

ANTROPOLOGIA PORTUGUESA

●
*Estudos
de
Antropologia
Física*

Vol. 8
1990

MUSEU E LABORATÓRIO ANTROPOLÓGICO
UNIVERSIDADE DE COIMBRA

CÁLCULO DE FUNÇÕES DISCRIMINANTES PARA A DIAGNOSE SEXUAL DO CRÂNIO

Eugénia Cunha

Instituto de Antropologia da Universidade de Coimbra

G. N. Van Vark

Department of Anatomy, University of Groningen

RESUMO. Com o objectivo de encontrar uma boa série de referência para a diagnose sexual do crânio, calcularam-se as funções discriminantes óptimas a partir de uma das grandes colecções craniométricas identificadas ($\eta \sigma^{\text{♂}} = 357$, $\eta \text{♀} = 213$) do Instituto de Antropologia da Universidade de Coimbra, utilizando a metodologia de medição de Howells (1973).

Depois de se analisar o baixo dimorfismo sexual constatado, discute-se a necessidade de uma grande série de referência bem documentada para a determinação de técnicas para a diagnose sexual do crânio.

Palavras-chave: crânio, análise discriminante, diagnose sexual.

ABSTRACT. The suitability of the large collection of skulls of known sex ($\eta \sigma^{\text{♂}} = 357$, $\eta \text{♀} = 213$), housed in the Department of Anthropology of the University of Coimbra, as a reference series for sex diagnosis from skulls, was investigated. This was done by calculating estimates for the maximum «actual discriminatory value for samples being diagnosed», here called *Dtmax*.

After an attempt to explain the low level of sexual dimorphism found, the need for a large well documented reference series for deriving techniques for sex determination from the skull is discussed.

Key-words: skull, discriminant analysis, sex diagnosis.

INTRODUÇÃO

Quando se investiga uma população com base nos seus restos ósseos, o problema da determinação do sexo torna-se de imediato evidente. As diferenças morfológicas entre os homens e as mulheres podem exceder, consideravelmente, as diferenças morfológicas próprias de cada população. Consequentemente, os antropólogos tentam diagnosticar o sexo antes de começar o estudo comparativo das populações.

A diagnose sexual através do exame do crânio é um tema de contínua investigação no campo da antropologia física, constituindo um laboratório excelente para a aprendizagem dos métodos de análise da variação morfológica (Howells, 1969). No entanto, o crânio não é a melhor parte do esqueleto para a diagnose sexual. Para este propósito, a bacia pélvica surge em primeiro lugar seguida do crânio e dos ossos longos. Apesar disso, o crânio é, normalmente, a parte do esqueleto que melhor se preserva e a partir do qual se pode obter um grande número de parâmetros métricos e não métricos. Por isso, é da maior importância o desenvolvimento de métodos que permitam uma boa discriminação entre os homens e as mulheres com base nas variáveis craniométricas (Uytterschaut, 1986).

A diagnose sexual do crânio pode ser feita, basicamente, através de dois métodos: pela análise visual da morfologia, baseada no conhecimento e experiência profissional e segundo, usando métodos matemáticos e estatísticos. Nos dois casos aplica-se estatística multivariada, diferindo a técnica para cada caso (Van Vark, 1987). Tem-se tornado cada vez mais evidente a necessidade de desenvolver métodos estatísticos especialmente concebidos para lidar com os problemas antropológicos. Uma condição essencial para estas investigações é existirem amostras de séries de referência constituídas por um grande número de indivíduos e sobre as quais se obtenham um grande número de variáveis. Infelizmente, séries deste tipo são bastante raras.

O objectivo deste trabalho, consiste em investigar qual a utilidade, para o cálculo de funções discriminantes, duma das grandes colecções craniométricas identificadas (N = 585) do Instituto de Antropologia da Universidade de Coimbra. Para usar a série de referência para a diagnose sexual de espécimes

desconhecidos, são necessários outros procedimentos para além dos aqui descritos (Van Vark 1970; Uytterschaut, 1983). A discussão desses métodos (Cunha, 1989) não faz parte do âmbito deste artigo.

MATERIAL E MÉTODOS

Material

O material provém da mais antiga das três colecções craniométricas do Instituto de Antropologia da Universidade de Coimbra. Esta série, consiste em 585 crânios de sexo conhecido. Sobre cada um dos elementos que as constituem há informações bastante detalhadas, tais como: naturalidade do indivíduo, idade, profissão, estado civil, nome do cônjuge, data da morte, causa e local do falecimento e ainda o local da proveniência dos restos ósseos. A existência de tanta informação disponível, o que é bastante raro, constitui uma condição vantajosa para a obtenção duma boa série de referência. No entanto, no que respeita a diagnose sexual, uma característica menos favorável da série, é o facto da mesma ser bastante heterogénea já que a sua proveniência são as Escolas Médicas de Lisboa, Porto e Coimbra, o que deixa dúvidas quanto à hipótese de ser uma amostra tirada ao acaso de uma população homogénea. Os indivíduos são originários de todo o país, mas em algumas partes do país conseguiu-se uma maior recolha de crânios. Ainda assim, todos são caucasóides e nascidos em Portugal Continental com a excepção de dois exemplares da Madeira.

