, uma mesma orientação, quanto à maneira de se diversificarem morfológicamente (com referência aos caracteres da flor).

2.5.2) A orientação de diversificação, nos grupos estudados do gênero Brassavola, quando comparada à do outro gênero mostrou-se completamente diversa.

2.5.3) Baseando-se nas duas conclusões acima, torna-se razoável afirmar que a uma semelhança quanto à maneira de diversificação corresponde uma semelhança genotípica. Essa conclusão então, como que, comprova o fato de alm., glum. e fragr. pertencerem a um só gênero, pois existe uma semelhança genotípica entre eles (entendendo-se por semelhança genotípica a existência de certo número de gens em comum).

2.5.4) Da observação do gráfico nº 3 vê-se que é possível representarmos uma diversificação morfológica no sentido amplo, isto é, considerando-se todos os caracteres, se determinarmos a área definida pela curva de diversificação. No caso, a curva de Horm. glum. e alm. define uma área que é aproximadamente 3 vezes maior que a relativa às regiões de coleta de Horm. fragr. e a relativa ao confronto dos tres Brass. perr.

-X-X-X-X-X-  
-X-X-X-X-  
-X-X-X-  
-X-X-  
-X-



BIBLIOGRAFIA CITADA

- 1) ANDERSON, R.L. & T.A.BANCROFT, - 1952 - Statistical Theory in Research. - New York, McGraw - Hill Book Company, Inc. 399 pp.
- 2) BLUMENSCHNEIN, A. - 1957 - Estudos citológicos na família Orchidaceae. Tese de doutoramento apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".
- 3) BRIEGER, F.G. - 1946 - Limites unilaterais e bilaterais na análise estatística. *Bragantia*, 6: 479-545.
- 4) ----- - 1955 - Curso de Estatística Analítica, 1a. Parte (Parte teórica), Piracicaba, Ed. Seção de Genética. 109 pp. (Mimeografado)
- 5) ----- - 1956 - O gênero Aulizeum (Lindl.) Brieg, III Semana de Genética. Piracicaba.
- 6) ----- - 1960 - Contribuições para a taxonomia das orquídeas. Piracicaba, Instituto de Genética. Publicação Científica, 1:1-31.
- 7) FISHER, R.A. - 1936 - The use of multiple measurements in taxonomic problems. *Ann. Eugenics*, 7:179-188.
- 8) ----- - 1938 - The statistical use of multiple measurements *Ann. Eugenics*, 8:376-386.
- 9) HILL, D.R. - 1959 - Some uses of statistical analysis in classifying races of American Shad (Alosa sapidissima). *Fishery Bull. of the Fish and Wildlife Service*, 59.
- 10) HOOKE, B.G.E. & G.M.MORANT. - 1926 - The present state of our knowledge of british craniology in late prehistoric and historic times. *Biom.*, 18:99-104.
- 11) HUXLEY, J. - 1945 - Evolution: The modern Synthesis 4a. ed. London, George Allen e Unwin Ltd. 645 pp.

- 12) MAHALANOBIS, P.C. - 1936 - On the generalized distance in Statistics. Proc. Nat. Inst. Sc. (India), 12:49.
- 13) MORISHIMA, H. & H. OKA - 1960. - The pattern of interspecific variation in the genus Oryza: its quantitative representation by statistical methods. Evolution, 14:153-165.
- 14) MATHER, K. - 1949 - Biometrical Genetics. Dover Publications Inc. 158 pp.
- 15) MAYR, E. - 1940 - Speciation Phenomena in Birds. Amer. Nat., 74:249.
- 16) MICHENER, C.D. e R.R. SOKAL - 1957 - A quantitative approach to a problem in classification. Evolution, 11:130-162.
- 17) MORANT, G.M. - 1923 - A first study of the Tibetan Skull. Biom., 13:176.
- 18) ----- - 1926 - A first study of the craniology of England and Scotland etc. Biom., 18:56-98.
- 19) PEARSON, K. - 1926 - On the coefficient of racial likeness. Biom. 18:105-117.
- 20) PETERS, C.C. & W.R.VAN VOORHIS - 1940 - Statistical Procedures and their Mathematical Bases - New York, McGraw - Hill Book Company, Inc. 515 pp.
- 21) PIMENTEL GOMES, F. - 1960 - Componentes de variância. Piracicaba, ed. Inst.de Genética., 30 pp. (Mimeografado)
- 22) OLSON, E.C. & R.L.MILLER - 1958 - Morphological Integration. Chicago, The University of Chicago Press. 317 pp.
- 23) RAO, C.R. - 1952 - Advanced Statistical Methods in Biometric Research. - New York, John Wiley & Sons, Inc. 390 pp.

- 24) SCHEFFÉ, H. - 1959 - The analysis of Variance. -- New York,  
John Wiley & Sons, Inc. 477 pp.
- 25) SOKAL, R.R. - 1958 - Quantification of systematic relationships  
and of phylogenetic trends. Proc. 10th. Intern.  
Congress of Entomology, 1:409-416.
- 26) SNEDECOR, G.W. - 1948 - Métodos de Estadística. Buenos Aires,  
Acme Agenay, Soc. Resp. Ltda. 557 pp.
- 27) TILDESLEY, M.L. - 1921 - A first study of Burmese Skull.  
Biom., 13:176.

Agradecimentos.

Não seria possível encerrar o presente trabalho sem antes externarmos os nossos mais sinceros agradecimentos ao Prof. F.G.Brieger. Os seus ensinamentos, o incentivo e a orientação que nos deu foram, na verdade, os fundamentos do que aqui se escreveu.

Queremos agradecer ainda aos colegas Drs. Almiro Blumenschein, José Pisani e George O'Neill Addison as valiosas sugestões e críticas.

Aos srs. Oswaldo Peres e Walter Bortolazzo pelo auxílio dado nos cálculos estatísticos e nos desenhos.

A srta. Gerda Spruck e Sra. Angela S. Godoy pela ajuda prestada na confecção dos herbários.

A srta. Elisa Loureiro da Silva e ao Sr. José Broglio pelo auxílio que prestaram nos trabalhos de datilografia e impressão.

--X--X--X--X--X--

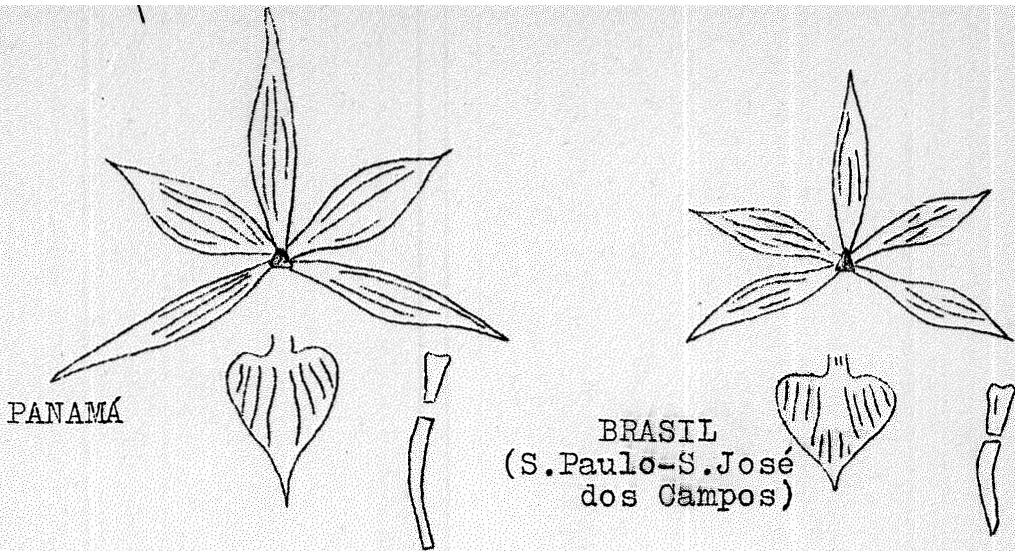
--X--X--X--X--

--X--X--X--

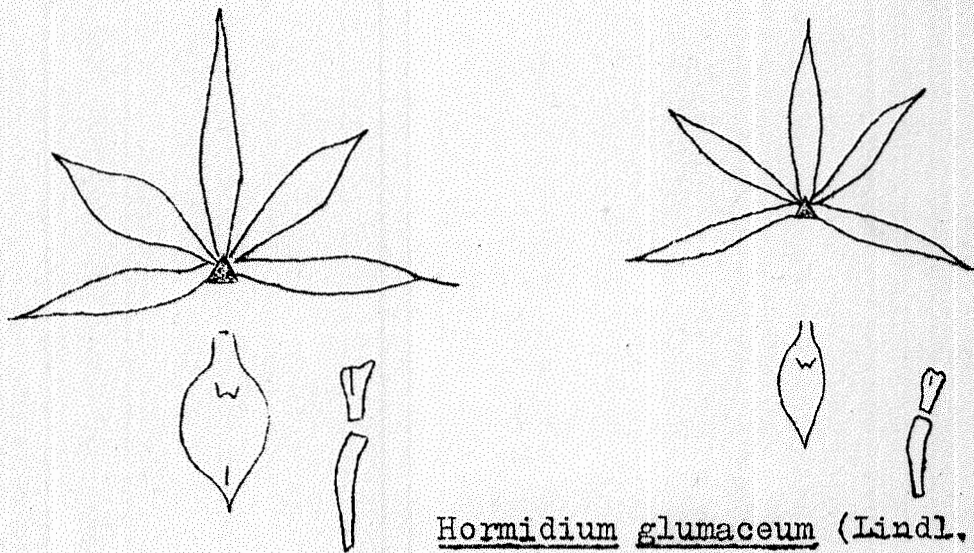
--X--X--

--X--



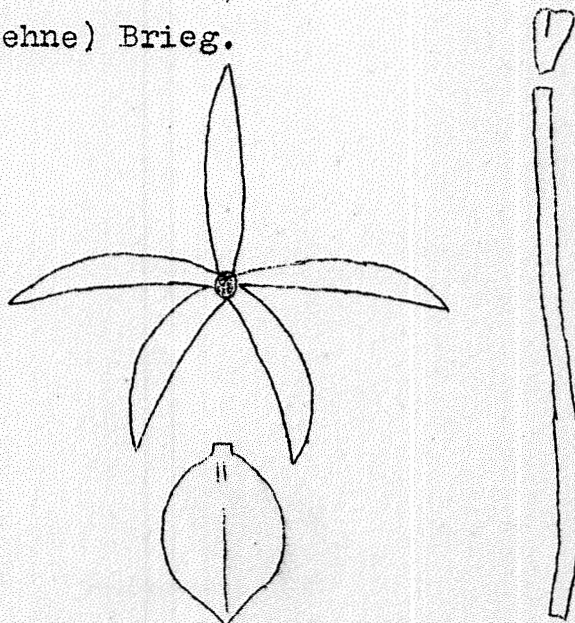


Hormidium fragrans (Sw.) Brieg.



Hormidium glumaceum (Lindl.) Brieg.

Hormidium almesyi (Hoehne) Brieg.



