

ANTROPOLOGIA PORTUGUESA

*Colecções Osteológicas
do Museu Antropológico
da Universidade de Coimbra*

Vol. 13
1995

DEPARTAMENTO DE ANTROPOLOGIA
UNIVERSIDADE DE COIMBRA

Etablissement des nouvelles fonctions discriminantes a partir de l'os coxal applicables dans d'autres populations

Francis Houët; Jaroslav Bruzek; Pascal Murail

URA 376 et GDR 742 du CNRS

*Laboratoire d'Anthropologie, Université Bordeaux I
avenue des Facultés, 33 400 Talence, France*

Résumé. L'article présente une série de fonctions discriminantes calculées à partir d'un échantillon mixte de 220 os coxaux de sexe connu d'origine anglaise et portugaise. Nous avons confirmé la possibilité de simplifier la technique de mensuration de la grande échancrure sciatique dans l'ensemble des fonctions discriminantes performantes déjà proposées (Novotny, 1975; Bruzek, 1992). D'autre part, la substitution de certaines dimensions par des dimensions analogues, mais présentant des erreurs intra- et inter-observateur moindres, permet d'obtenir des fonctions discriminantes plus fiables dans leur application. Le classement correct est supérieur à 97 % et les paramètres, qui témoignent d'une force discriminante identique des fonctions proposées, sont stables.

Mots-clés: diagnose sexuelle; os coxae ; analyse discriminante.

Resumo. Apresenta-se uma série de funções discriminantes calculadas a partir de uma amostra mista de 220 ossos coxais de sexo conhecido de origem inglesa e portuguesa. Foi confirmada a possibilidade de simplificar a técnica de medição da grande chanfradura ciática no conjunto das funções discriminantes já propostas (Novotny, 1975; Bruzek, 1992). Por outro lado, a substituição de certas dimensões por outras análogas, mas que apresentam erros intra e inter observadores menores, permitiram obter funções discriminantes mais credíveis na sua aplicação. A classificação correcta é superior a 97% e os parâmetros, que testemunham uma força discriminante idêntica à das funções propostas, são estáveis.

Palavras-chave: diagnose sexual; osso coxal; análise discriminante.

Introduction

Le bassin possède la particularité parmi les autres os du squelette de présenter un dimorphisme sexuel fonctionnel qui résulte des adaptations aux forces opposées de la reproduction et de la locomotion. Un changement du dimorphisme sexuel pelvien serait donc très probablement accompagné par des modifications fonctionnelles du bassin et *vice versa*. Cela nous a conduit à supposer que le dimorphisme pelvien est stable et identique dans les populations humaines, car il correspond aux mêmes contraintes fonctionnelles (Bruzek, 1992). Beaucoup d'études ont souligné que le bassin osseux est la partie du squelette la plus convenable pour une diagnose sexuelle fiable du matériel ostéologique. Parmi les os du bassin, l'os coxal lui-même concentre la quasi-totalité du dimorphisme sexuel pelvien. De plus, l'état fragmentaire du bassin dans le matériel archéologique conduit au fait que l'os coxal reste un élément privilégié pour élaborer des procédés de diagnose sexuelle.

Selon Iscan (1988), l'approche quantitative représente la tendance actuelle de la recherche méthodologique pour la diagnose sexuelle à partir du squelette, en s'appuyant particulièrement sur l'analyse discriminante. Pour assurer une description de la totalité du dimorphisme pelvien, il faut que la fonction discriminante (FD) contienne un nombre optimal des variables qui décrivent de façon suffisante chacune des trois parties morpho-fonctionnelles relativement indépendantes du bassin (de l'os coxal) suivantes. Il s'agit de la partie ischio-pubienne dont le dimorphisme traduit l'adaptation à la reproduction uniquement chez la femme; puis de la partie acétabulaire dont le dimorphisme reflète les particularités biomécaniques de chaque sexe; et enfin de la partie sacro-iliaque dont le dimorphisme résulte d'une adaptation différentielle en fonction du sexe à la locomotion. Le dimorphisme sexuel de la première partie est le mieux exprimé par le rapport des longueurs du pubis et de l'ischion (par ex. Schultz, 1930; Washburn, 1948); le dimorphisme de la deuxième partie est représenté par le diamètre acétabulaire et le dimorphisme sexuel de la troisième partie concerne la forme de la grande échancrure sciatique, notamment son segment postérieur (Lazorthes, Lhés, 1939; Glanville, 1967; Novotny, 1975; Singh et Potturi, 1978).