Uma outra característica da série, é o facto da maioria dos indivíduos pertencerem à classe socio-económica mais baixa. De acordo com os registos das profissões, 32% eram trabalhadores rurais, 28% domésticos e 9% serventes. O material foi recolhido entre 1896 e 1903 (para outros detalhes sobre a colecção, ver Cunha 1989). Depois de se eliminar os crânios juvenis e os que estavam demasiadamente danificados, restaram 570 crânios, 213 mulheres e 357 homens. A idade média à morte e respectivo desvio padrão para toda a série (N = 570) é de 49.29 e 17.45, respectivamente. Para a série feminina os valores destes parâmetros são de 49.34 e 19.11, e para a série masculina de 49.27 e 16.4, respectivamente.

Relativamente à causa da morte, as doenças pulmonares, sobretudo a tuberculose, constituem a principal causa de morte, sendo responsáveis por 30% das mortes. Seguem-se-lhe as doenças do coração e as doenças intestinais, responsáveis, respectivamente, por 11.3% e 7.9% das mortes.

A distribuição por sexos e idades dos indivíduos da série em estudo consta da tabela 1.

Tabela 1. Distribuição dos indivíduos por sexos e idades

Grupo Etário	Homens	Mulheres
18-30	58	48
31-40	49	40
41-50	94	33
51-60	63	33
61-70	49	34
71-80	28	8
> 80	6	17
Total	347	213

Com o objectivo de estudar o efeito da origem heterogénea dos indivíduos na capacidade de diagnosticar o sexo, calcularam-se funções discriminantes para três diferentes zonas geográficas o norte, o centro, e o sul, conforme consta no mapa 1, onde é apresentada a distribuição dos indivíduos por local de nascimento.

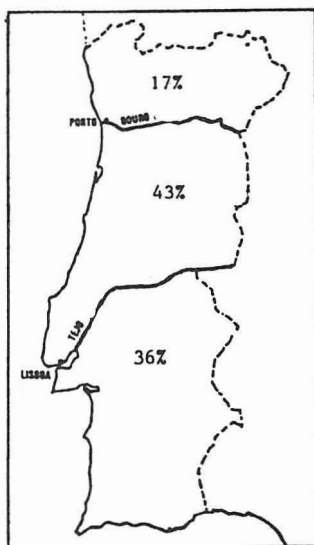


Fig. 1. Mapa de Portugal com indicação da distribuição dos indivíduos da série de Coimbra consoante a sua origem geográfica.

Medições

O sistema de medição utilizado foi o sugerido por Howells (1973). Ao todo, foram feitas 61 medidas a cada crânio, às quais se juntaram 13 ângulos, calculados a partir dessas medidas, perfazendo um total de 74 variáveis para cada crânio. A lista das variáveis está indicada no apêndice 1.

Os instrumentos de medição utilizados foram o radiômetro, o palatómetro, o compasso normal, o compasso de profundidade e o compasso de deslize ou Helios. A sua descrição encontra-se em Howells (1973), pg. 163. As medidas foram arredondadas ao milímetro, excepto as medidas números 30 e 31 que foram aproximadas até aos 0.1 mm.

Análise discriminante

O método de análise escolhido foi o da técnica de análise discriminante multivariada. Basicamente, podemos apontar três razões para esta escolha:

- 1 - Com este método podemos exprimir numericamente as diferenças entre os grupos em termos das variáveis;
- 2 - Teoricamente, é esperado conseguir-se uma melhor discriminação entre as sub populações feminina e masculina do que quando é aplicada uma análise meramente visual;
- 3 - Este método de análise possibilita a construção de intervalos de confiança para a probabilidade, *a posteriori*, de um indivíduo cujo sexo seja *a priori* desconhecido, tenha sido correctamente diagnosticado;
- 4 - O método pode fornecer informações que não seriam facilmente perceptíveis de outro modo.

Devido à correlação entre as variáveis, é possível que algumas, quando consideradas isoladamente não apresentem qualquer poder discriminatório, mas contribuam significativamente para a discriminação, quando combinadas com outras variáveis.

Uma grande parte deste trabalho é dedicado aos procedimentos suplementares da análise discriminante tradicional. Todos esses métodos pretendem conseguir o grupo de medidas «ótimo» para a diagnose sexual.

Seleccção das variáveis

Para se utilizar eficientemente a técnica analítica de discriminação, deve seguir-se uma série de procedimentos. É necessário seleccionar as variáveis de modo a minimizar a quantidade de classificações incorrectas. Isto corresponde a encontrar o conjunto de variáveis com o maior valor de D_p , valor discriminante das amostras em diagnose.