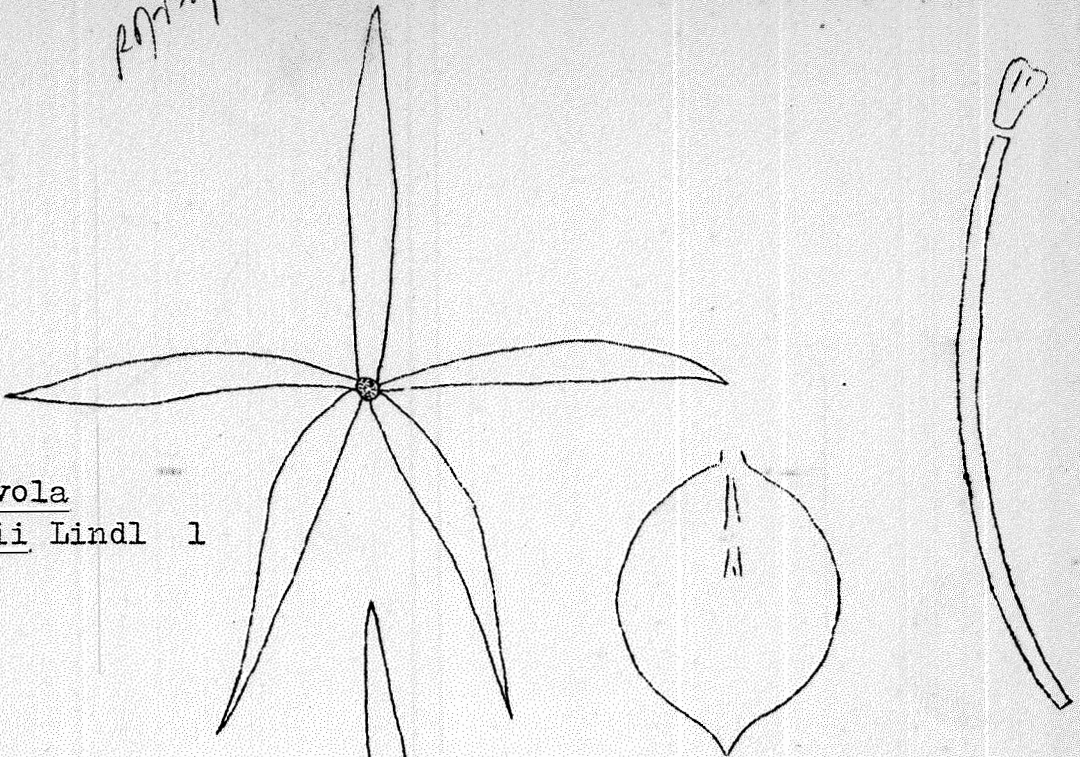
Brassavola cebolleta Reichb.f.

Figura nº 1 - Desenho esquemático de flor característica.

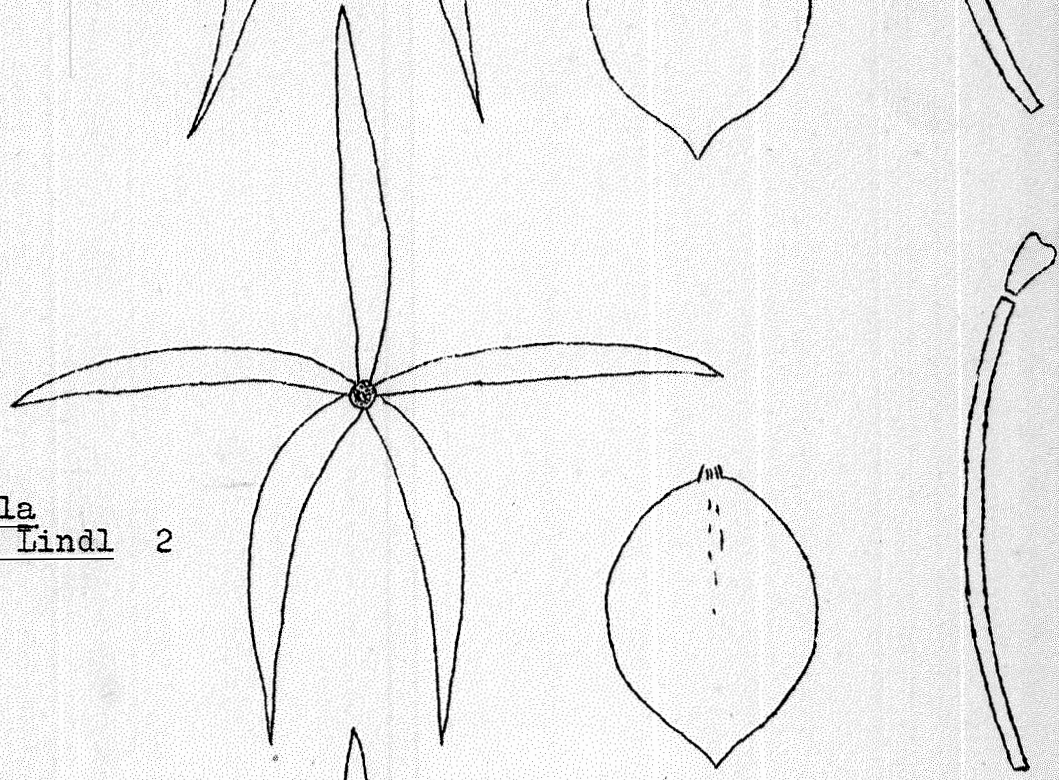


Art. 17

Brassavola  
perrinii Lindl 1



Brassavola  
perrinii Lindl 2



Brassavola  
perrinii Lindl. 3

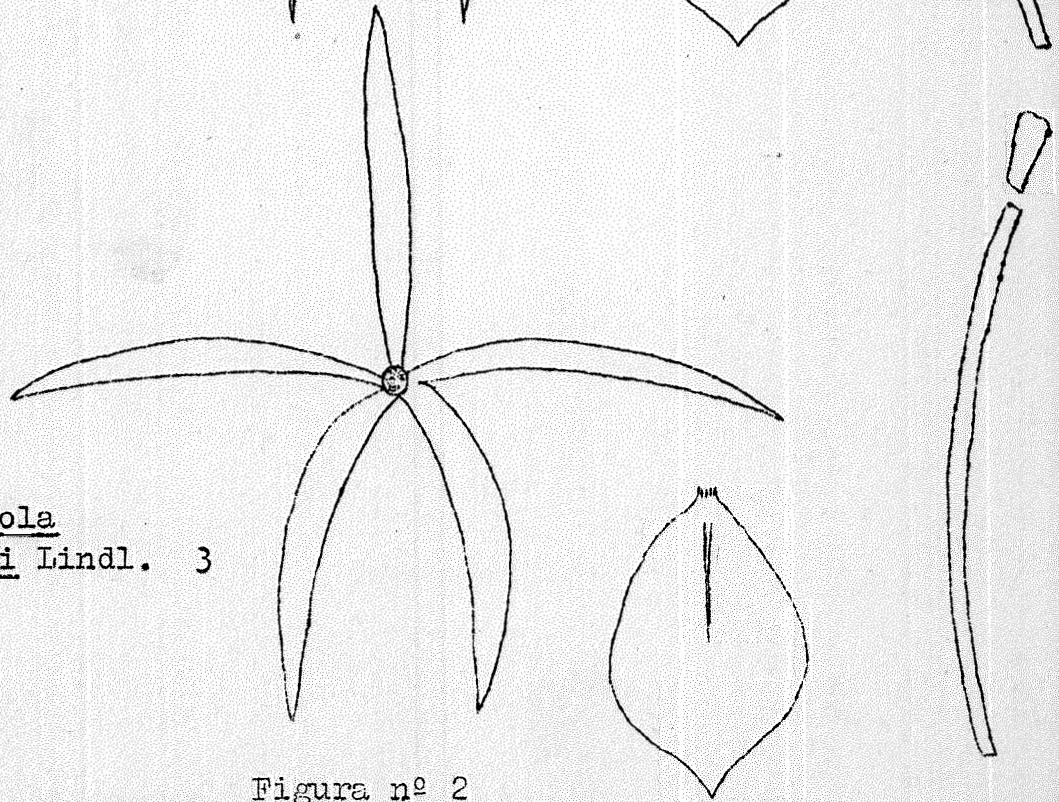


Figura nº 2

Desenho esquemático de flor característica.

