

ANTROPOLOGIA PORTUGUESA

*Colecções Osteológicas
do Museu Antropológico
da Universidade de Coimbra*

Vol. 13
1995

DEPARTAMENTO DE ANTROPOLOGIA
UNIVERSIDADE DE COIMBRA

Diagnose sexuelle à l'aide de l'analyse discriminante appliquée au tibia

Jaroslav Bruzek

URA 376 et GDR 742 du CNRS

Laboratoire d'Anthropologie, Université Bordeaux I

avenue des Facultés, 33 400 Talence, France

Résumé. Notre article analyse la possibilité d'une diagnose sexuelle du matériel archéologique en l'absence du bassin, à l'aide de fonctions discriminantes sur le tibia. Dans une série de 95 tibias de sexe et d'âge connus de la collection de squelettes identifiés de Coimbra, nous sommes parvenu à un taux de séparation du sexe de 79 % à 88 % selon la fonction. L'erreur de classement ne concerne pas toujours le même individu. Il s'avère donc nécessaire d'appliquer au cours de la diagnose sexuelle du matériel archéologique plusieurs fonctions discriminantes pour améliorer le taux de diagnose sexuelle correcte. Une simulation de ce procédé permet d'atteindre 86 % de sujets bien sexés. La proportion de la diagnose erronée du sexe par le tibia est égale chez les hommes et les femmes. On remarque que la moyenne d'âge des femmes mal déterminées est plus forte que la moyenne d'âge au décès de la série. Les variations des résultats du classement observées dépendent du degré de dimorphisme sexuel de la population étudiée.

Mots-clés: diagnose sexuelle; tibia; fonctions discriminantes.

Resumo. No presente artigo analisa-se a possibilidade de diagnosticar sexualmente o sexo do material arqueológico na ausência da bacia, através de funções discriminantes da tibia. Numa série de 95 tibias de sexo e idade à morte conhecidas da Colecção de esqueletos identificados de Coimbra, conseguiu-se obter uma taxa de separação dos sexo entre 79% e 88%, consoante a função. O erro de classificação nem sempre diz respeito ao mesmo indivíduo. Durante a diagnose sexual do material arqueológico, torna-se portanto necessário aplicar várias funções discriminantes para aumentar a percentagem de diagnose sexual correcta. Uma simulação deste

procedimento permite atingir uma percentagem de 86% de indivíduos correctamente diagnosticados. A proporção de diagnósticos sexuais errados através da tibia é a mesma para os homens e para as mulheres. De assinalar que a idade média das mulheres, incorrectamente classificadas, é mais elevada que a idade média à morte da série. As variações dos resultados observadas na classificação dependem do grau de dimorfismo sexual da população estudada.

Palavras-chave: diagnose sexual; tibia; funções discriminantes.

Introduction

Le but de notre article est de vérifier la force discriminante des dimensions tibiales, en vue d'être utilisées dans la diagnose sexuelle. En l'absence du bassin, situation très fréquente dans le matériel archéologique, la détermination sexuelle est réalisée nécessairement à partir d'autres éléments squelettiques bien conservés. Contrairement au bassin dont le dimorphisme sexuel est stable, permettant ainsi une diagnose sexuelle fiable à partir des fonctions discriminantes, à condition qu'elles décrivent la totalité du dimorphisme pelvien (Bruzek, 1992; Houët *et al.*, ce volume), les autres parties du squelette ont également un dimorphisme sexuel prononcé, mais il varie de façon imprévisible d'une population à l'autres. Ceci a pour conséquence que les fonctions discriminantes "extra-pelviennes" sont spécifiques à une population donnée car le "pattern" du dimorphisme sexuel des os est également particulier pour chaque population (Birkby, 1966; Calgagno, 1981; Macho, 1990). Ce fait demande donc une approche spéciale selon laquelle on détermine d'abord le sexe chez les individus possédant des coxaux bien conservés, puis les fonctions discriminantes sont calculées à partir d'autres os des mêmes individus et sont ensuite appliquées aux sujets dont l'os coxal manque (Dittrick et Suchey, 1986; Bruzek, 1991; Castex *et al.*, 1993).