Esta situação vem explicada em Van Vark & Van der Sman (1982), e na figura 2, que mostra cinco gráficos relativos aos valores discriminantes numa série de funções discriminantes em que as variáveis foram adicionadas uma de cada vez à selecção precedente. Dos referidos autores citamos com algumas alterações: «as linhas a tracejado são as curvas do valor discriminante tradicional D , numa série de funções discriminantes correspondentes, que são calculadas a partir de duas séries de referência retiradas das populações 1 e 2 (neste caso, população masculina e feminina, respectivamente). A linha superior refere-se às amostras de referência relativamente pequenas e a linha inferior refere-se a amostras de referência relativamente grandes. A diferença entre as duas linhas ilustra que, se não forem aplicadas quaisquer correcções, o erro da estimativa tradicional é positivo e é tanto maior quanto menor for a amostra de referência e/ou quanto maior for o número de variáveis».

As linhas a ponteadas, referem-se às amostras teste ou seja às amostras a diagnosticar. Estas compreendem os indivíduos pertencentes à mesma população, mas que não tomaram parte na construção das funções discriminantes. As curvas mostram que, para além dum determinado número de variáveis, p^* , a inclusão de novas variáveis é contraproducente, porque o valor discriminatório das amostras teste diminui. Além disso, estas curvas ilustram que o D_t tende a aproximar-se da distância de Mahalanobis da população quando o tamanho da amostra aumenta (neste caso o Δ significa o dimorfismo sexual da população em estudo incorporado no grupo de variáveis usado). Este facto explica a razão de, para a diagnose sexual das várias partes do esqueleto como o crânio, ser essencial a existência de séries de referência bastante grandes.

Uma outra conclusão que se pode tirar da observação da figura 3 é a de que as variáveis devem ser ordenadas de acordo com a sua contribuição individual para a discriminação, antes de se proceder à selecção das mesmas.

Obviamente, é da máxima importância incorporar a maior capacidade discriminatória no menor número possível de variáveis, já que deste modo se minimiza o efeito de amostragem.

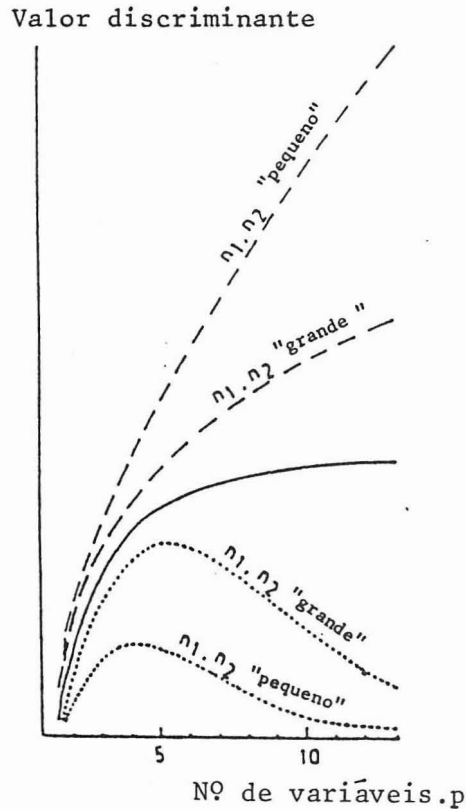


Fig. 2. Para explicação ver o texto. Originariamente publicado em «Zeitschrift für Morphologie und Anthropologie», vol 73/1, p. 23: G.N. Van Vark and P.G.M. Van der Sman, «New discrimination and classification techniques in anthropological practice.»

Assim, para um uso eficiente da análise discriminante, é necessário proceder da seguinte maneira:

- a) Começar por uma escolha inicial das variáveis. Esta escolha basear-se-à no conhecimento e experiência profissional e no tempo disponível para medições.

- b) Ordenar essas variáveis de acordo com a sua contribuição individual para a discriminação.
- c) Proceder a uma selecção final das variáveis.

Em relação a *b*, as variáveis foram ordenadas aplicando um processo de ordenação retirado do conhecido método Stepwise Discriminant Analysis (ver, por exemplo, Norusis, 1986). Para esta ordenação foram usadas as séries de Howells (1973) que perfazem 1332 homens e 1139 mulheres. É importante referir que, ao usarmos nesta fase séries craniométricas diferentes da série de Coimbra, evitamos erros (Van Vark & Van der Sman, 1982). A ordenação das variáveis segundo este processo, está indicada no apêndice 1 na segunda coluna. Para a selecção final das variáveis foram utilizados dois modelos descritos em Van Vark & Van der Sman (1982), os quais foram introduzidos no programa de computador Dastep, desenvolvido no Departamento de Anatomia da Universidade de Groningen, como modelos B e C respectivamente.