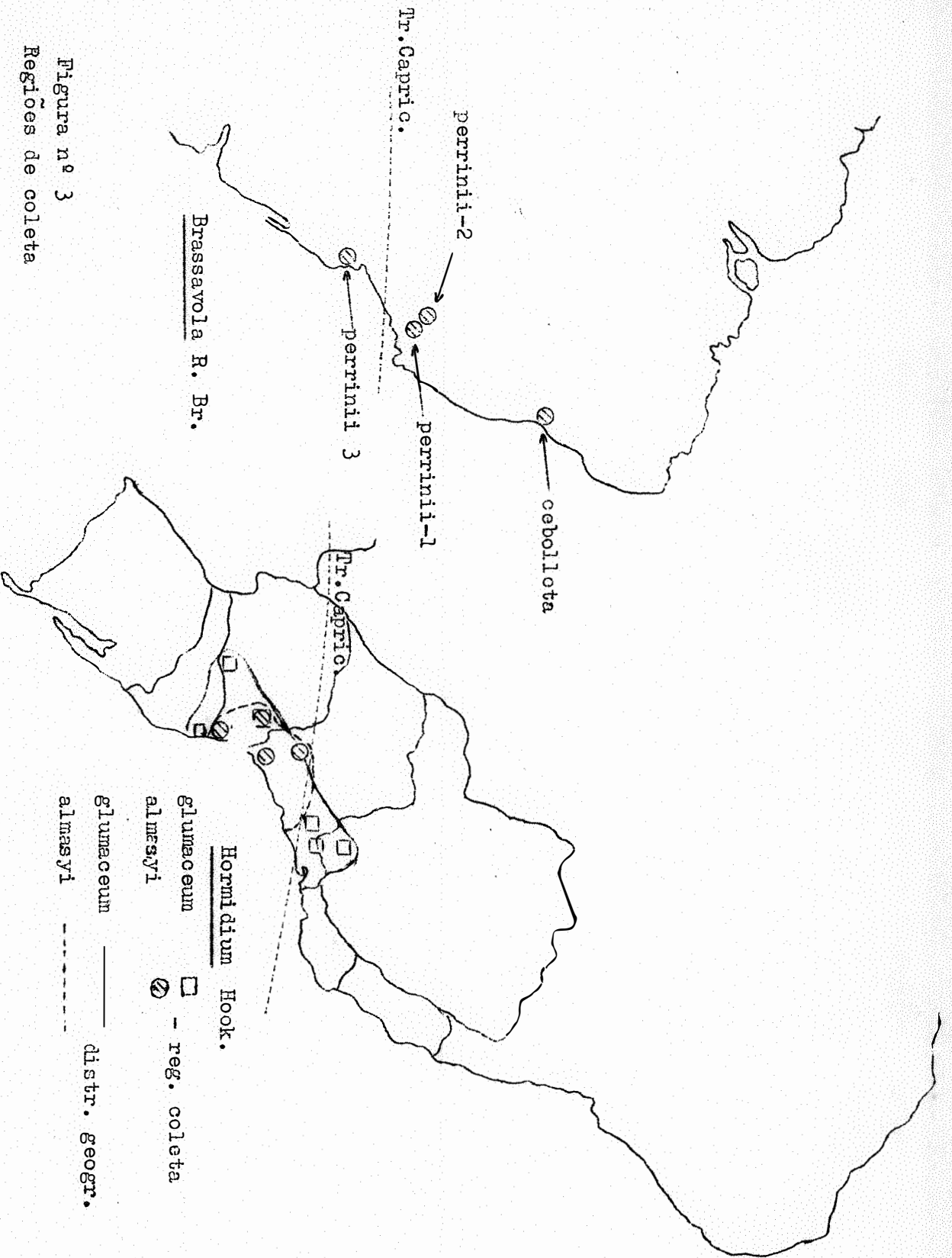


Figura nº 3  
Regiões de coleta



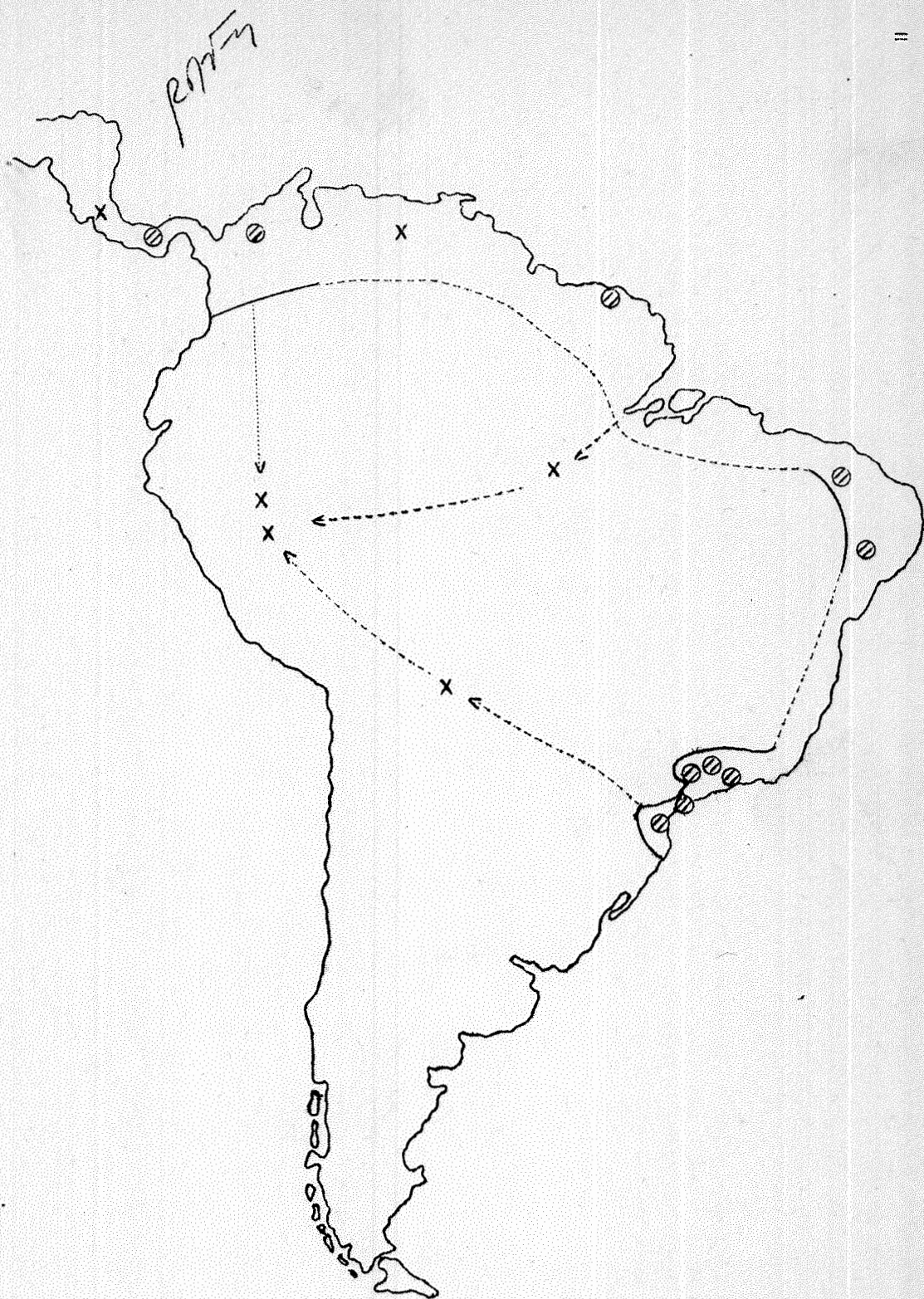


Figura nº 4

Hormidium fragrans (Sw.) Brieg.

- amostras estudadas ⊙
- amostras não estudadas X
- distrib. geográfica —————
- distrib. geográfica provável - - - - -
- dispersão provável - - - - ->
- dispersão pouco provável .....>



21/11/77

Hormidium

Brassavola

índices	gl x al	gl x fr	al x fr	perr.1x perr.2	perr.1x perr.3	perr.2x perr.3	perr.1 ceb.	perr.2 ceb.	perr.3 ceb.
$i_1 \frac{L}{C} SD$	0,60	0,60	0,30	0,48	0,72	0,67	<0,001	<0,001	0,02
$i_2 \frac{L}{C} SL$	0,65	0,08	0,07	0,38	0,82	0,53	<0,001	<0,001	<0,001
$i_3 \frac{L}{C} P$	0,35	<0,001	0,07	0,41	0,90	0,54	0,01	0,03	0,10
$i_4 \frac{L}{C} L$	0,15	<0,001	<0,001	0,17	0,50	0,50	0,72	0,16	0,73
$i_5 \frac{LG}{CG}$	0,72	0,06	0,28	0,15	0,17	>0,90	<0,001	<0,001	<0,001
$i_{6a} \frac{CO}{CPd}$	0,50	0,50	0,65	-	-	-	-	-	-
$i_{6b} \frac{CPe}{CPd}$	-	-	-	0,17	0,90	0,39	0,08	0,80	0,64
$i_7 \frac{LBr}{CBr}$	0,65	0,03	0,005	0,33	0,22	0,80	0,03	0,29	0,52
C.S.M.	0,62	20,92	6,33	1,31	0,59	0,33	10,61	14,22	6,76
$\sqrt{C.S.M.}$	0,79	*** 4,57	*** 2,52	1,14	0,77	0,57	*** 3,26	*** 3,77	*** 2,60

Tabela nº 1

As Probabilidades de  $t_i$  e os valores C.S.M. (Coeficiente de semelhança morfológica)

(o significado das abreviações é dado à pg . 13 ) .

fm

## Hormidium

## Brassavola

Caract.	glum.	alm.	fragr.	perr.1	perr.2	perr.3	cebol.
C.SD	23,0	33,1	25,3	51,2	43,0	44,5	28,1
L.SD	4,8	5,9	5,5	6,1	5,7	5,8	5,4
C.SL	22,8	32,2	24,9	48,1	39,8	41,4	25,2
L.SL	5,0	6,2	6,2	6,8	6,6	6,4	6,2
C.P	19,7	27,2	21,6	48,4	41,0	43,2	26,4
L.P	4,6	7,0	7,9	4,5	4,6	4,2	3,9
C.L	16,4	22,2	19,1	41,9	34,8	36,1	23,6
L.L	6,7	10,9	15,0	27,0	26,4	25,5	16,3
C.Pd	13,7	16,6	12,6	73,7	61,2	68,0	63,0
C.CE	4,4	4,9	4,9	7,4	6,8	6,8	6,0
C.O	4,7	5,5	5,0	9,4	10,6	10,4	9,7
C.C	7,5	9,1	7,8	11,5	9,9	10,3	8,4
L.C	3,4	4,0	3,7	5,9	5,5	5,3	5,0
E.C	3,6	4,5	4,5	4,0	4,1	4,1	3,7
C.Br	3,8	5,1	4,2	6,4	5,3	5,0	3,7
L.Br	2,3	3,0	3,2	4,1	3,6	3,4	3,2
CE	54,0	62,0	-	-	-	-	-
C.B	84,2	113,4	-	-	-	-	-
L.B	16,0	18,9	-	-	-	-	-
E.B	11,2	14,1	-	-	-	-	-
C.F	208,7	220,6	-	-	-	-	-
L.F	21,8	21,5	-	-	-	-	-
NF.	6,5	8,6	-	-	-	-	-
C.Pç	-	-	-	53,7	38,0	46,4	40,0

Tabela nº 2 - As médias (mm.)

(o significado das abreviações é dado à pg. 13 )



*p.m.m*

	<u>Hormidium</u>					<u>Brassavola</u>			
	glum	alm	gl. x al.	fragr.		1	2	3	1 + 2 + 3
	$\frac{EP}{DP}$	$\frac{ED}{DP}$	$\frac{EG}{EPD}$	$\frac{EP}{DP}$	$\frac{E Reg}{EP}$	$\frac{EP}{DP}$	$\frac{EP}{DP}$	$\frac{EP}{DP}$	$\frac{EG}{EPD}$
CSD	***	***	***	***	***	***	***	*	***
LSD	***	***	***	***	N.S	***	N.S	***	N.S
CSL	***	***	***	***	***	***	***	**	***
LSL	***	***	***	***	N.S	***	N.S	***	N.S
CP	***	***	***	***	***	***	***	**	*
LP	***	***	***	***	***	***	N.S	***	N.S
CL	***	***	***	***	***	***	***	***	***
LL	***	***	***	***	**	***	***	***	N.S
CPd	***	***	**	***	**	***	***	***	***
CCE	***	***	**	***	N.S	***	***	***	***
CO	***	*	*	*	N.S	***	***	***	***
CC	***	***	***	***	N.S	***	***	***	***
LC	***	***	***	**	N.S	***	N.S	***	***
EC	***	***	***	***	N.S	***	*	***	N.S
CB <sub>r</sub>	***	***	***	*	N.S	***	**	***	***
LB <sub>r</sub>	***	***	***	*	N.S	***	N.S	N.S	***
CE	N.S	**	N.S						
CB	***	***	**						
LB	***	***	*						
EB	N.S	***	***						
CF	***	***	N.S						
LF	***	**	N.S						
NF	*	***	*						
CPç						***	***	***	***

Tabela nº 3 - Significância dos valores  $\eta = \frac{DP_1}{DP_2}$

N.S. = não significativo  
 \* = significativo a 5%  
 \*\* = significativo a 1%  
 \*\*\* = significativo a 0,1%

Os símbolos EP (Entre plantas), DP (dentro das plantas) EG (Entre grupos) EPD (Entre plantas dentro dos grupos) e E Reg. (Entre regiões) referem-se aos desvios padrão.

(o significado das abreviações é dado à pag. 13).

20/11/71

Hormidium

	glum.			alm.			glum. + alm.		
	$\sigma_p^2$	$\sigma_e^2$	$I_1$	$\sigma_p^2$	$\sigma_e^2$	$I_1$	$\sigma_g^2$	$\sigma_p^2$	$I_2$
CSD	1,51	2,76	0,74	15,82	6,99	1,50	50,60	4,86	3,23
LSD	0,19	0,25	0,87	0,46	0,25	0,36	0,65	0,25	1,61
CSL	1,76	2,53	0,84	13,00	4,18	1,76	43,60	4,39	3,15
LSL	0,27	0,22	1,11	0,63	0,37	1,30	0,75	0,35	1,46
CP	1,08	1,74	0,79	7,43	3,99	1,36	27,73	2,57	3,28
LP	0,28	0,27	1,02	2,50	0,52	2,19	3,03	0,80	1,95
CL	0,77	1,17	0,81	3,26	1,08	1,74	17,22	1,35	3,57
LL	0,58	0,31	1,37	1,56	0,30	2,28	8,45	0,81	3,13
CPd	6,88	3,38	1,43	6,63	2,07	1,79	3,73	6,82	0,74
CCE	0,16	0,56	0,53	0,27	0,31	0,93	0,12	0,18	0,82
CO	0,74	0,62	1,09	1,78	0,73	1,56	0,38	0,98	0,8
CC	0,19	0,40	0,69	0,82	0,44	1,36	1,24	0,34	1,91
LC	0,15	0,09	1,29	0,10	0,15	0,82	0,20	0,14	1,20
EC	0,20	0,12	1,29	0,13	0,19	0,82	0,31	0,18	1,31
CBr	0,65	0,55	1,09	0,86	0,79	1,04	0,88	0,70	1,12
LBr	0,28	0,38	0,86	0,11	0,36	0,55	0,26	0,24	1,04
CE	1,76	180,62	0,10	300,14	105,97	1,68	22,17	65,97	0,58
CB	464,07	102,05	2,13	840,74	215,91	1,97	379,94	550,02	0,03
LB	5,10	5,59	0,95	25,45	2,68	3,08	3,30	9,76	0,58
EB	-0,29	3,83	-	12,19	3,47	1,87	12,24	2,58	2,18
CF	629,18	270,16	1,53	3.433,43	835,92	2,03	21,59	1.038,17	0,14
LF	7,67	7,14	1,03	11,11	3,81	1,71	-0,76	7,98	-
no FL	1,27	2,70	0,68	6,93	1,11	2,50	1,08	2,55	0,65

Tabela nº 4  
 Valores de  $\sigma_e^2$ ,  $\sigma_p^2$ ,  $\sigma_g^2$ ,  $I_1$  e  $I_2$

$$I_1 = \sqrt{\sigma_p^2 / \sigma_e^2} \quad \text{e} \quad I_2 = \sqrt{\sigma_g^2 / \sigma_p^2}$$

( o significado das abreviações é dado à pg. 13).