Les os longs sont généralement bien conservés. Par rapport au fémur, largement étudié dans le but de déterminer le sexe (Krogman, Iscan, 1986), nous avons choisi le tibia car les études sur cet os ne sont pas nombreuses. Le tableau 1 donne un aperçu des résultats de la discrimination entre les sexes dans les séries des sexes connus d'origine diverse. Les fonctions discriminantes, établies pour les américains blancs et noirs de la collection Terry et celle Hamman-Todd (Iscan et Miller-Shaivitz, 1984 a, b, 1986) ont montré un dimorphisme sexuel différent dans chaque série. A l'aide des mêmes variables, le taux de classement correct atteint dans la collection Hamman-Todd 93,5 % pour les Américains blancs et 87 % pour les Américains noirs. Ces chiffres diffèrent pour la collection Terry avec 89% pour les Américains noir et 85% pour les blancs. Ceci peut témoigner d'un degré plus faible du dimorphisme sexuel du tibia dans la série

Terry que dans celle Hamman-Todd. Une différence du dimorphisme sexuel entre ces deux séries a été également confirmée par Holman et Bennett (1991) pour les os longs du membre supérieur. Le pourcentage de classement correct varie en fonction de la mesure, de la collection et aussi de l'origine des sujets.

Tableau 1. Résultats des fonctions discriminantes du tibia dans diverses populations.

Auteur	Variables	Classement Correct	Matériel	Série de Référence * (Pays)
Hanihara (1958)	M1, M3, M8, M10b	91%	48 H, 40 F	(Japon)
Steel (1962)	M2, M3, M8	84%	27 H, 33 F	Collection St. Bride (Angleterre)
Pettenner et al. (1980)	M3, M8a, M9a	92,5%	85 H, 83 F	Bologne (Italie)
Singh et al. (1975)	M2, M3, M6, M10	#	176 H, 68 F	(Inde)
Tingzhong et Tianci (1988)	M6, M7, M8a	77%	50 H, 50 F	(Chine)
Iscan et Miller-Shaivitz (1984b)	M2, M3, M9a, M10a	85%	40 H, 39 F	Blancs, collection Terry (Etats-Unis)
	M2, M3, M9a, M10a	89%	40 H, 40 F	Noirs, collection Terry (Etats-Unis)
Iscan et Miller-Shaivitz (1986)	M2, M3, M9a, M10a	93,5%	54 H, 53 F	Blancs, collection Hamman-Todd (Etats-Unis)
	M2, M3, M9a, M10a	87%	50 H, 58 F	Noirs, collection Hamman-Todd (Etats-Unis)
Holland (1991)	BIBR	95%	50 H, 50 F	Série mixte des noirs et blancs de la collection Hamman-Todd (Etats-Unis)
	M3a, M4a	92%		
	M3b, M4b	91%		
Kieser et al. (1992)	BIBR, M3a, M3b,	94%	50 H, 50 F	Blancs, collection Dart (Afrique du Sud)
	M4a, M4b	90%	50 H, 52 F	Blancs, collection Dart (Afrique du Sud)

* toutes les séries contiennent le matériel du sexe connu.

critère de la discrimination entre les sexes repose sur les points de démarcation.

Parmi les dimensions des os longs, celles concernant les diamètres et circonférences de la diaphyse portent un dimorphisme sexuel plus accentué et elles sont ainsi plus convenables pour la diagnose sexuelle par rapport aux longueurs des os (Black, 1978; Dittrick et Suchey, 1986; Iscan et Miller-Shaivitz, 1984). La convenance des dimensions épiphysaires pour la détermination sexuelle (Iscan et Miller-Shaivitz, 1986) a été démontrée dans un échantillon mixte des blancs et des noirs de la collection Hamman-Todd (Holland, 1991). Les dimensions de l'épiphyse proximale du tibia permettent de déterminer du sexe avec une précision qui varie entre 86 et 95%. Récemment Kieser *et al.* (1992) ont confirmé que l'épiphyse proximale du tibia est un discriminateur du sexe pertinent. Ils ont réussi à classer à l'aide des mêmes cinq dimensions 94% des sujets blancs et 90% des sujets noirs de la collection Dart d'Afrique du Sud.

Matériel et Méthodes

Le matériel consiste en 46 tibias masculins et 49 tibias féminins provenant de la collection ostéologique identifiée du Museu Antropologico da Universidade de Coimbra (Bocquet *et al.*, 1978). Il s'agit d'une population de la période préindustrielle où un grand nombre d'individus portent des signes de stress non-spécifiques (Santos, 1994). Pour permettre une comparaison du pouvoir discriminant des mesures, un parfait état de conservation a été requis comme critère de sélection.