O primeiro procedimento foi avançado por Van Vark, no princípio da década de 70, quando propôs a utilização do método de Lachenbruch (1968) «leaving one out» (L.O.O.) (Van Vark, 1976), para a selecção das variáveis. Uma das variantes deste método (modelo B), foi utilizada neste trabalho do seguinte modo:

- 1 - Uma função discriminante, γ^1 , é calculada omitindo um indivíduo. O valor da função discriminante desse indivíduo omitido, é registado.
- 2 - Uma segunda função discriminante é calculada omitindo um outro indivíduo. O valor, $\gamma^{(2)}$, é registado.

Este procedimento é realizado para η funções discriminantes obtendo-se η funções ligeiramente diferentes, cada uma calculada a partir de $\eta-1$ indivíduos.

- 3 - A partir dos valores registados de todos os indivíduos sucessivamente omitidos, são calculadas médias aproximadas para as amostras em diagnóstico μ_1, μ_2 , assim como o desvio padrão, $\sigma_1 \sigma_2$.
- 4 - Uma estimativa do valor discriminante das referidas amostras é feita de acordo com a seguinte fórmula:

$$D_i = \left| \frac{\mu_1 - \mu_2}{\sigma} \right|$$

Se o objectivo consistir em classificar indivíduos desconhecidos, deve proceder-se ao cálculo do ponto de cisão de modo a separar os indivíduos da população 1 dos da população 2.

O segundo procedimento consiste no cálculo dos valores aproximados para D_i estimados directamente a partir da série de referência. Em correspondência com o primeiro procedimento, selecciona-se, depois, a partir dum grupo previamente ordenado, o número de variáveis p^* , associado ao máximo valor D_i . Para este fim, Schaafsma desenvolveu a seguinte fórmula (Van Vark & Van der Sman, 1982).

$$E(D_i) \approx \left\{ \Delta^2 - \Delta^2 \frac{(p-1)\{1+(n_1+n_2-3)(n_1+n_2)/(n_1 \cdot n_2 \cdot \Delta^2)\}}{(n_1+n_2-3)\{1+p(n_1+n_2)/(n_1 \cdot n_2 \cdot \Delta^2)\}} \right\}^{\frac{1}{2}}$$

Ainda não se sabe qual dos dois métodos mencionados, fornece a melhor estimativa para o valor D_i . Esta é a razão porque apresentamos os resultados segundo os dois métodos. Se o objectivo for quantificar o dimorfismo sexual de uma determinada população, deve-se utilizar um outro estimador do valor discriminante: o D_c . O D_c é o estimador da distância de Mahalanobis entre as populações. A sua fórmula é:

$$D_c = \left\{ \frac{n_1+n_2}{n_1+n_2} \cdot p^{-3} \cdot D^2 - \frac{n_1+n_2}{n_1 \cdot n_2} \cdot p \right\}^{\frac{1}{2}}$$

Na primeira série de cálculos, todos os procedimentos mencionados foram aplicados à série de Coimbra como um todo. Na segunda fase, os mesmos métodos foram aplicados às três sub-séries já referidas.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Começamos a discussão pela avaliação do dimorfismo sexual da população em estudo, a qual se faz através da análise dos valores D_c , ou seja, através dos valores do estimador da distância de Mahalanobis entre as populações feminina e masculina, para toda a série de Coimbra (Tabela 2, 2ª coluna).

Tabela 2. 1ª coluna - D - valores da análise discriminante tradicional.

2ª coluna - D_c - valores estimados para a distância de Mahalanobis entre as subpopulações feminina e masculina.

3ª coluna - D_t - valores de acordo com Schaafsma.

4ª coluna - D_l - valores de acordo com o método L.O.O.

p	1	2	3	4
2	1.384	1.375	1.371	1.359
3	1.590	1.577	1.569	1.554
4	1.617	1.600	1.589	1.564
5	1.703	1.682	1.667	1.639
6	1.717	1.693	1.674	1.645
7	1.727	1.695	1.676	1.648
8	1.730	1.698	1.672	1.645
9	1.734	1.699	1.669	1.633
10	1.734	1.695	1.661	1.625
11	1.749	1.706	1.669	1.630

O facto do D_c não ser superior a 1.72, o que corresponde a 18.8% de intersecção dos valores discriminantes dos dois sexos, significa que a presente série (N = 570) tem um dimorfismo sexual relativamente fraco, não sendo portanto, apropriada para ser usada como série de referência para a diagnose sexual de outras séries craniométricas ou de crânios isolados. É isto apesar de ser constituída por um grande número de crânios, o que constituiria um factor muito positivo para o diagnóstico correcto de indivíduos desconhecidos.

O fraco dimorfismo sexual constatado, poderá ser explicado atendendo aos seguintes factores:

- i) a série de Coimbra é muito heterogénea, com crânios provenientes de todo o país. A heterogeneidade pode, de facto, conduzir a um dimorfismo sexual fraco. Isto poderia, eventualmente, ser demonstrado dividindo a série de Coimbra em três amostras mais homogéneas. No entanto, ao dividirmos a série de Coimbra em 3 sub-séries — norte, centro e sul —, em princípio mais homogéneas, constatamos que o dimorfismo sexual não é superior, ou significativamente superior, tendo-se obtido os valores 1.28, 1.71 e 1.75, respectivamente.
- ii) É possível que alguns indivíduos obtenham valores discriminantes que se desviam muito da média, devido ao facto de apresentarem particularidades morfológicas. Isto poderá dar uma impressão errada acerca do real dimorfismo sexual da presente população, tanto no sentido negativo como no sentido positivo.