PM-4

Brassavola perrinii

1 + 2 + 3

	$\sigma_g^2$	$\sigma_p^2$	$I_2$		$\sigma_g^2$	$\sigma_p^2$	$I_2$
CSD	22,16	14,42	1,24	C Pd	36,90	29,09	1,13
LSL	0,025	0,34	0,27	CCE	0,086	0,92	0,31
CSL	22,59	13,74	1,28	CO	0,36	0,78	0,68
LSL	0,040	0,31	0,39	CC	1,59	0,68	1,53
CP	4,54	14,35	0,56	LC	0,12	0,21	0,75
LP	-0,002	0,39	-	EC	0,002	0,094	0,16
CL	16,75	9,00	1,36	C Br	0,71	0,45	1,26
LL	0,011	6,81	0,13	L Br	0,16	0,075	1,46
				C Pc	60,84	21,32	1,69

Tabela nº 7

Valores de  $\sigma_g^2$ ,  $\sigma_p^2$  e  $I_2$ .

$$I_2 = \sqrt{\frac{\sigma_g^2}{\sigma_p^2}}$$

fragr.

Hornidium

fragr.

	$\sigma_p^2$	$\sigma_e^2$	$I_1$	$\sigma_r^2$	$\sigma_p^2$	$I_2$		$\sigma_p^2$	$\sigma_e^2$	$I_1$	$\sigma_r^2$	$\sigma_p^2$	$I_2$
GSD	3,66	1,81	1,42	5,48	3,66	1,22	CPA	1,47	1,87	0,89	1,65	1,47	1,06
LSL	0,29	0,31	0,97	0,84	0,29	0,37	CCE	0,23	0,51	0,67	0,06	0,23	0,51
CSL	2,64	2,28	1,08	5,08	2,64	1,38	CO	0,10	0,66	0,39	0,95	0,10	0,71
LSL	0,35	0,30	1,08	0,007	0,35	0,14	CC	0,18	0,34	0,73	0,07	0,18	0,62
CP	1,67	1,61	1,02	2,24	1,67	1,16	LC	0,04	0,15	0,52	0,03	0,04	0,87
LP	0,52	0,40	1,14	0,58	0,52	1,06	EC	0,12	0,16	0,87	0,03	0,12	-
CL	0,79	1,41	0,75	2,54	0,79	1,79	CBr	0,11	0,93	0,33	0,08	0,11	0,85
LL	0,44	1,04	0,65	0,63	0,44	1,20	LBr	0,13	0,93	0,36	0,07	0,13	0,73

Tabela nº 5

Valores de  $\sigma_e^2$ ,  $\sigma_p^2$ ,  $\sigma_r^2$ ,  $I_1$  e  $I_2$

$$I_1 = \sqrt{\frac{\sigma_p^2}{\sigma_e^2}}$$

e

$$I_2 = \sqrt{\frac{\sigma_g^2}{\sigma_p^2}}$$



## Brassavola perrinii

	1			2			3		
	$\sigma_p^2$	$\sigma_e^2$	$I_1$	$\sigma_p^2$	$\sigma_e^2$	$I_1$	$\sigma_p^2$	$\sigma_e^2$	$I_1$
CSD	18,23	18,19	1,00	14,22	13,44	1,03	4,05	23,12	0,42
LSL	0,40	0,16	1,58	0,04	0,38	0,31	0,37	0,38	0,98
CSL	18,72	17,75	1,03	6,79	14,50	0,68	4,86	19,90	0,50
LSL	0,34	0,40	0,92	0,03	0,52	0,25	0,42	0,64	0,81
CLP	19,51	14,16	1,17	8,30	13,79	0,77	4,39	18,73	0,50
LP	0,42	0,30	1,18	0,03	0,60	0,23	0,59	0,46	1,13
CL	10,74	9,72	1,04	3,70	7,83	0,68	7,98	11,98	0,82
LL	6,08	4,82	1,12	6,62	7,14	0,96	8,85	5,53	1,26
CPd	16,22	33,76	0,69	31,62	76,10	0,65	62,17	31,47	1,41
CCE	1,12	0,56	1,41	0,46	0,44	1,02	0,70	0,30	1,53
CO	0,61	1,97	0,56	0,47	1,77	0,51	1,43	1,70	0,92
CC	0,61	0,44	1,17	0,56	0,31	1,34	0,96	0,32	1,73
LC	0,31	0,24	1,13	0,02	0,26	0,29	0,08	0,23	0,57
EC	0,07	0,24	0,56	0,05	0,25	0,46	0,18	0,30	0,77
CBr	0,39	1,27	0,55	0,30	0,94	0,56	0,70	0,88	0,89
LBr	0,10	0,46	0,47	0,01	0,82	0,12	0,0417	0,54	0,28
CPg	14,92	18,94	0,88	27,19	22,56	1,10	34,72	17,05	1,43

Tabela nº 6  
Valores de  $\sigma^2$  e  $I_1$

$\sigma_p^2$  = variância individual

$\sigma_e^2$  = variância do acaso (não controlável) e fenotípica

$$I_1 = \sqrt{\frac{\sigma_p^2}{\sigma_e^2}}$$

(o significado das abreviações é dado à pg. 13).



caract.	Hormidium				Brass.porr.	
	glun.		fragr.		1 + 2 + 3	
	$\rho$	$T_r$	$\rho$	$T_r$	$\rho$	$T_r$
CSD	0,85	0,15	0,50	0,50	0,40	0,60
LSD	0,56	0,44	0,06	0,94	0,04	0,96
CSL	0,86	0,14	0,51	0,49	0,42	0,58
LSL	0,55	0,45	0,01	0,99	0,05	0,95
CP	0,85	0,15	0,40	0,60	0,13	0,87
LP	0,73	0,27	0,39	0,61	0,00	1,00
CL	0,87	0,13	0,54	0,46	0,47	0,53
LL	0,88	0,12	0,30	0,70	0,00	1,00
CPd	0,27	0,73	0,33	0,67	0,35	0,65
CCE	0,15	0,85	0,08	0,92	0,03	0,97
CO	0,19	0,81	0,07	0,93	0,12	0,88
CC	0,62	0,38	0,12	0,88	0,60	0,40
LC	0,45	0,55	0,14	0,86	0,21	0,79
EC	0,47	0,53	0,00	1,00	0,01	0,99
GBr	0,40	0,60	0,07	0,93	0,31	0,69
LBr	0,30	0,70	0,06	0,94	0,21	0,79
GE	0,09	0,91				
GB	0,36	0,64				
LB	0,18	0,82				
EB	0,66	0,34				
CF	0,02	0,98				
LF	0,00	1,00				
NF	0,18	0,82				
CPç					0,60	0,40

Tabela nº 8 - Coeficientes de correlação intra-classe ( $\rho$ ) e de transvariação ( $T_r$ ) - (o significado das abreviações é dado à pg. 13)



R77

	CSD	LSD	CSL	ISL	CP	LP	CL	LL	CPd	CCE	CD	CC	LC	EC	CBr	LBr
PANAMA	31,3	5,9	29,7	6,4	25,1	8,4	22,0	14,4	16,2	4,5	4,8	7,4	3,4	3,9	4,6	3,4
COLÔMBIA	31,0	6,3	30,9	6,9	25,3	9,9	22,3	15,9	15,1	4,8	5,5	7,6	3,6	4,8	4,4	3,7
GU. FRANC.	26,5	5,2	25,4	6,0	22,2	6,8	19,1	14,6	13,1	5,4	5,9	8,2	3,0	3,9	5,0	3,4
Ceará	22,4	6,4	21,8	5,8	19,0	9,6	16,2	16,4	13,0	3,7	4,0	8,0	4,0	5,0	3,7	2,7
Pernamb.	25,2	6,0	25,0	6,5	21,8	8,5	19,0	16,1	12,9	4,7	5,0	8,1	3,8	4,9	4,7	3,5
Angra dos Reis	25,2	5,4	24,8	6,2	21,7	7,7	19,6	15,7	12,7	5,3	4,9	8,2	3,9	4,8	3,8	3,5
Itatiaia	23,7	5,2	23,2	6,0	20,6	7,2	18,9	14,3	11,1	4,8	4,9	7,5	3,7	4,4	4,3	2,7
S.J. Campos	23,4	5,5	22,9	6,1	19,9	8,2	17,2	14,1	11,2	4,7	4,2	7,2	3,9	3,4	3,9	3,0
Ilha Comp.	24,5	5,3	25,4	6,4	21,2	7,7	18,6	13,9	12,3	4,3	5,4	7,6	3,7	4,1	3,5	2,8
Sta. CAT.	22,2	5,3	22,3	6,0	19,2	6,7	14,7	14,0	11,0	4,0	4,0	7,0	4,0	4,2	4,0	2,8

BRASIL  
S. Paulo

Tabela nº 9  
Médias (em mm.) dos caracteres de Horm. fragrans (Sw.) Brieg.  
(o significado das abreviações é dado à pg. 13)



	CSD	CSL	CP	CL	CC	CO	CPd	GLD	LSL	LP	LL	EC
CSD	-	0,92 0,96	0,95 0,88	0,85 0,69	0,19 0,43	0,38 0,28	0,83 0,50	0,59 0,68	0,54 0,68	0,52 0,60	0,34 0,59	-0,02 0,13
CSL	-	-	0,93 0,99	0,83 0,82	0,08 0,26	0,47 0,40	0,75 0,46	0,57 0,58	0,63 0,52	0,46 0,50	0,28 0,57	0,20 0,17
CP	-	-	-	0,85 0,74	0,12 0,18	0,50 0,49	0,76 0,52	0,54 0,45	0,55 0,48	0,41 0,37	0,33 0,50	0,19 0,02
CL	-	-	-	-	0,07 -0,01	0,48 0,31	0,63 0,29	0,42 0,42	0,46 0,66	0,40 0,25	0,27 0,38	0,33 0,36
CC	-	-	-	-	-	0,16 0,02	0,14 0,17	0,33 0,40	0,42 0,50	0,36 0,67	0,58 0,50	0,03 -0,41
CO	-	-	-	-	-	-	0,42 0,59	0,02 0,14	0,35 0,33	0,11 0,23	0,22 0,17	0,06 -0,25
CPd	-	-	-	-	-	-	-	0,36 0,12	0,33 0,05	0,46 0,44	0,12 -0,17	0,08 -0,22
GLD	-	-	-	-	-	-	-	-	0,65 0,55	0,70 0,50	0,60 0,45	0,36 0,32
LSL	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,48 0,58	0,40 0,57	0,03 -0,08
LP	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,64 0,55	0,03 -0,43
LL	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,32 -0,15
EC	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Tabela nº10 - Coeficientes de correlação interclasse em Horm. fragr. Valores superiores = correlação total ( $r'$ ) e inferiores = correlação dentro das regiões ( $r''$ ).

(o significado das abreviações é dado à pg. 13).