Le choix des dimensions s'appuie sur les résultats des études de Iscan et Miller-Shaivitz (1986), Holland (1991), et Kieser *et al.* (1992). Nous avons mesuré les dimensions suivantes:

1. LOTI - Longueur du tibia (M 2).
2. BIBR - Largeur maximale de la surface articulaire de l'épiphyse proximale (Holland, 1991: BB).
3. LCMT - Largeur de la surface articulaire du condyle médial (M3a).
4. LCLT - Largeur de la surface articulaire du condyle latéral (M3b).
5. DSCM - Profondeur de la surface articulaire du condyle médial (M4a).
6. DSCL - Profondeur de la surface articulaire du condyle latéral (M4b).
7. DAPN - Diamètre antéro-postérieur de la diaphyse au niveau du trou nutritif (M8a).
8. DTRN - Diamètre transversal de la diaphyse au niveau du trou nutritif (M9a).

Le traitement statistique a été réalisé par le logiciel Statistica 4.5, StatSoft, (Anonymous, 1993). Pour les statistiques descriptives, nous avons utilisé le module de base. Pour l'analyse discriminante nous avons recouru au module du même nom. Pour les analyses discriminantes à l'aide d'une variable, nous avons employé la méthode linéaire standard. Pour les calculs d'analyses discriminantes sur plusieurs variables, nous avons préféré l'analyse discriminante pas à pas, avec entrée des variables progressive et des probabilités de classement à priori égales

pour les deux sexes. A titre comparatif, nous avons recouru une fois à l'analyse discriminante standard.

Résultats et Discussion

Le tableau 2 donne un aperçu de la statistique descriptive pour les paramètres étudiés. Selon les valeurs du test de Student, toutes les dimensions montrent des différences sexuelles statistiquement significatives. L'analyse discriminante des dimensions prises isolément (Tableau 3) montre que le taux du classement correct varie de 68 % à 86 %. Les trois mensurations suivantes, le diamètre transversal (DTRN), le diamètre antéro-postérieur de la diaphyse au niveau du trou nutritif (DAPN) et la longueur du tibia (LOTI), présentent, conformément aux données publiées, le pouvoir discriminant le plus faible. En revanche, la profondeur du condyle latéral (DSCL) et la largeur de la surface articulaire de l'épiphyse proximale (BIBR) permettent de classer le mieux les individus de notre série (86% et 84% respectivement). Nous pouvons affirmer que le pouvoir discriminant des mesures isolées est proportionnel aux valeurs du test-t. Ces résultats confirment le pouvoir discriminant fort de la largeur de l'épiphyse proximale du tibia (Pettener *et al.*, 1980; Iscan et Miller-Shaivitz, 1986; Holland, 1991). Le pourcentage de classement correct par cette dernière dimension varie de 84% (notre série) à 95% pour l'échantillon multiracial de la collection de Hammann-Todd (Holland, 1991).

Tableau 2. Statistique de base des mesures.

Variables	H	F	H	F	H	F	t	p
	n		moyenne		écart-type			
Loti - longueur du tibia	46	49	354.37	325.63	17.54	18.50	7.76	0.000*
BIBR - larg. max. surface articulaire épiphyse prox.	46	49	71.80	65.38	3.80	3.45	8.64	0.000*
LCMT - larg. surface artic. condyle méd.	46	49	31.21	28.89	2.50	2.80	4.26	0.000*
LCLT - larg. surface artic. condyle lat.	46	49	31.64	28.07	2.44	2.97	6.37	0.000*
DSCM - profond. surface artic. condyle méd.	46	49	45.76	41.56	2.87	2.71	7.33	0.000*
DSCL - profond. surface artic. condyle lat.	46	49	39.22	34.07	2.79	2.80	8.98	0.000*
DAPN - diam. ant.-post. disphyse (niveau trou nourricier)	46	49	33.27	29.99	3.19	2.35	5.74	0.000*
DTRN - diam. trans. diaphyse (niveau trou nourricier)	46	49	24.81	21.89	2.90	1.90	5.85	0.000*

H = hommes; F = femmes; n = effectif; t = valeur du test-t de Student; p = probabilité.

* = différences significatives au seuil de 5%.

Tableau 3. Résultats des analyses discriminantes des mesures isolées.