Certaines FD pelviennes, qui décrivent ainsi la totalité de ce dimorphisme, se sont révélées fiables hors de leur échantillon d'origine (Bruzek, 1992).

Ces FD font intervenir, entre autres, la largeur du segment postérieur de l'échancrure sciatique (distance AC) dont la technique de mesure nécessite une prise de photogramme (technique de Hanna et Washburn, 1953 modifiée par Novotny, 1975), ou un enregistrement du profil de l'échancrure sciatique par le dioptrographe ou une prise de photographie à l'échelle 1/1 dans des conditions bien définies, qui demandent un investissement de temps et de matériel. Cette

condition n'est pas mentionnée hors de la publication d'origine et est donc difficilement applicable par les utilisateurs.

Afin de rendre les méthodes de détermination sexuelle plus simples, Murail *et al.* (1993) ont démontré la possibilité de substituer dans les FD la mesure de distance AC du photogramme par des mesures directes sur l'os et de calculer de la distance AC par le principe de trigonométrie. L'impact d'une telle substitution a confirmé, dans un échantillon archéologique, que l'oscillation des résultats des diverses FD fiables dépend d'autres facteurs que de la technique de mensuration de la distance AC et qu'on peut attribuer cette fluctuation de la valeur discriminante aux erreurs intra- et inter-observateur des mensurations (Bruzek *et al.*, 1994). L'importance de ce facteur dans l'analyse discriminante a déjà été souligné par Jamison et Zegura (1974) et Page (1976) et il peut représenter un véritable piège dans l'application des fonctions discriminantes (Francis et Mattlin, 1986; Liu, 1988 et Bailey et Byrnes, 1990).

Le but de cet article est de proposer des nouvelles FD en tenant compte:

- a) du choix des variables des FD fiables (Bruzek, 1992),
- b) de la simplification de la prise de la distance AC de l'échancrure sciatique (Murail *et al.*, 1993),
- c) de l'impact de l'erreur intra - et inter - observateur des mensurations pelviennes dans la diagnose sexuelle (Bruzek *et al.*, 1994).

Matériel et Méthodes

L'étude porte sur un échantillon total de 220 os coxaux d'individus adultes (119 femmes et 101 hommes) d'âge et sexe connus appartenant à deux collections européennes. La première série provient de la collection ostéologique identifiée du Museu e Laboratorio Antropologico da Universidade de Coimbra (Bocquet *et al.*, 1978) dont nous avons sélectionné 163 os coxaux, dont 74 os masculins et 89 féminins. La deuxième série appartient au British Museum Natural History (London). Il s'agit du matériel de la crypte de Christ Church à Spitalfields (Molleson *et al.*, 1993). Nous en avons étudié 57 sujets, dont 30 féminins et 27 masculins.

Les deux échantillons ont été réunis dans une série hétérogène; en effet, récemment Bruzek (1992) a démontré que les analyses discriminantes menées dans un échantillon d'individus d'origines diverses fournissent un succès de classement identique à celui de chaque série isolée. De plus, cela augmente la variabilité des mensurations de chaque segment et favorise donc a priori l'emploi des FD hors de l'échantillon de référence. Pour avoir le même effectif dans chaque FD, nous avons sélectionné les os selon un seul critère - celui de l'état de conservation.

Cette étude s'appuie sur les 15 dimensions suivantes:

- HOAC (M 22) — diamètre horizontal de l'acétabulum (Bräuer, 1988)
- PUM (M 14) — longueur du pubis préacétabulaire (Bräuer, 1988)
- SPU — largeur pubo-acétabulaire (Gaillard, 1960)
- IIMT (M 15 (1)) — hauteur de la grande échancrure sciatique (Bräuer, 1988)
- ISM — longueur de l'ischium post-acétabulaire (Thieme, Schull, 1957)
- ISMM — longueur de l'ischium post-acétabulaire maximale (Schulter-Ellis *et al.*, 1983: IT-A)
- SA — distance spino-auriculaire (Gaillard, 1960)
- ACsi — segment postérieur de la largeur de la grande échancrure sciatique (Novotny, 1975, mesuré sur le photogramme)
- AC — segment postérieur de la largeur de la grande échancrure sciatique (Novotny, 1975), calculé à partir des dimensions AB, AP et BP
- DCOX (M 1) — longueur maximum de l'os coxal (Bräuer, 1988)
- SCOX (M 2) — largeur de l'os coxal (Bräuer, 1988)
- AB — largeur de la grande échancrure sciatique (Novotny, 1975) - mesurée directement sur l'os
- AP — distance A-P de la grande échancrure sciatique mesuré directement sur l'os (P = point le plus profonde de l'échancrure sciatique par rapport de sa largeur)
- BP — distance B-P de la grande échancrure sciatique mesurée directement sur l'os
- ABsi — largeur de la grande échancrure sciatique (Novotny, 1975, mesurée sur le photogramme)

Les neuf premières mesures sont utilisées dans le calcul des fonctions discriminantes (FD), les six dernières servent à caractériser l'échantillon.

La sélection des variables pour les nouvelles FD s'appuie sur le choix de Novotny (1975) et sur le choix de Bruzek (1984). Ces choix de variables ont

conduit à des fonctions discriminantes dont le succès avoisine 95% (Bruzek, 1992).

Nous avons testé le remplacement de la dimension AC obtenue par photogramme par celle obtenue par trigonométrie à partir de mesures prises directement sur l'os (Murail *et al.*, 1993).

Compte-tenu du fait que l'erreur inter-observateur de la longueur de l'ischium (ISM) est statistiquement significative, nous avons appliqué la proposition de Bruzek *et al.* (1994) de la remplacer par la longueur de l'ischium postacétabulaire maximale (ISMM). Nous avons calculé ainsi neuf FD nouvelles qui se basent chacune à une sélection des variables suivantes:

- FD N° 1 — sélection des variables selon Novotny (1975) : PUM, IIMT, ISM, ACsi.
- FD N° 2 — substitution de ACsi par AC dans la sélection N° 1 : PUM, IIMT, ISM, AC.
- FD N° 3 — substitution de ISM par ISMM dans la sélection N° 1 : PUM, IIMT, ISMM, ACsi.
- FD N° 4 — substitution de ACsi par AC et de ISM par ISMM à la fois dans la sélection N° 1 : PUM, IIMT, ISMM, AC
- FD N° 5 — sélection des variables selon Bruzek (1984) : HOAC, PUM, ISM, ACsi
- FD N° 6 — substitution de ACsi par AC dans la sélection N° 5 : HOAC, PUM, ISM, AC
- FD N° 7 — substitution de ISM par ISMM dans la sélection N° 5 : HOAC, PUM, ISMM, ACsi
- FD N° 8 — substitution de ACsi par AC et de ISM par ISMM à la fois dans la sélection N° 5 : PUM, IIMT, ISMM, AC
- FD N° 9 — le choix des variables englobe les dimensions des trois parties morpho-fonctionnelles de l'os coxal dont l'erreur inter-observateur est minimalisée et la technique des mensuration simplifiée : HOAC, PUM, SPU, ISMM, SA, AC.

L'analyse discriminante a été effectuée par le logiciel Statistica 4.5, StatSoft (Anonymous, 1993). Les paramètres statistiques permettant de juger le pouvoir discriminant des FD sont 1) le Wilk's lambda, qui varie de 0 (discrimination parfaite) à 1 (absence de discrimination); 2) D2 de Mahalanobis, qui caractérise la distance entre les centroïdes des hommes et des femmes. Plus cette valeur est

grande, plus la séparation des sexes est importante. 3) le taux de classement correct des individus de manière globale et/ou en fonction des probabilités *a posteriori*.

Resultats et discussion

Le tableau 1 présente les caractéristiques métriques de l'échantillon. A l'exception de la distance spino-auriculaire (SA), toutes les variables étudiées portent des différences sexuelles significatives et confirment ainsi le schéma commun des différences sexuelles du bassin humain.

Tableau 1. Différences sexuelles des dimensions de la série d'os coxaux. La liste détaillée des définitions des mesures figures dans la partie méthodologie.