29/3

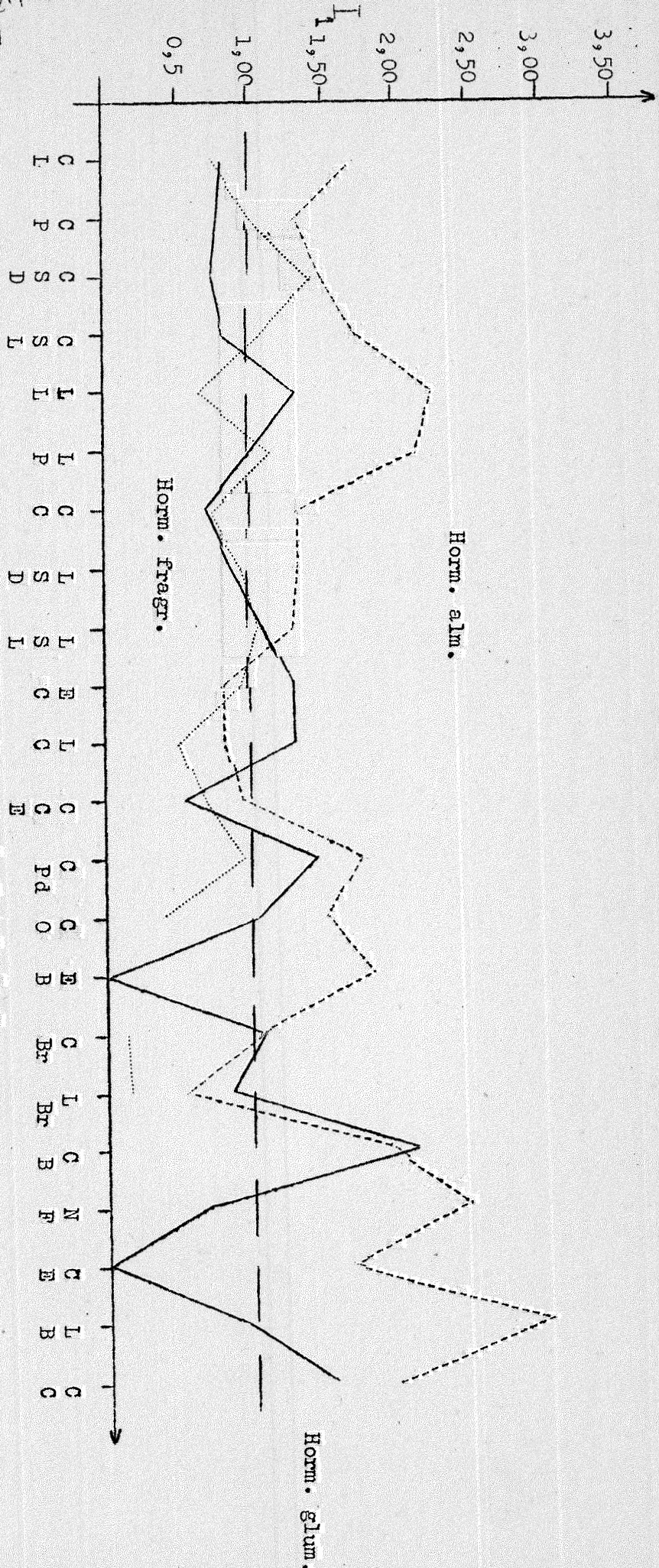


Gráfico nº 1: Valores de  $I_1$  (ord.) para os diversos caracteres (abs.).

$$I_1 = \sqrt{\frac{\sigma_p^2}{\sigma_e^2}}$$

( o significado das abreviações é dado à pag. 13 )

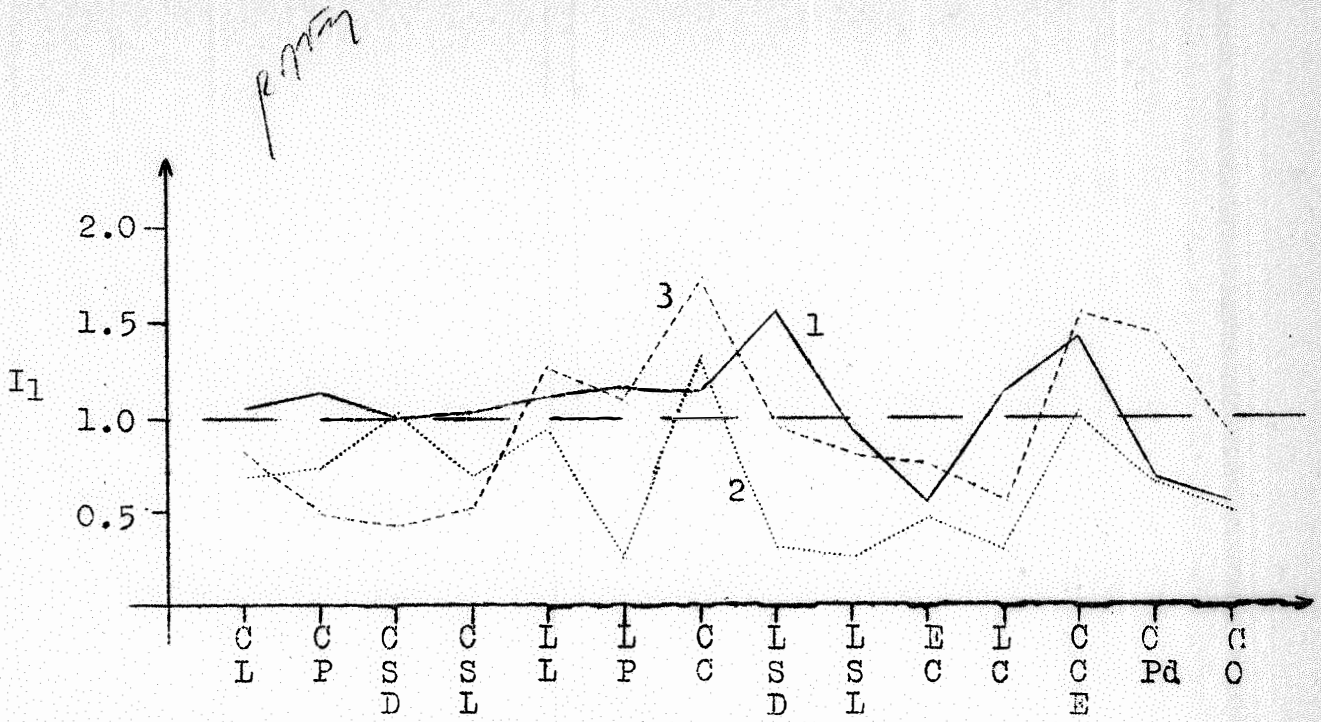


Gráfico nº 2 Brassavola perrinii Lindl. Valores de carat.

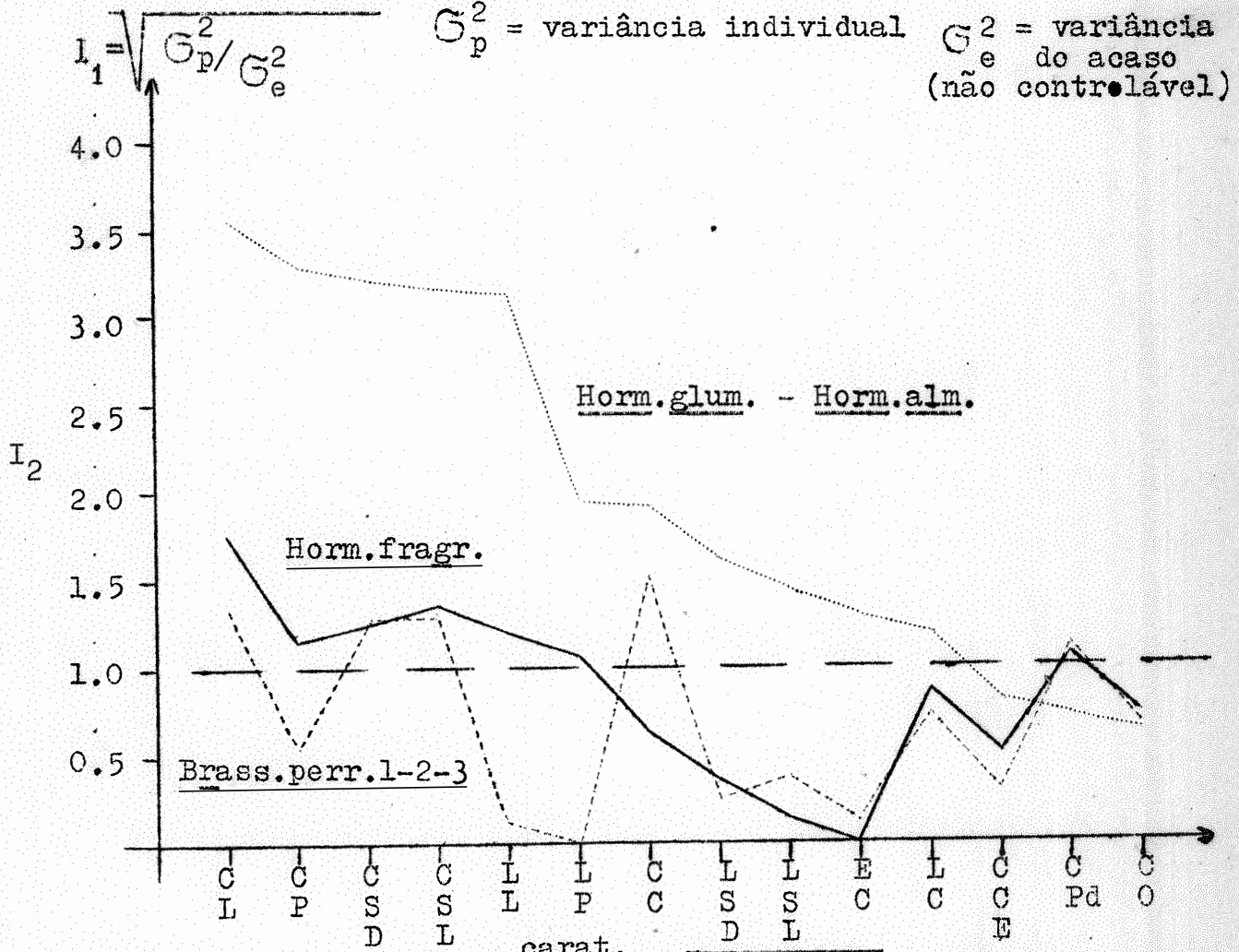


Gráfico nº 3 Valores de carat.  $I_2 = \sqrt{\frac{\sigma_g^2}{\sigma_p^2}}$  (Horm. glum. -

Horm. alm. e Brass. perr. 1-2-3) e  $I_2 = \sqrt{\frac{\sigma_r^2}{\sigma_p^2}}$  (Horm. fragr.)