Nesta colecção craniométrica existem, de facto, bastantes crânios femininos robustos e vários crânios masculinos graciosos, o que não é muito vulgar e que, juntamente com a conhecida taxa de mestiçagem dos portugueses, poderá ser responsável pela relativamente grande variação morfológica entre os dois sexos.

- iii) Uma outra circunstância que poderá contribuir para o fraco dimorfismo sexual constatado, é o facto da maioria dos indivíduos da colecção pertencerem à classe socio-económica mais baixa. Segundo Bocquet-Appel (1984) e Borgonini-Tarli (1986), é esperada uma redução do dimorfismo quando a dieta é empobrecida.

O objectivo principal deste trabalho era determinar de que modo a presente colecção craniométrica poderia ser utilizada para diagnosticar o sexo de outros crânios. A resposta está expressa nos baixos valores do D_c . Mas a resposta mais directa é, no entanto, fornecida pelos valores D_i que representam a capacidade de diagnóstico real da colecção (Tabela 2).

A partir dos valores individuais para as 74 variáveis referidas (ver apêndice I) várias funções discriminantes foram construídas. Os resultados mostram que quando se usa a fórmula de Schaafsma para estimar o D_i , o máximo valor desta distância é obtido com as seguintes sete medidas:

χ_8 (largura bizigomática); χ_{20} (comprimento mastóide);

χ_{36} (projectão supraorbital); χ_{44} (Fracção da corda bregmática)

χ_{37} (Projectão glabellar); χ_{38} (comprimento do *foramen magnum*); χ_9 (largura biauricular);

A correspondente função discriminante que se pode assim considerar como a função discriminante «óptima» é a f.d nº1:

$$Y = 0.140 \chi_8 + 0.162 \chi_{20} + 0.37 \chi_{36} + 0.050 \chi_{44} + 0.658 \chi_{37}$$

$$+ 0.104 \chi_{38} - 0.065 \chi_9 \quad (\text{função discriminante nº1})$$

O D_i correspondente a esta função, calculado segundo a fórmula de Schaafsma, é igual a 1.68 (Tabela 2) o qual corresponde a 19.4% de intersecção dos valores discriminantes masculinos e femininos. Aplicando o método L.O.O. (modelo C, tabela 2, coluna 4), o valor máximo estimado de D_i foi obtido para as mesmas sete medidas. O correspondente valor de D_i é 1.64 implicando que, teoricamente, 20.7% dos valores discriminantes das distribuições femininas e masculinas se interceptam, o que significa que 20.7% da área sob as duas curvas (1 e 2 da figura 3) coincide. Para o grupo 1 (homens) a média estimada do valor discriminante é de 26.84. Para o grupo 2 (mulheres), a média correspondente é de 23.92. Assim, o ponto de cisão, ou seja o valor que separa os dois grupos é igual a 25.37. O desvio padrão correspondente é 1.78. Qualquer um dos valores fornecidos pelos referidos métodos indica que a série de Coimbra tem uma utilidade bastante limitada em termos de série de referência.