FONC. DISC	LOTI	BIBR	LCMT	LCLT	DSCM	DSCL	DAPN	DTRN
DONNEES GENERALES								
Wilks'Lambda	0.6061	0.5548	0.8364	0.6960	0.6339	0.5355	0.7384	0.7310
Aprox. F	60.19	74.66	18.18	40.61	53.7	80.66	32.93	32.21
probabilité <	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
D ^ 2	2.591	3.211	0.783	1.748	2.312	3.472	1.418	1.473
FONCTION DE CLASSEMENT								
LOTI	0.0883							
BIBR		0.4896						
LCMT			0.3294					
LCLT				0.4804				
DSCM					0.5395			
DSCL						0.6590		
DAPN							0.4233	
DTRN								0.4934
Constant	-30.0758	-33.6427	-9.9618	-14.4045	-23.6173	-24.2127	0.4233	-11.5839
Centroide M	58.9054	-1.6253	-0.4418	0.7750	-1.1739	1.6201	14.5179	0.6515
Centroide F	-27.8866	33.5252	9.8359	14.2732	23.3195	-1.7408	13.1211	-0.7793
VD:M < (...) < F	15.5094	15.9500	4.6970	7.5241	-12.3956	-0.0604	13.8195	-0.0639
CLASSEMENT (p=0.5)								
Bien classé (%)								
M	78.26	84.78	63.04	78.26	78.26	86.96	73.91	65.22
F	73.47	83.67	73.47	79.59	81.63	85.71	71.43	75.51
Total	75.79	84.21	68.42	78.95	80.00	86.32	72.63	70.53
Bien classé (n)								
M	36	39	29	36	36	40	34	30
F	36	41	36	39	40	42	35	37
Total	72	80	65	75	76	82	69	67
Mal classé (n)								
H	10	7	17	10	10	6	12	16
F	13	8	13	10	9	7	14	12
Total	23	15	30	20	19	13	26	28

D^2 = distance de Mahalanobis; M = hommes; F = femmes; Abréviations des mesures (voir "méthodologie").

Les résultats des analyses discriminantes à l'aide des combinaisons de variables sont répertoriés dans le tableau 4. Le succès de classement oscille entre 79% et 88%. Le pourcentage le plus élevé (88%) et la valeur D² de Mahalanobis la plus haute ont été obtenus à l'aide de 6 mesures dans l'analyse discriminante de toutes les dimensions étudiées (FD 1). Au contraire, l'analyse discriminante la moins performante (79% de classement correct) est basée soit sur deux diamètres de la diaphyse (FD 6) soit sur deux mesures du condyle médial. Des

résultats satisfaisants (84% du classement correct) sont obtenus dans l'analyse discriminante pas à pas (FD 2) qui choisit parmi 5 dimensions entrantes quatre dimensions en combinant la largeur articulaire de l'épiphyse proximale avec deux

Tableau 4. Résultats des analyses discriminantes à l'aide des plusieurs dimensions.

FONC. DISC	FD 1	FD 2	FD 3	FD 4	FD 5	FD 6
Typ FD	pas à pas	pas à pas	Standard	pas à pas	pas à pas	pas à pas
DONNEES GENERALES						
Nbre Var. Entr.	8	5	5	2	2	2
Nbre Var. Model	6	4	5	2	2	2
Wilks'Lambda	0.4136	0.4649	0.4640	0.6194	0.4996	0.6151
Aprox. F	20.80	25.90	20.57	28.27	46.07	28.78
probabilité <	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
D^2	5.678	4.609	4.626	2460	4.010	2.505
FONCTION DE CLASSEMENT						
LOTI	0.0408					
BIBR		0.3209	0.2968			
LCMT	-0.1994	-0.2450	-0.2355	0.1527		
LCLT	0.1914	0.1736	0.1661		0.2831	
DSCM			0.0622	0.4894		
DSCL	0.4957	0.4658	0.4492		0.5654	
DAPN	0.2381					0.3654
DTRN	0.2832					0.4289
Constant	-45.9843	-36.9645	-37.4846	-126.0182	-29.2358	-21.6400
Centroïde M	2.8422	-2.3194	-2.3275	-1.2675	-2.0260	-1.2895
Centroïde F	-27.8866	33.5252	9.8359	14.2732	23.3195	-1.7408
VD:M<(…)<F	-0.0632	-0.0632	-0.0632	-0.0632	-0.0632	-0.7499
CLASSEMENT (p=0.5)						
Bien classé (%)						
M	89.13	84.78	84.78	76.09	82.61	80.43
F	87.76	83.67	83.67	81.63	87.76	77.55
Total	88.42	84.21	84.21	78.95	85.26	78.95
Bien classé (n)						
M	41	39	39	35	38	37
F	43	41	41	40	43	38
Total	84	80	80	75	81	75
Mal classé (n)						
H	5	7	7	11	8	9
F	6	8	8	9	6	11
Total	11	15	15	20	14	20