$\sigma_g^2$  = variância devida aos grupos

$\sigma_r^2$  = variância devida às regiões  $\sigma_p^2$  = variância individual



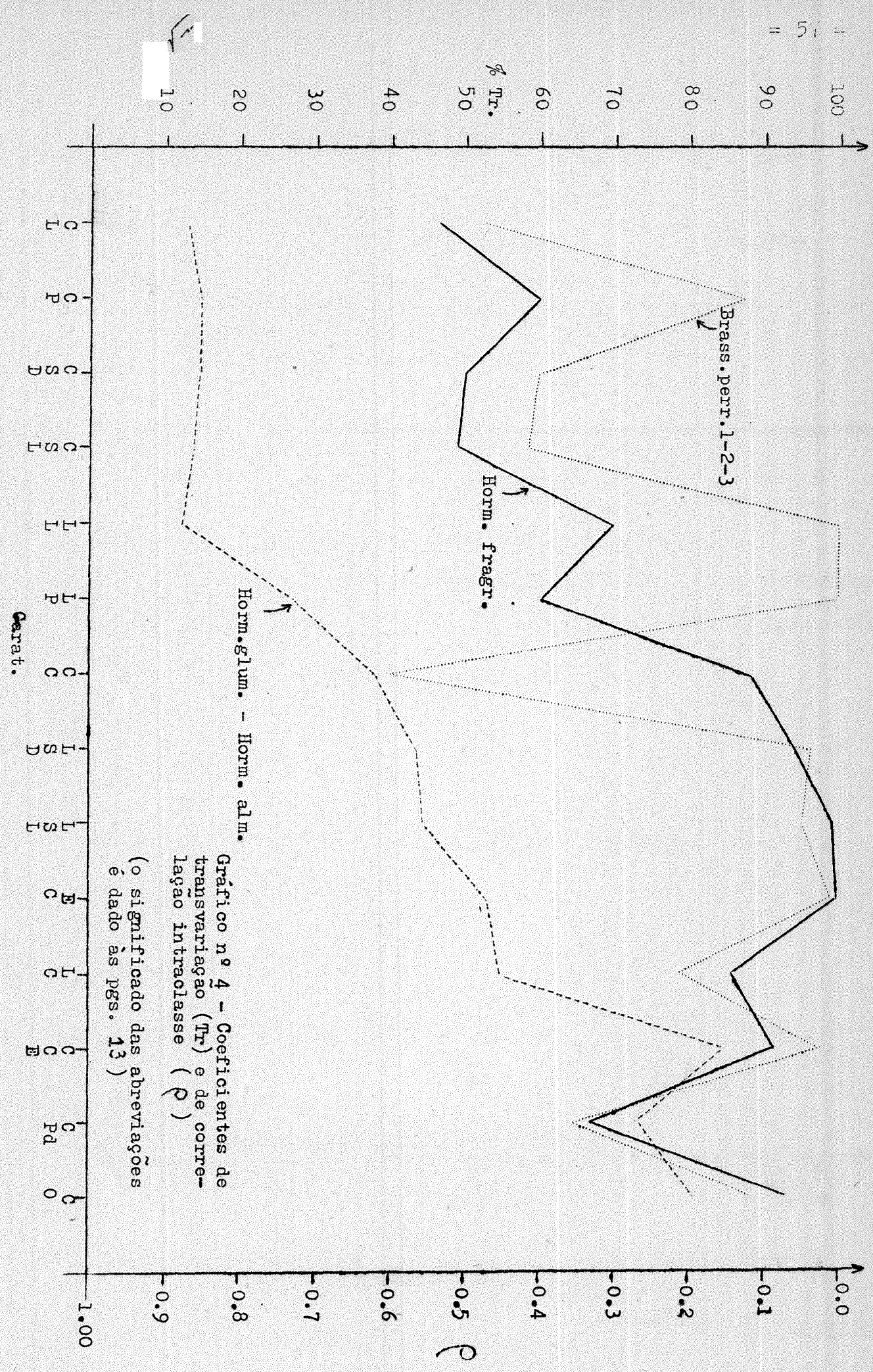


Gráfico nº 4 - Coeficientes de transvariação (Tr) e de correção intraclasses (rho) (o significado das abreviações é dado as pgs. 13)



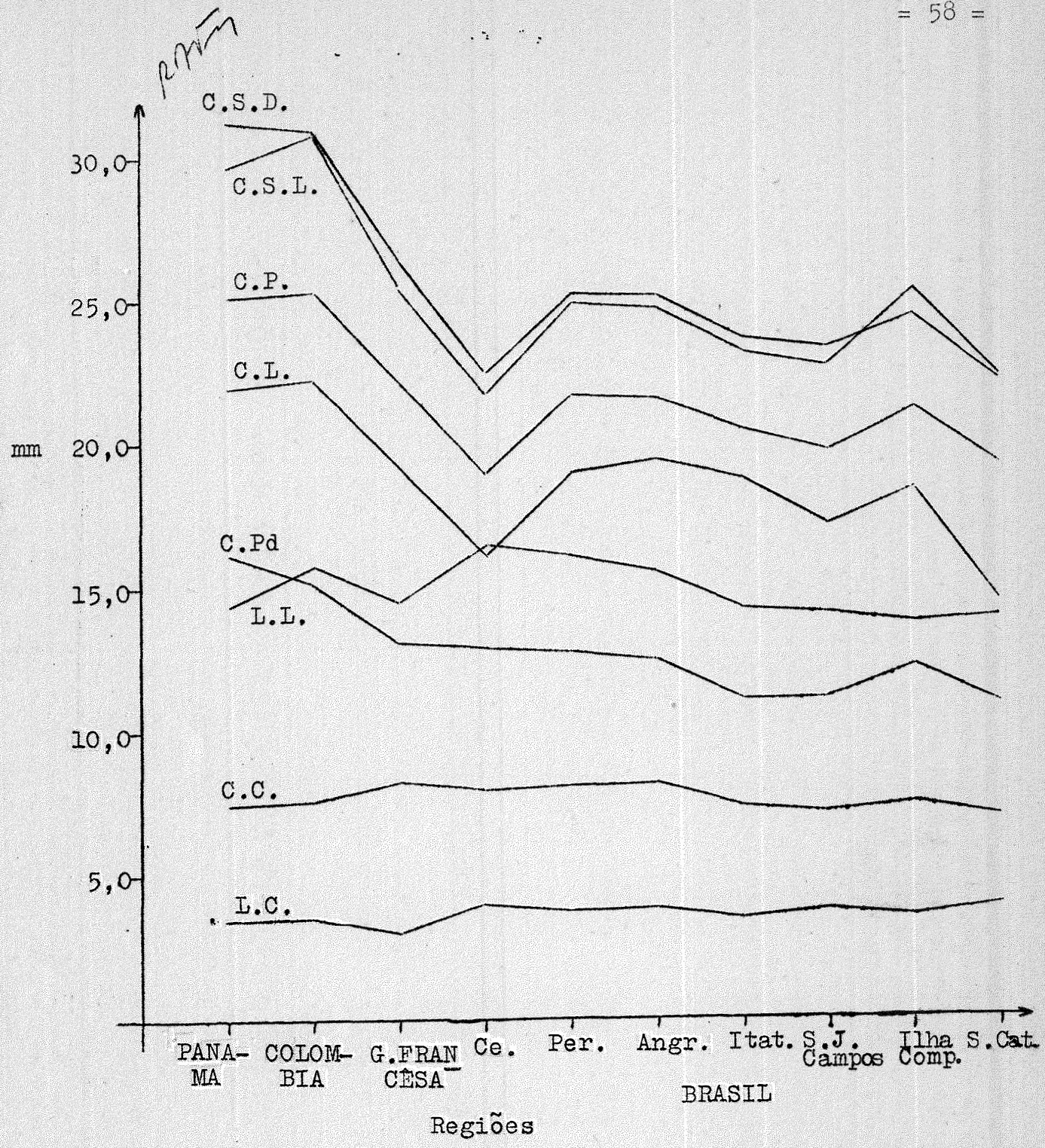
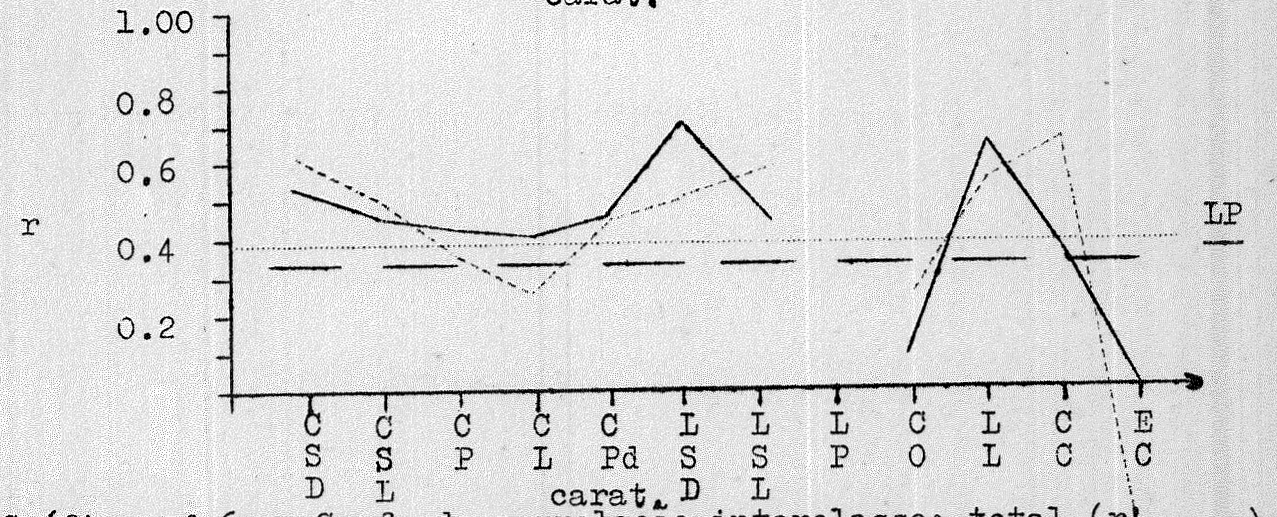
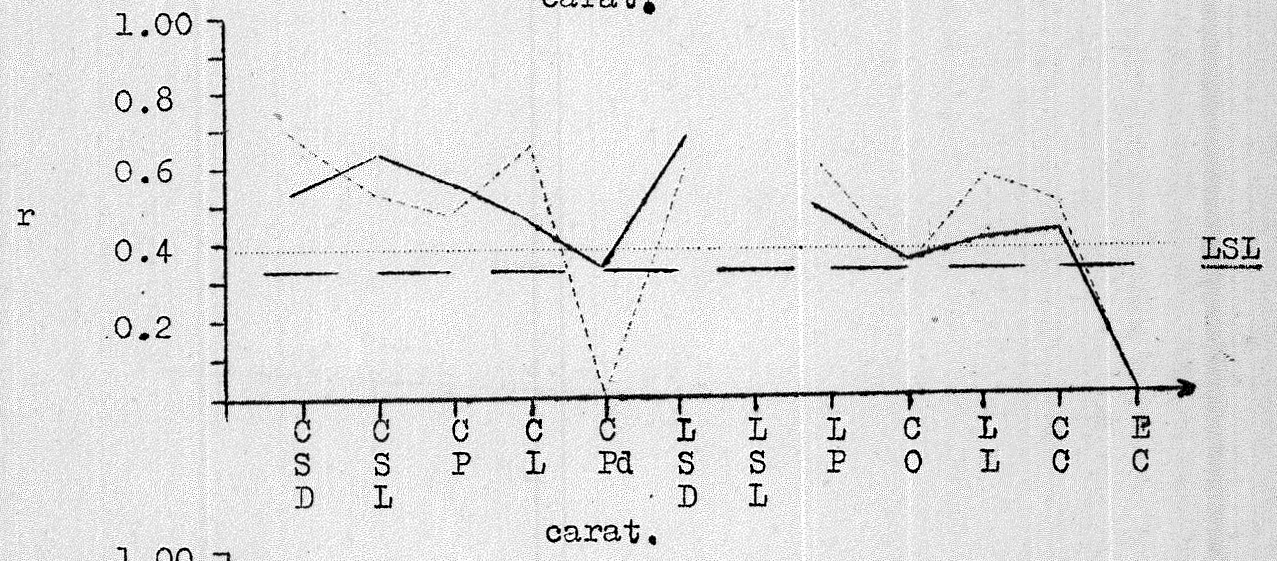
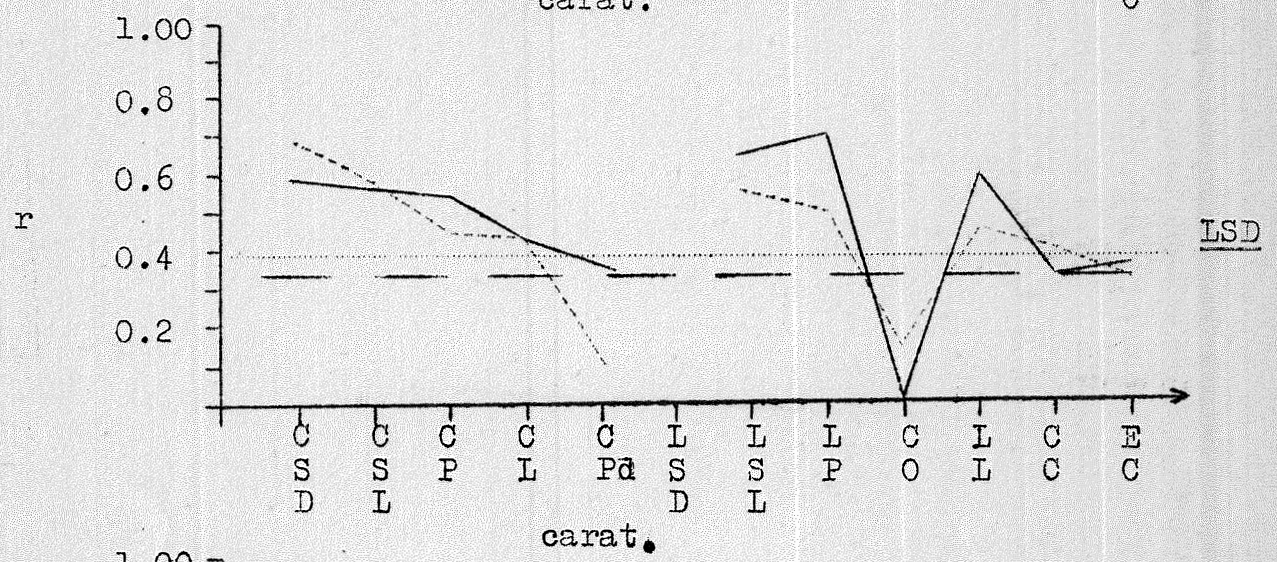
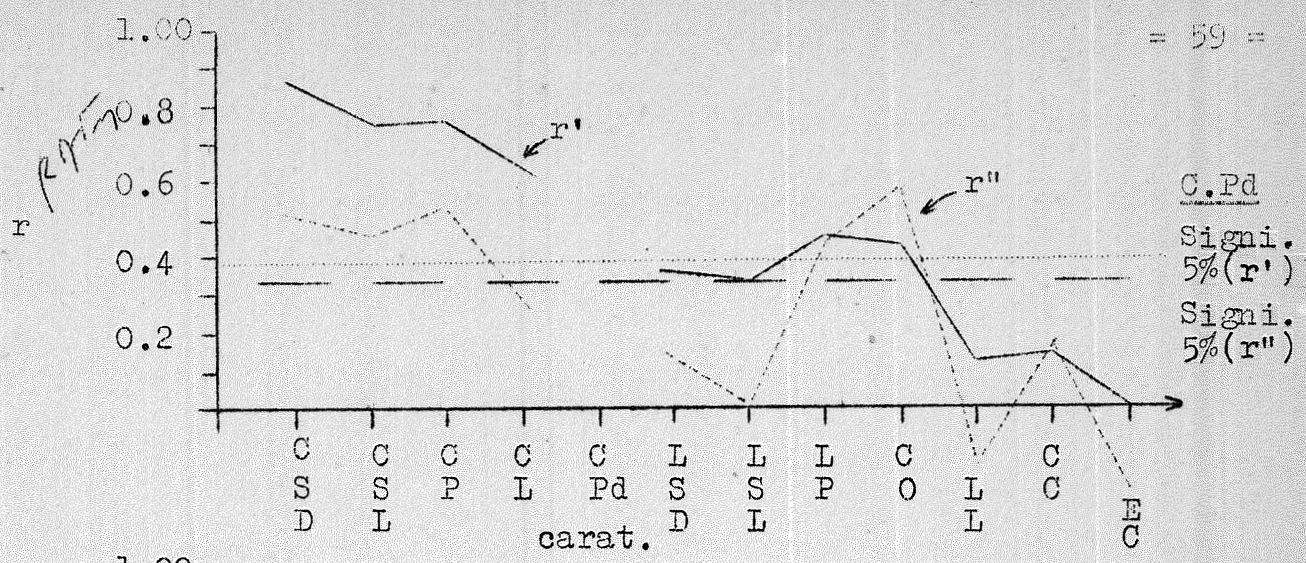