Variables	Effectif			Moyenne			Ecart-type			Snédécór		Student		
	Féminin	Masculin	Total	mF	mM	Totale	Féminin	Masculin	Total	F	p(F)	t-value	df	p (t)
HOAC	119	101	220	48.6	54.7	51.4	2.8	2.8	4.1	1.007	0.976	-16.367	218.0	0.000
PUM	119	101	220	70.7	69.3	70.1	4.9	4.5	4.8	1.199	0.351	2.246	218.0	0.026
SPU	119	101	220	23.1	28.2	25.4	3.0	3.0	3.9	1.020	0.924	-12.574	218.0	0.000
IIMT	119	101	220	46.7	42.5	44.8	5.1	5.7	5.8	1.220	0.298	5.722	218.0	0.000
ISM	119	101	220	92.9	104.3	98.1	3.9	5.0	7.2	1.606 *	0.014 *	-18.685	188.9	0.000
ISMM	119	101	220	99.1	111.5	104.8	4.1	4.7	7.6	1.326	0.141	-20.888	218.0	0.000
SA**	163	58	220	73.7	73.7	73.7	5.8	5.8	5.8	1.015	0.935	0.070	218.0	0.945
AC	119	101	220	25.9	14.9	20.9	8.6	7.0	9.6	1.511 *	0.034 *	10.472	217.6	0.000
ACsi	119	101	220	25.2	13.9	20.0	7.2	6.0	8.7	1.456	0.054	12.450	218.0	0.000
DCOX	119	99	218	195.4	213.0	213.4	9.0	9.2	12.6	1.030	0.872	-14.238	216.0	0.000
SCOX	113	92	205	152.4	155.4	153.7	8.7	8.2	8.6	1.147	0.499	-2.526	203.0	0.012
AB	119	101	220	48.5	42.0	45.5	6.7	5.2	6.8	1.647 *	0.011 *	8.189	216.5	0.000
AP	119	101	220	37.3	30.9	34.3	7.9	6.3	7.9	1.594 *	0.017 *	6.668	217.0	0.000
BP	119	101	220	35.2	38.3	36.6	2.9	3.3	3.5	1.263	0.223	-7.323	218.0	0.000
ABsi	119	101	220	48.6	42.0	45.6	6.6	5.6	7.0	1.409	0.078	7.904	218.0	0.000

Test des variances (F de Snédécór) et des moyennes (t de Student) entre les sexes

* : les variances sont significativement différentes ($p(F) \leq 0.050$)

** : seule cette variable ne présente pas de différence significative de moyenne ($p(t) = 0.945$)

Le tableau récapitulatif (tableau 2) résume les résultats de toutes les fonctions calculées. Afin de permettre juger la performance des fonctions discriminantes et comparer leurs paramètres, nous présentons la fonction discriminante N° 10. Cette fonction a fourni des résultats médiocres. Le succès de classement atteint 93% seulement, ce qui contraste avec le classement des FD 1 à 9 qui se chiffre entre 96% et 98 % selon la fonction. Toutes les fonction discriminantes présentées se sont révélées performantes. Les oscillations des résultats du classement ainsi que les valeurs du Wilk's Lambda et du D^2 de Mahalanobis des premières neuf fonctions ne sont pas significatives.

La première FD N°1 teste la capacité de séparation des sexes par l'ensemble des dimensions de la FD de Novotny (1975). Elle sert également à comparer les résultats de la substitution de ACsi par AC dans la FD N° 2. Le pourcentage des individus bien classés (97 %) ne diffère guère du classement obtenu dans d'autres populations (Novotny, 1975; Bruzek, 1992).

Le figure 1 indique les probabilités *a posteriori* de classement des individus ainsi qu'une simulation de la diagnose sexuelle basée sur des intervalles de confiance. Nous considérons arbitrairement une probabilité supérieure à 0.95 comme significative d'une diagnose sexuelle correcte. Cette valeur représente donc un seuil de décision plus exigeant que celui de 0.80 adopté par Kiefer *et al.* (1991). A l'inverse, une probabilité inférieure à 0,05 correspond à une erreur dans la détermination sexuelle. L'intervalle de probabilité entre 0,05 et 0,95 englobe des individus donc l'appartenance sexuelle reste incertaine. Les individus mal classés ($p < 0.50$) sont répartis entre des groupes "indéterminé" ($0.05 < p < 0.50$) et "mal sexé" ($p \leq 0.05$). Ainsi nous pouvons sexer par la FD 2 avec une quasi-certitude plus de 80 % des sujets, le taux d'erreur atteint moins de 1 % et les individus restants sont indéterminables. Ces critères interviennent lors des simulations de diagnose sexuelle.