D^2 = distance de Mahalanobis; M = hommes; F = femmes; Abréviations des mesures (voir "méthodologie").

mesures du condyle latéral et la largeur du condyle médial. A titre comparatif, l'analyse discriminante standard (FD 3) a fourni les mêmes résultats en se basant sur le même choix de 5 variables. La fonction discriminante (FD 5) utilise seulement deux mesures du condyle latéral, néanmoins la valeur de Wilks' lambda est une des plus basses des fonctions multidimensionnelles présentées, et la valeur du D^2 est relativement haute, ce qui témoigne d'une force discriminante élevée.

Le taux de classement correct ne peut pas être considéré comme seul critère de jugement de la fonction discriminante. Il faut prendre en considération également la valeur de la distance de Mahalanobis (Tomassone *et al.*, 1988). En ce qui concerne le succès de classement, il n'y pas de grande différence entre les fonctions discriminantes à une mesure et celles employant plusieurs dimensions. Les valeurs relatives du Wilks' lambda et de D^2 montrent que les fonctions discriminantes à une mesure servent surtout pour la sélection de variables performantes, car leurs valeurs de D^2 sont extrêmement faibles.

Nous avons confirmé que le même choix de variables du tibia permet de distinguer aussi bien le sexe dans notre série que dans celles étudiées par Holland (1991) et Kieser *et al.* (1992). Mais les succès de la séparation des groupes diffèrent selon leur origine, au niveau même des mesures isolées. Le succès de classement à partir de la largeur de l'épiphyse proximale (BIBR) diffère entre notre résultat (84 %) et celui publié par Holland (1991) pour un échantillon mixte des américains blancs et noirs de la collection Hamann-Todd (95%) et celui Dart de Kieser *et al.* (1992) pour les blancs sud-africains (93%). Au contraire, notre pourcentage est proche du résultat de classement (89%) pour les noirs de l'Afrique du Sud (Kieser *et al.*, 1992). Bien que ces derniers auteurs affirment que selon le résultat du test du khi2 multivarié il n'y a pas différences significatives entre les échantillons des blancs et noirs, nous pensons que la degré du dimorphisme sexuel peut varier et expliquer ainsi l'écart de classement entre les deux groupes.

Pour cela nous avons appliqué aux données publiées le test-t proposé par Greene (1989) pour tester l'expression du dimorphisme sexuel des paramètres univariés (voir tableau 5). Notre série possède un degré de dimorphisme plus bas pour toutes les mesures par rapport aux séries comparées (valeur t G négative). Ainsi un dimorphisme de degré comparable existe entre les portugais et les noirs sud-africains et ceci se reflète dans les résultats du classement des fonctions discriminantes, qui est proche pour ces deux séries. En revanche, le degré du dimorphisme sexuel est significativement le plus élevé dans des échantillons américains. Ceci a conduit très probablement aussi à un classement plus élevé dans la série mixte américaine que dans la notre. Plus la différence de dimorphisme est significative, plus l'écart entre le succès de classement dans notre série par rapport à celles publiées est important. C'est le cas de la série nord-américaine de Holland (1991) .

Tableau 5. Différences de dimorphisme sexuel entre les séries.

MESURE	VALEUR (tG)	probabilité	significace
Américains Blancs (1) contra Portugais			
BIBR	-1.428	0.200	NS
LCMT	-3.073	0.010	*
DSCM	-0.627	0.900	NS
LCLT	-0.720	0.500	NS
DSCL	-0.375	0.900	NS
Américains Noirs (1) contra Portugais			
BIBR	-5.063	0.001	*
LCMT	-3.622	0.001	*
DSCM	-2.347	0.020	*
LCLT	-2.757	0.010	*
DSCL	-2.009	0.050	*
Sudafricains Blancs (2) contra Portugais			
BIBR	-2.321	0.050	*
LCMT	-1.715	0.100	NS
DSCM	-2.108	0.050	*
LCLT	0.235	0.900	NS
DSCL	-1.116	0.300	NS
Sudafricains Noirs (2) contra Portugais			
BIBR	-1.445	0.200	NS
LCMT	-1.431	0.200	NS
DSCM	0.114	1.000	NS
LCLT	-0.167	0.900	NS
DSCL	1.407	0.200	NS

NS = non significatif; Abréviations des mesures (voir "méthodologie").