Gráfico nº 5

As médias (em mm.) de alguns caracteres de Horm. fragr. (Sw.) Brieg. nas diversas regiões de coleta

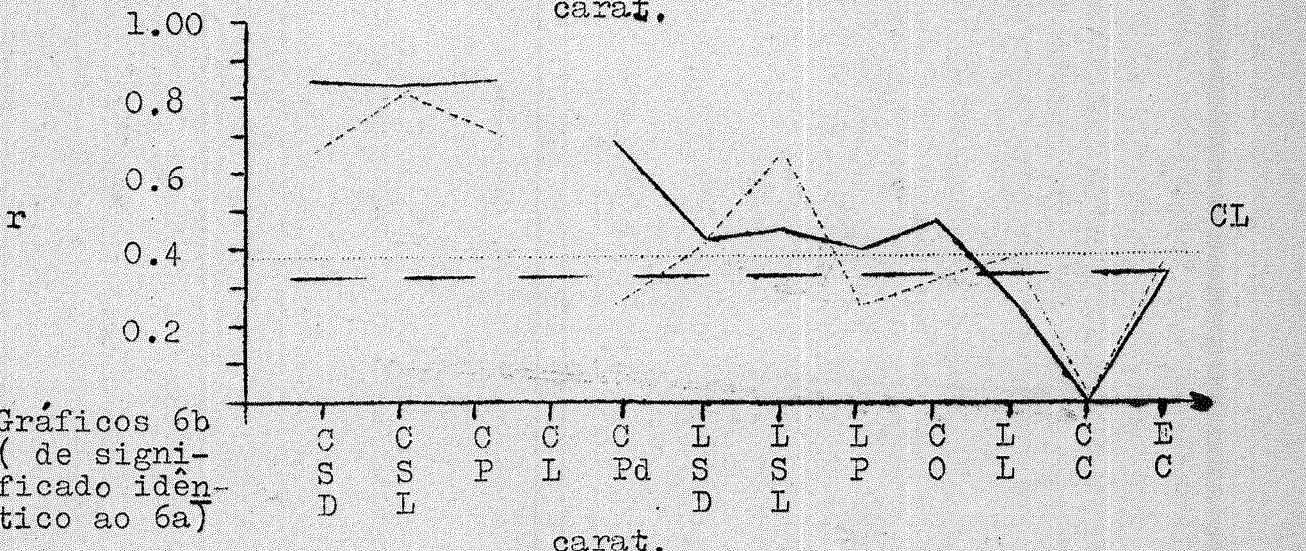
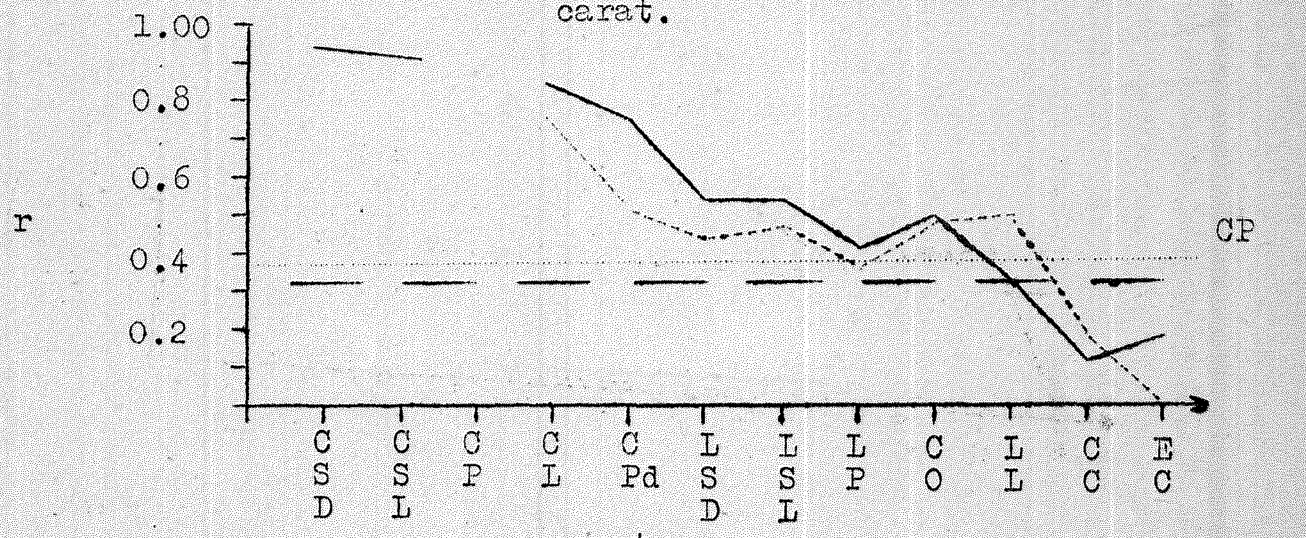
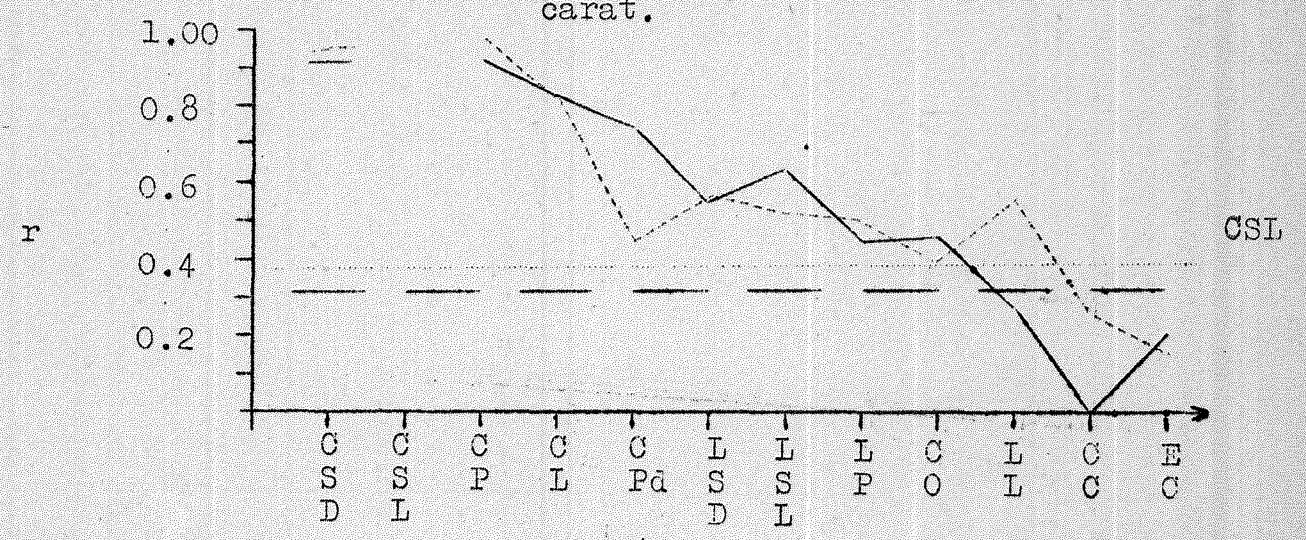
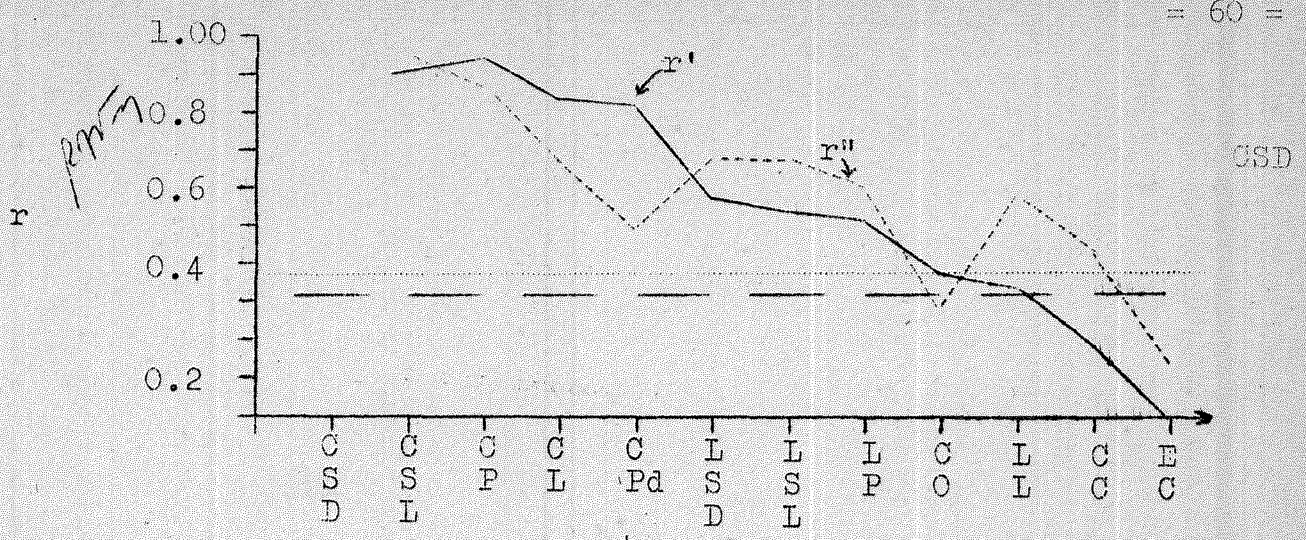
(o significado das abreviações é dado à pg . 13 )