Les résultats de la FD 3 justifient la substitution de la mensuration de ISM par ISMM. Ses paramètres sont comparables aux fonctions précédentes. Nous ne la commentons pas en détail car elle représente une voie intermédiaire dans le test de remplacement des variables.

La FD N°4 est obtenue par deux substitutions simultanées. Le résultat du classement est presque identique (97 %), la valeur D^2 légèrement supérieure à la FD 1 et le Wilk's lambda plus significatif. De même, la simulation de la diagnose sexuelle (Figure 1) se révèle plus performante et le nombre des individus bien sexés dépasse 85% sans augmentation du risque d'erreur.

La deuxième série de 4 fonctions discriminantes (FD N° 5 à FD N°8) cherche à remplacer dans la fonction discriminante N° 5 de Bruzek (1992) certaines variables par d'autres moins asujetties aux erreur intra- et inter-observateur.

Tableau 2. Résultats des analyses discriminantes proposées. D^2 . Distance de Mahalanobis, les abréviations des variables sont expliquées dans la partie "Matériel et méthodes", **F** - Femmes, **H** - Hommes; la FD 10 sert à titre comparatif des paramètres des FD 1 à FD 9 considérées performantes.

Fonctions Disc.	FD 1	FD 2	FD 3	FD 4	FD 5	FD 6	FD 7	FD 8	FD 9	FD 10
Variables (nbre)	4	4	4	4	4	4	4	4	6	3
Données générales										
Wilks'Lambda	0.23312	0.24123	0.20477	0.20993	0.22874	0.23542	0.20707	0.21378	0.18095	0.32047
F	176.82	169.07	208.74	202.29	181.23	174.56	205.82	197.68	160.69	152.67
probabilité de F <	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
D^2	13.24710	12.66658	15.63883	15.15530	13.57794	13.07829	15.42013	14.80995	18.22810	8.53882
Fonction de classement: F-M										
HOAC					-0.29968	-0.34647	-0.09173	-0.14040	0.1158	
PUM	0.38941	0.41244	0.53936	0.55973	0.40417	0.42927	0.52189	0.54142	0.6351	
SPU									-0.6751	-0.2676
IIMT	0.04646	0.06938	0.11429	0.14945						0.21010
ISM	-0.82633	-0.83971			-0.70189	-0.69541				-0.54759
ISMM			-0.98304	-0.99729			-0.91502	-0.90099	-0.99876	
SA									0.13324	
AC		0.19214		0.10806		0.20932		0.16660	0.18427	
ACsi	0.26408		0.17977		0.27095		0.23029			
Constante	47.12564	47.04947	57.29050	57.10590	51.24648	52.29099	60.20157	60.97183	58.58859	51.63789
Centroïde F	6.72732	6.43975	7.91240	7.67276	6.89127	6.64374	7.80394	7.50161	9.19522	4.39462
Centroïde M	-6.39934	-6.11168	-7.58426	-7.34477	-6.56323	-6.31565	-7.47600	-7.17372	-8.86716	-4.06657
VD : M <(.....)<F	0.16399	0.16404	0.16407	0.16399	0.16402	0.16405	0.16397	0.16394	0.16403	0.16403
Classement (p=0.50)										
Bien classé (%)										
F	98.32	99.16	99.16	98.32	97.48	98.32	98.32	97.48	99.1597	93.2773
M	95.05	95.05	97.03	96.04	97.03	96.04	99.01	98.02	98.0198	89.1089
Total	96.82	97.27	98.18	97.27	97.27	97.27	98.64	97.73	98.6364	91.3636
Bien Classé (n)										
F	117	118	118	117	116	117	117	116	118	111
M	96	96	98	97	98	97	100	99	99	90
Total	213	214	216	214	214	214	217	215	217	201
Mal classé (n)										
F	2	1	1	2	3	2	2	3	1	8
M	5	5	3	4	3	4	1	2	2	11
Total	7	6	4	6	6	6	3	5	3	19