* = différences significatives au seuil de 5%.

Nous rappelons que les fonctions discriminantes "extra-pelviennes" sont spécifiques à la population pour laquelle elles ont été établies. Reste à savoir quelle fonction utiliser dans une série archéologique, parmi celles mises au point à partir des individus présentant un coxal et un tibia bien conservés. Le tableau 6 A présente les tibias au minimum un fois mal classé par les 5 fonctions discriminantes. Nous voyons par exemple que le choix de la fonction avec le taux de classement le plus performant et une valeur de D^2 la plus élevée (FD 1) détermine mal le sexe des sujet N° 263 et N° 266. Au contraire, ces deux tibias sont bien classés par la fonction la moins performante (FD 6). L'individu N° 276 est bien classé par les fonctions FD 1 et FD 6 et les trois fonctions restantes ont fourni un classement erroné. On peut donc préférer une fonction, mais la

Tableau 6. A. Liste des spécimens au minimum un fois mal classés par cinq fonctions discriminantes dans l'échantillon de tibias d'âge et sexe connus. **B.** Âge moyen au décès des sujets mal classés (N=31). **C.** Age moyen au décès des hommes et des femmes de l'échantillon entier N=31.

A. Specimens mal classés par des fonctions discriminantes

FD1	FD2	FD3	FD5	FD6	Classement Final	N° Coll.	Sexe Réel	Âge
165	*165	*165	165	165	Bien classé	189	F	20
169	169	169	*169	169	Bien classé	191	M	45
179	179	179	179	*179	Bien classé	53	M	42
*181	*181	*181	*181	*181	Mal classé	54	F	38
*191	*191	*191	*191	*191	Mal classé	49	F	74
193	*193	*193	193	*193	Mal classé	43	M	42
195	195	195	195	*195	Bien classé	44	M	46
*197	*197	*197	*197	*197	Mal classé	55	F	60
*225	*225	*225	225	*225	Mal classé	32	F	77
*233	*233	*233	*233	*233	Mal classé	79	M	37
*251	251	251	251	*251	Bien classé	71	M	49
*263	*263	*263	*263	263	Mal classé	61	M	55
*266	*266	*266	*266	266	Mal classé	60	M	48
*267	*267	*267	*267	*267	Mal classé	28	M	41
*273	*273	*273	*273	273	Mal classé	25	F	85
276	*276	*276	*276	276	Mal classé	24	M	60
278	278	278	278	*278	Bien classé	23	F	55
284	284	284	284	*284	Bien classé	19	F	62
286	286	286	286	*286	Bien classé	18	M	49
288	288	288	288	*288	Bien classé	17	F	52
289	289	289	289	*289	Bien classé	16	F	40
291	291	291	291	*291	Bien classé	14	M	30
*301	*301	*301	*301	301	Mal classé	7	F	62
305	305	305	*305	305	Bien classé	3	M	60
313	313	313	313	*313	Bien classé	433	F	69
315	*315	*315	*315	315	Mal classé	435	F	45
341	341	341	341	*341	Bien classé	497	F	53
354	354	354	354	*354	Bien classé	316	F	66
373	373	373	*373	373	Bien classé	404	M	80
385	*385	*385	385	385	Bien classé	474	M	83
401	401	401	401	*401	Bien classé	485	M	84
TOTAL					18			
31 sur 95	31 sur 95	31 sur 95	31 sur 95	31 sur 95	13			

* specimen mal classé par la fonction discriminante.