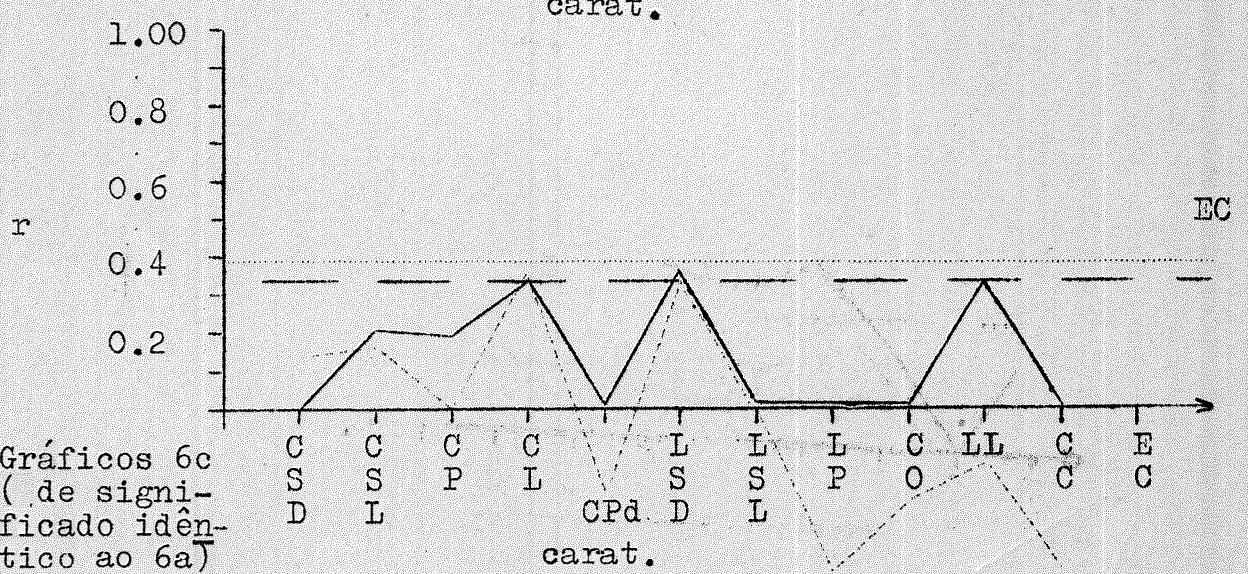
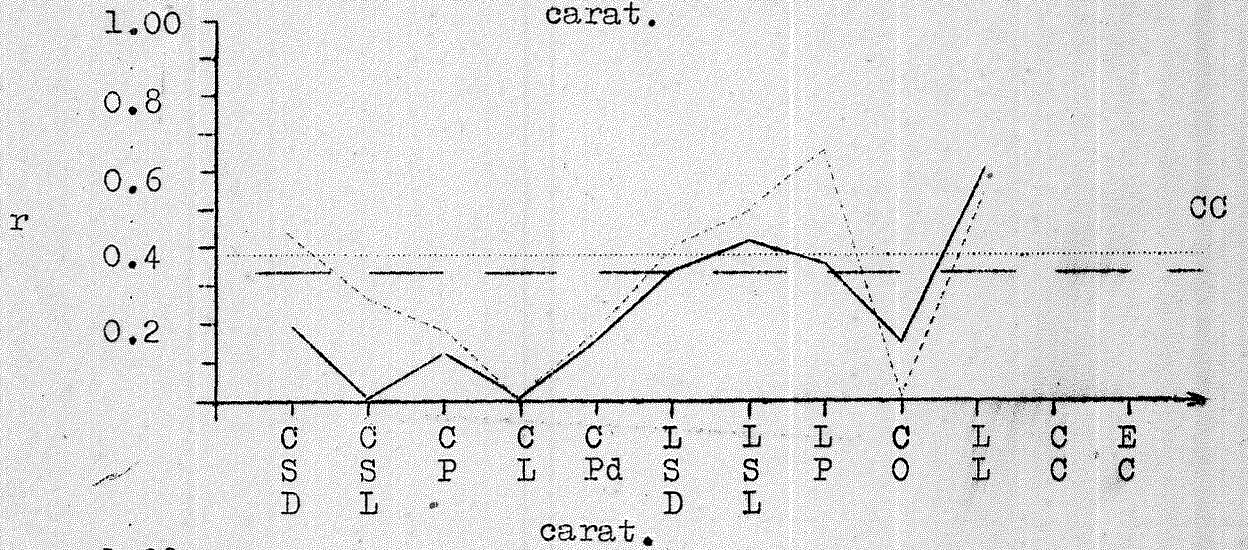
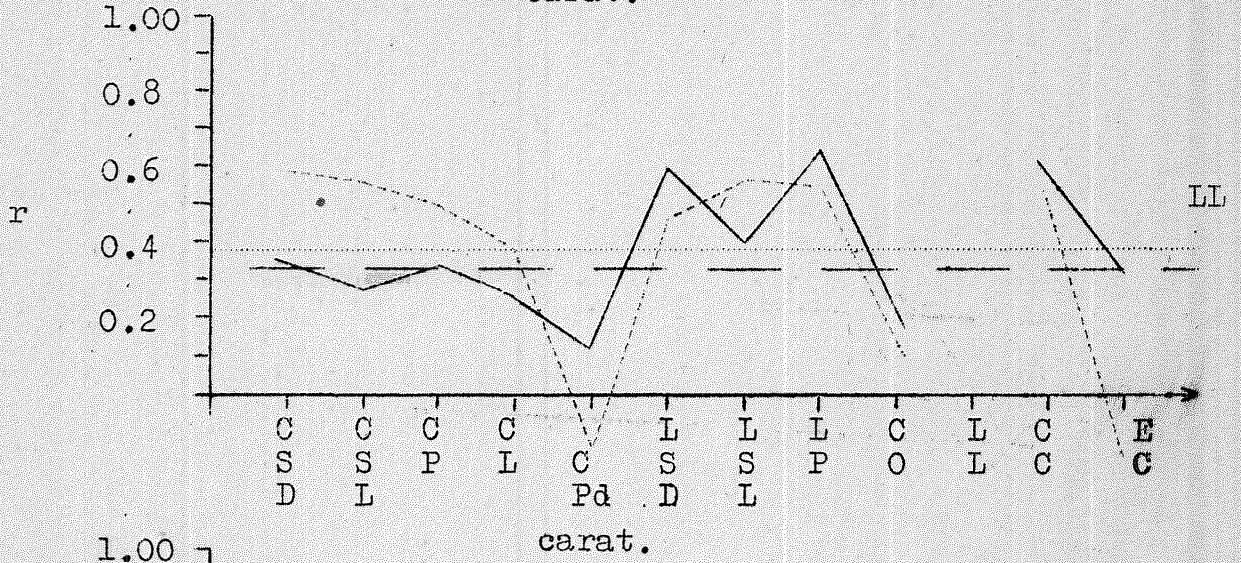
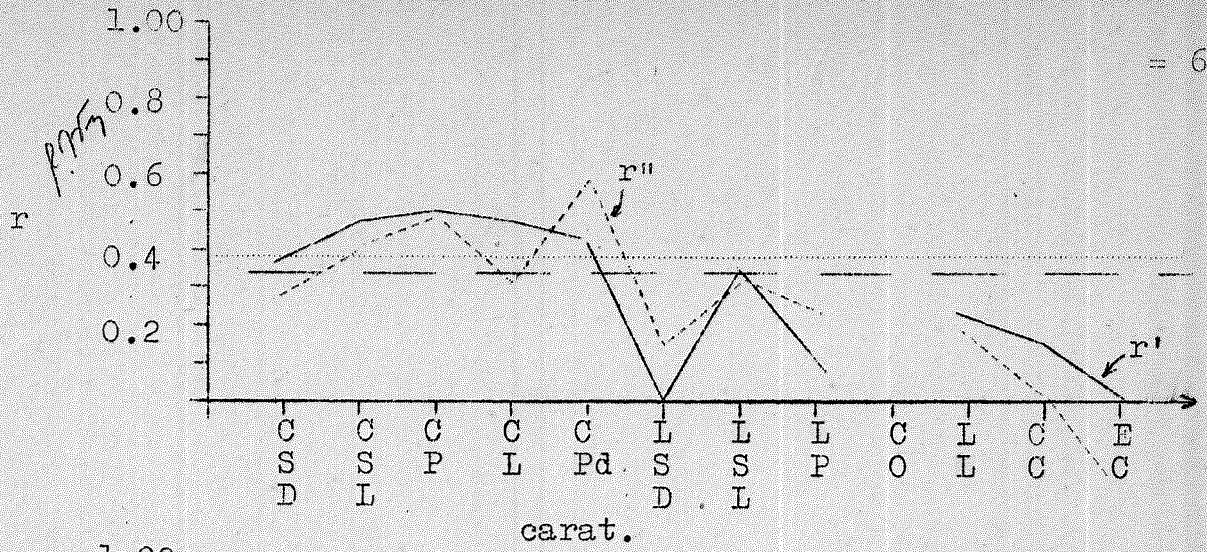
Gráficos nº 6a - Coef., de correlação interclasse: total (r' —) e dentro das regiões (r'' - - -) em Horm. Fragr. (Sw.) Brieg. (o significado das abreviações é dado a pg. 13)





Gráficos 6b  
( de signi-  
ficado idên-  
tico ao 6a)





Gráficos 6c (de significado idêntico ao 6a)