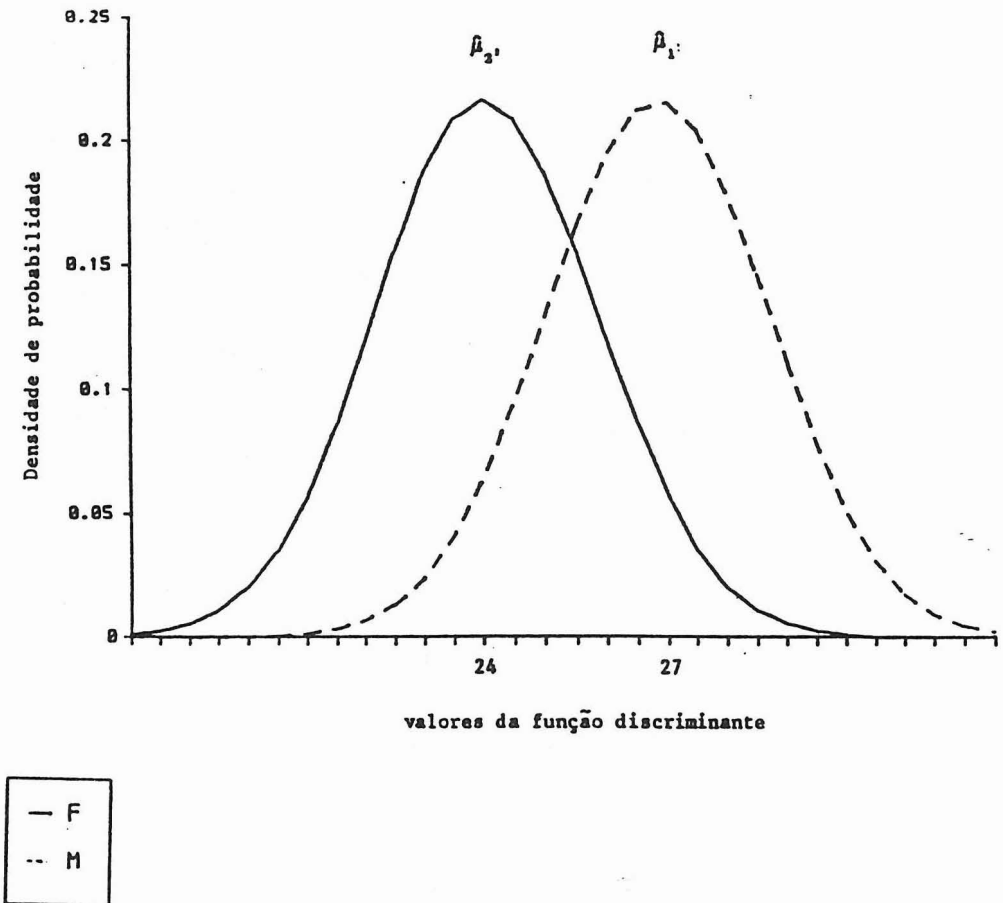


Fig. 3. Distribuição dos valores discriminantes dos indivíduos masculinos e femininos da série de Coimbra, de acordo com o método L.O.O. (modelo C).

Contando o número real de indivíduos classificados correctamente em cada grupo, obtém-se uma percentagem de classificação correcta de 80.1%, como pode ser observado na tabela 3.

Tabela 3. Número de indivíduos (e respectivas percentagens) da série de Coimbra correcta e incorrectamente diagnosticados e respectivas percentagens de acordo com o método L.O.O.

Grupo	Nº total	Nº de ind. com valores em todas as variáveis	diagnosticados			
			Correctamente		Incorrectamente	
			Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Homens	357	346	273 (78.9%)		73 (21.09%)	
Mulheres	213	211		173 (82.00%)		38 (18.00%)
TOTAL	570	428	80.07% de ind. correctamente diagnosticados			

SEPARAÇÃO DA SÉRIE INICIAL

Depois de dividir a amostra inicial em três séries de acordo com a origem geográfica dos indivíduos, obtiveram-se três séries com 98, 248 e 200 indivíduos respectivamente, para o norte, centro e sul. Usando o método L.O.O. os valores máximos de D_i foram obtidos com 3 variáveis para o norte e sul, respectivamente 1.04 e 1.47. O centro obteve um D_t max igual a 1.63 para 5 variáveis. Usando a fórmula de Schaafsma os valores máximos de D_i obtidos com 6,6 e 5 variáveis foram, respectivamente, 1.18 para o norte, 1.65 para o centro e 1.69 para o sul. As percentagens de classificação correcta para cada região podem ser observadas na tabela 4.

Tabela 4. Número e percentagem de indivíduos correcta e incorrectamente diagnosticados relativamente ao seu sexo em cada uma das três zonas, norte, centro e sul, de acordo com o método L.O.O.

Grupo	Nº total	nº de ind. com valores em todas as variáveis	diagnosticados			
			Correctamente		Incorrectamente	
			Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Homens	55	52	40 (77.4%)		12 (22.6%)	
Mulheres	44	44		33 (75.%)		11 (25%)
Total	99	97	76.28%			
Homens	158	157	123 (78.3%)		34 (21.7%)	
Mulheres	89	87		73 (83.9%)		14 (14.1%)
Total	248	244	80.33%			
Homens	127	121	96 (79.3%)		25 (20.7%)	
Mulheres	73	73		57 (70.1%)		16 (29.9%)
Total	210	194	78.87%			

Relativamente à avaliação dos itens seleccionados para a discriminação, vários aspectos podem ser referidos:

— De acordo com o programa S.D.A., a largura bizigomática ($\chi 8$) e o comprimento do processo mastóide ($\chi 20$) são as variáveis que isoladamente fornecem mais informação sobre a diagnose sexual. Estas medidas constituem igualmente caracteres craniométricos cruciais para a determinação do sexo de acordo com outros autores, como Ferembach *et al.*, (1980). Estes autores apontam como as medidas mais dimórficas, a largura bizigomática para o esplancocrânio e a altura do processo mastóide para o neurocrânio. Howells (1973) refere igualmente a largura bizigomática, assim como a biauricular como medidas determinantes no diagnóstico sexual.

A largura biauricular assim como o desenvolvimento supraciliar (respectivamente $\chi 9$ e $\chi 36$) são também índices de robustez. Por isso tendem a ser maiores nos homens que nas mulheres.