B. Age moyen au décès des sujets (n=31) du tableau 6.A

	n	moyenne	écart-type
Hommes bien classés	10	56.8	19.1
Femmes bien classées	8	52.0	17.1
Hommes mal classés	6	47.2	8.9
Femmes mal classées	7	63.0	17.1

C. L'âge au décès les hommes et les femmes de l'échantillon complet

	n	moyenne	écart-type	ICM - 95%	ICM + 95%	t (H x F)	p
Hommes	10	56.8	17.9	45.76	57.41	-0.3	0.76
Femmes	8	52.0	18.9	47.80	58.65		

ICM = Intervalle de confiance de la moyenne.

conjonction des résultats de plusieurs fonctions sur le principe de la majorité peut contribuer à l'augmentation des os bien sexés. En appliquant ce principe, on peut définitivement bien classer 18 spécimens parmi les 31 initialement mal classés par une ou plusieurs fonctions. Ceci conduit au taux final de classement correct de 86% des cas. Le tableau 6 B présente la répartition des hommes et des femmes bien classés et mal classés dans une cohorte originellement mal classée par une ou plusieurs fonctions ainsi que leur moyenne d'âge au décès. On observe que la moyenne d'âge au décès des sept femmes définitivement mal classées est relativement élevée (63 ans). Il est difficile de tester la signification de ce fait pour un effectif faible. La détermination d'intervalles de confiance est souvent plus informative que le résultat d'un test, bien que l'un et l'autre exploitent la même information (Shaklee, 1973; *in*: Leguebe, 1993). Partant de cela, le sous-échantillon des femmes mal déterminées se trouve par sa moyenne d'âge au décès hors de la limite d'intervalle de confiance de la moyenne de l'ensemble féminin. Selon les tests *t* et *F* (tableau 6 C), la moyenne ainsi que la variance de l'âge au décès des femmes et des hommes de l'ensemble de notre matériel ne diffèrent pas significativement. On peut donc présumer que la diagnose sexuelle à partir des os longs est susceptible de déterminer comme hommes les femmes âgées d'une série archéologique. Ceci est conforme aux résultats de Meindl *et al.* (1985) qui ont montré que l'âge avancé produit une masculinisation du crâne. Si cette relation entre l'âge au décès avancé chez les femmes et l'erreur de la diagnose sexuelle était confirmée, il faudra prendre en considération leur impact pour les études de paléodémographie.

Conclusions

Les fonctions discriminantes “extra-pelviennes” sont spécifiques à la population concernée. Nous avons confirmé dans un échantillon de sexe connu l'utilité de l'épiphyse proximale du tibia dans la diagnose sexuelle des séries archéologiques. Les individus mal classés ne sont pas toujours les mêmes, ce qui justifie l'emploi de plusieurs fonctions afin d'aboutir à la diagnose finale la plus sûre. Une simulation de détermination sexuelle dans l'échantillon de sexe connu permet de bien classer 86% environ des individus. La proportion des hommes et des femmes mal sexés est identique. On a constaté que les femmes mal sexées sont parmi les plus âgées. Il est nécessaire de prendre ce fait en considération dans l'optique d'une analyse démographique.

Références

- Anonymous, 1993. Statistica for Windows. Manuel d'utilisation, StatSoft, Tulsa, Vol. I-III.
- Birkby, W. H. 1966. An evaluation of race and sex identification from cranial measurements. *American Journal of Physical Anthropology*, 24: 21-28.
- Black, III. T. 1978. A new method for assessing the sex of fragmentary skeletal remains: Femoral shaft circumference. *American Journal of Physical Anthropology*, 48: 227-231.
- Bocquet, J.-P.; Neto, M. A. M.; Rocha Tavares da, M. A.; Morais Xavier de, M. H. 1978. Estimation de l'âge au décès des squelettes d'adultes par régressions multiples. *Contribuições para o Estudo da Antropologia Portuguesa*, 10, 3: 7-163.
- Bräuer, G. 1988. Osteometrie. In: R. Knussmann, R. et al. (Eds.): *Anthropologie. Handbuch der vergleichenden Biologie des Menschen*. Begründet von Rudolph Martin : 160-231, G. Fischer Verlag, Stuttgart, New York.
- Bruzek, J. 1991. *Fiabilité des procédés de détermination du sexe à partir de l'os coxal. Implications à l'étude du dimorphisme sexuel de l'Homme fossile*. Thèse de Doct., M.N.H.N. Paris (Inédite).
- Bruzek, J. 1992. Fiabilité des fonctions discriminantes dans la détermination sexuelle de l'os coxal. Critiques et propositions. *Bulletins et Mémoires de la Société d'Anthropologie de Paris*, 4, 1-2: 67-104.
- Calcagno, J. M. 1981. On the applicability of sexing human skeletal material by discriminant function analysis. *Journal of Human Evolution*, 10: 189-198.
- Castex, D.; Courtaud, P.; Hambucken-Bontempi, A. 1993. La détermination sexuelle des séries archéologiques: la validité de certains caractères osseux “extra-coxaux”. *Bulletins et Mémoires de la Société d'Anthropologie de Paris*, 5, 1-2: 225-235.