Constatamos deste modo que as variáveis incluídas na *f.d. n^o 1* não se afastam muito dos resultados obtidos por outros autores.

Passando à discussão da exactidão dos resultados, um dos aspectos a ter em consideração é saber se o material forma, ou não, amostras ao acaso a partir da respectiva população. Uma das vantagens de estudos deste tipo, que utilizam material de sexo identificado, é a de permitir determinar empiricamente quão bem o material foi diagnosticado sexualmente (Giles & Elliot, 1963).

É interessante constatar que, até hoje, o maior valor registado para D_t foi o obtido para a série de crânios do Norte do Japão de Howells ($N \text{ f} = 55$, $N \text{ m} = 32$) onde com 11 variáveis se atingiu um D de Shaafsma igual a 3.50 ao qual corresponde apenas 4 % de classificação incorrecta (Van Vark, não publicado).

É óbvio que as percentagens de classificação correcta apresentadas na literatura corrente, por dizerem respeito unicamente à série de referência tem pouca utilidade prática. Mencionamos aqui alguns exemplos como os de Giles & Elliot (1963) que obteve percentagens de classificação correcta entre 83 e 86% e Howells (1966) que atingiu um valor mais alto 96.5%.

CONCLUSÕES

O presente trabalho consistiu na investigação da utilidade da série craniométrica de Coimbra como série de referência para um diagnóstico sexual mais preciso de outras séries craniométricas, baseando-se no cálculo do valor discriminatório máximo para as séries em diagnose, $D_{t_{\max}}$.

Quando usamos a série de Coimbra como um todo, constatamos que não obstante o grande tamanho da amostra, os valores encontrados são relativamente baixos. Constatou-se igualmente que a população em estudo tem um fraco dimorfismo sexual, o que é expresso nos valores D_c , implicando que esta série não deve ser usada como série de referência. A subsequente divisão da série inicial em três amostras de acordo com a origem geográfica dos crânios, levou à conclusão que a heterogeneidade não é um factor determinante no baixo dimorfismo sexual constatado.

Este estudo mostra claramente a importância de se obterem séries de referência homogêneas. Só amostras desta natureza poderão ser usadas como material de referência para diagnose sexual de indivíduos de outras séries.

APÊNDICE I — Lista das variáveis, medições efectuadas, com indicação do instrumento utilizado. A primeira coluna de números representa a numeração das medidas segundo Howells. A segunda coluna de números representa o lugar da medida na ordenação das variáveis.

1—50	Comprimento glabela—occipital	GOL	Ia
2—25	Comprimento nasion—occipital	NOL	Ia
3—48	Comprimento basion—nasion	BNL	Ia
4—49	Altura basio—bregmática	BBH	Ia
5—8	Largura craniana máxima	XCB	Ia
6—22	Largura frontal máxima	XFB	Ia
7—21	Largura biestefânica	STB	IIa
8—1	Largura bizigomática	ZYB	IIa
9—7	Largura biauricular	AUB	IIa
10—64	Largura craniana mínima	WCB	IIa
11—62	Largura biastérica	ASB	IIa
12—58	Altura basion—prosthion	BPL	IIa
13—18	Altura nasion—prosthion	NPH	IIa
14—45	Altura nasal	NLH	IIa
15—16	Altura orbital	OBH	IIb
16—40	Largura orbital	OBB	IIb
17—23	Largura bijugal	JUB	IIa
18—44	Largura nasal	NLH	IIa
19	Largura externa do palato	MAB	IIa
20— 2	Altura da mastóide	MDH	IIa

Ia — Compasso

IIa — Helios

IIIa — Compasso de profundidade

IIb — Compasso
pequeno

IIIb — Radiómetro

IIc — Simómetro

IIIc — Paliómetro

21—9	Largura da mastóide	MDB	IIa
22—12	Largura bimaxilar	ZMB	IIIa
23—54	Corda bimaxilar	SSS	IIIa
24—13	Largura bifrontal	FMB	IIIa
25	Corda naso—frontal	NAS	IIIa
26—11	Largura biorbital	EKB	IIIc
27—38	Corda do dacrion	DKS	IIIc
28—20	Largura interorbital	DKB	IIIc
29—57	Corda naso—dacrial	NDS	IIIc
30—17	Corda simótica	WNB	IIIc
31—24	Subtensa simótica	SIS	IIIc
32—51	Comprimento malar inferior	IML	IIa
33—52	Comprimento malar máximo	XML	IIIa
34—10	Subtensa malar	MLS	IIIa
35—15	Altura da «maçã» do rosto	WMH	IIa
36—3	Projecção supraorbital	SOS	IIIa
37—5	Projecção glabellar	GLS	III d
38—6	Comprimento do foramen magnum	FOL	IIb
39—42	Corda nasio—bregmática	FRC	IIIa
40—41	Subtensa basio—bregmática	FRS	IIIa
41—19	Fracção da subtensa do nasion	FRF	IIIa
42—36	Corda bregma—lambda (corda parietal)	PAC	IIIa
43—29	Subtensa bregma—lambda (sub. parietal)	PAS	IIIa
44—4	Fracção da subtensa bregmática	PAF	IIIa
45—31	Corda lambda—opistion (co. occipital)	OCC	IIIa
46—60	Subtensa lambda—opistion (sub. occipital)	OCS	IIIa
47—61	Fracção da subtensa lambdática	OCF	IIIa
48—32	Rádio vertex	VRR	IIIb

49—39	Rádio nasion	NAR	IIIb
50—55	Rádio subespinal	SSR	IIIb
51—35	Rádio prostion	PRR	IIIb
52—37	Rádio dacrion	DKR	IIIb
53	Rádio zigoorbital	ZOR	IIIb
54—43	Rádio frontomalar	FMR	IIIb
55—27	Rádio ectoconquio	EKR	IIIb
56—53	Rádio zigomaxilar	ZMR	IIIb
57—34	Rádio alveolo—molar	AUR	IIIb
58—14	Ângulo nasion (basion—nasion)	NAA	
59—30	Ângulo prostion	PRA	
60—63	Ângulo basion (nasion—prostion)	BAA	
61—46	Ângulo nasion (basion—bregma)	NBA	
62—47	Ângulo basion (nasion—bregma)	BBA	
63—65	Ângulo zigomaxilar	SSA	
64	Ângulo nasio—frontal	NFA	
65	Ângulo dacrial	DKA	
66—56	Ângulo naso—dacrial	NDA	
67—25	Ângulo simótico	SIA	
68—33	Ângulo frontal	FRA	
69—28	Ângulo parietal	PAA	
70—59	Ângulo occipital	OCA	
71	Rádio bregma	BRR	IIIb
72	Rádio lambda	LAR	IIIb
73	Rádio opistion	OSR	IIIb
74	Rádio basion	BAR	IIIb
75	Idade cronológica		
76	No individual		

AGRADECIMENTOS

À Dr^a W.H.M. Amesz-Voorhoeve pela assistência dada na parte de computador.

Nota: A versão inglesa deste artigo foi aceite para publicação na revista *International Journal of Anthropology*.

BIBLIOGRAFIA

- Bocquet-Appel, J.P. 1984. Biological evolution and History in 19th Century Portugal. In *Multivariate Statistical Methods in Physical Anthropology*. Edited by Van Vark and W.Howells, 289-322.
- Borgonini-Tarli, S.M.; Repetto, E. 1986. Methodological considerations on the study of sexual dimorphism in past human populations. *Human Evolution*. 1:51-66.
- Ferembach, D. *et al.* 1980. Recommendations for age and sex diagnoses of skeletons. *Journal of Human evolution*, vol. 9.7:517-550.
- Giles, E.; Elliot, O. 1963. Sex determination by discriminant function analysis of crania. *Am. J. Phy. Anthr.*, 21:53-61.
- Howells, W.W. 1966. Craniometry and multivariate analysis. The Jomom population. A study by discriminant analysis of Japanese and Ainu crania. *Papers of the Peabody Museum*, vol. 57, nº 1, Harvard University, Cambridge.
- Howells, W.W. 1969. Criteria for selection of osteometric dimensions. *Am. J. Phys. Anthropol.* 30.3:451-457.
- Howells, W.W. 1973. *Cranial Variation in Man. A Study by Multivariate Analysis Patterns of Difference Among Recent Human Populations*. Papers of the Peabody Museum of Archaeology and Ethnology. vol. 67, Harvard Univ. Cambridge.
- Lachenbruch, P.A. 1968. On expected probabilities of misclassification in discriminant analysis, necessary sample size, and relation with the multiple correlation coefficient. *Biometrics*, 24/4. 823-834.
- Norusis, M.J. 1986. *SPSS/PC+ for the IBM Pc/xt/at*. Spss Inc. Chicago.
- Uytterschaut, H.T. 1983. *Affinities of Philippine Populations, an application of multivariate techniques to human skull data*. Thesis. University of Groningen.

- Van Vark, G.N. 1970. *Some statistical procedures for the investigation of prehistoric human skeletal material*. Thesis. University of Groningen.
- Van Vark, G.N. 1971. Eine methode sur geschlechtsbestimmung prahistorischer Individuen auf grund von skelettuberresten. *Homo*, 22-2:76-84.
- Van Vark, G.N. 1976. A critical evaluation of the application of multivariate statistical methods to the study of human populations from their skeletal remains. *Homo*. 27.2:94-114.
- Van Vark, G.N.; Van der Sman, P.G.M. 1982. New discrimination and classification techniques in anthropological practice. *Z. Morph. Ant.* 73.1:21-36.
- Van Vark, G.N. 1984. Physical anthropology at the cross-roads. *Archives Suisses d'Anthropologie Generale*. Geneve. 48.1:9-12.