- Dittrick, J.; Suchey, J. M. 1986. Sex determination of prehistoric central California skeletal remains using discriminant analysis of the femur and humerus. *American Journal Physical Anthropology*, 70: 3-9.
- Greene, D. L. 1989. Comparison of t-tests for differences in sexual dimorphism between populations. *American Journal Physical Anthropology*, 79: 21-25.
- Hanihara, K. 1958. Sexual diagnosis of Japanese long bones by means of discriminant functions. *Journal of Anthropological Society Nippon*, 66: 187-196 .
- Holland, T.D. 1991. Sex assessment using the proximal tibia. *American Journal of Physical Anthropology*, 85: 221-227.
- Holman, D. J.; Bennett, K. A. 1991. Determination of sex from arm bone measurements. *American Journal of Physical Anthropology*, 84: 421-426.
- Houët, F.; Bruzek, J.; Murail, P. (ce volume). Etablissement de nouvelles fonctions discriminantes à partir de l'os coxal applicables dans d'autres populations.
- Iscan, M. Y.; Miller-Shaivitz, P. 1984a. Determination of sex from the tibia. *American Journal Physical Anthropology*, 64: 53-58.
- Iscan, M. Y.; Miller-Shaivitz, P. 1984b. Discriminant function sexing the tibia. *Journal of Forensic Sciences*, 29: 1087-1093.
- Iscan, M. Y.; Miller-Shaivitz, P. 1986. Sexual dimorphism in the femur and tibia. In: Reichs, K. J. (Ed.). *Forensic osteology: Advances in the identification of human remains*. Springfield, Thomas: 101-111.
- Kieser, J. A.; Moggi-Cecchi, J.; Groeneveld, H. T. 1992. Sex allocation of skeletal material by analysis of the proximal tibia. *Forensic Science International*, 56: 29-36.
- Krogman, W. M.; Iscan, M. Y. 1986. *The human skeleton in forensic medicine*. Ch. Thomas Publ., Springfield, Illinois.
- Leguebe, A. 1991. Apparentes contradictions entre les conclusions d'analyses uni et multivariée. *Homo*, 42/2: 171-178.
- Macho, G. A. 1990. Is sexual dimorphism in the femur a "population specific phenomenon"? *Zeitschrift für Morphologie und Anthropologie*, 78, 2: 229-242.
- Meindl, R. S.; Lovejoy, C. O.; Mensforth, R. P.; Don Carlos, L. 1985. Accuracy and direction of error in the sexing of the skeleton: Implication for paleodemography. *American Journal of Physical Anthropology*, 68: 79-85.
- Pettenner, D.; Brasili-Gualandi, P.; Cavicchi, S. 1980. La determinazione del sesso mediante analisi multivariata di caratteri metrici della tibia. *Antropologia contemporanea*, 3: 363-372.
- Santos, A. L. 1994. Death, sex and nutrition: Analysis of the cause of death in the Coimbra's human identified skeleton collection. Posters of the IX. Congress of the E.A.A., Copenhagen, 24-27 august 1994. *International Journal of Anthropology*, 9, 3: 235.

- Shaklee, A. 1973. Statistical inferences from fossils. *Man*, 8: 477-479.
- Singh, G.; Singh, S.; Singh, S. P. 1975. Identification of sex from tibia. *Journal of Anatomical Society of India*, 24: 20-24.
- Steel, F. L. D. 1962. The sexing of the long bones, with reference to the St; bride Series of identified skeletons. *Journal of Royal Anthropological Institute of Great Britain and Ireland*, 92: 212-222.
- Tingzhong, Z.; Tianci, P. 1988. Determination of sex from the tibia by the stepwise discriminatory analysis (english abstract). *Acta Anthropologica Sinica*, 5: 159.
- Tomassone, R.; Danzart, M.; Daudin, J. J.; Masson, J. P. 1988. *Discrimination et classement*. Ed. Masson, Paris.