La FD N° 5 confirme le choix initial des mesures et le taux du classement correct de l'échantillon mixte anglo-portugais (Tableau 2) est égal à celui de l'échantillon franco-portugais (Bruzek, 1992). La fonction N° 6 (Tableau 2 et Figure 1) est obtenue par une première substitution (ACsi par AC). Les résultats

de cette fonction sont les mêmes que dans la fonction précédente. Ceci confirme le fait que la technique de prise de distance AC est sans conséquence pour la discrimination. De même, la substitution de la longueur de ischium (ISM) par une longueur modifiée (ISMM) dans la sélection d'origine est sans effet remarquable puisque le pouvoir discriminant et le taux de classement de la FD N° 7 restent pratiquement identiques par rapport aux fonctions précédentes. La fonction N° 8 qui englobe quatre dimensions fiables (Tableau 2 et Figure 1) fournit 98 % de sujets bien classés. Une simulation de la diagnose sexuelle montre que presque 85 % des cas sont bien sexés avec un taux d'erreur de 1 % environ. La dernière fonction discriminante, FD 9 (tableau 1), est la plus performante (Wilk's lambda et D^2 de Mahalanobis les plus significatifs). Ceci est renforcé par le taux du classement correct voisin de 99 %. Cette FD réunit à la fois des dimensions des trois segments de l'os coxal, et les deux substitutions envisagées plus haut. La simulation de la diagnose sexuelle à partir des probabilités *a posteriori* donne les meilleurs résultats (88 % des hommes et 95 % des femmes bien sexés).

Le but principal de la diagnose sexuelle par une approche statistique à l'aide de l'analyse discriminante vise à réduire la subjectivité lors de l'attribution du sexe. On remarque que les individus mal classés ne sont pas toujours les mêmes en fonction des FD. Le tableau 3 répertorie les spécimens mal classés dans notre étude. Nous voyons qu'un seul os (FL 2596 g) est mal classé par l'ensemble des 9 fonctions discriminantes. Nous ne possédons pas le coxal droit de cet individu. Il est difficile de savoir s'il s'agit d'une erreur de marquage, d'une erreur de mesure ou d'un individu atypique. La majorité des classements erronés concerne les sujets MC 60 d et MC 64 g. Les os pairs de ces sujets sont bien classés, pour MC 64 d par les 9 fonctions, pour MC 60 g par 8 FD, à l'exception de la fonction la plus performante. Par le principe de majorité appliqué aux résultats des 9 fonctions discriminantes, seuls 3 coxaux sont mal classés. Sur le même principe, en se basant uniquement sur les FD 4, FD 8 et FD 9, le classement erroné ne touche que 4 spécimens (deux femmes et deux hommes). Pour la diagnose sexuelle de matériel archéologique, il est donc préférable d'utiliser un éventail de fonctions, ce qui permet de déceler d'éventuelles contradictions entre les FD. Auquel cas, le sujet mis en cause sera inclus dans la classe "indéterminé".

Conclusions

Parmi les 9 FD proposées, nous préconisons l'emploi des 3 fonctions suivantes. Il s'agit des FD 4 et FD 8, basées sur la sélection de variables déjà confirmées et de la FD 9 proposée dans cette étude.

Nous avons confirmé l'alternative de prise de la largeur du segment postérieur (AC) de l'échancrure sciatique par trigonométrie (Murail *et al.*, 1993)

sans impact négatif sur la séparation des sexes. De même, la substitution d'une mesure de la longueur de l'ischium par une autre (ISM par ISMM), récemment suggérée à partir de l'analyse des erreurs intra- et inter-observateur (Bruzek *et al.*, 1994), s'avère nécessaire pour l'application des fonctions discriminantes dans des séries archéologiques.

Tableau 3. Liste des probabilités a posteriori des os au minimum une fois mal classés par la série des FD proposées.

Probabilité	FD 1	FD 2	FD 3	FD 4	FD 5	FD 6	FD 7	FD 8	FD 9
FC17d	0.99	0.92	0.99	0.97	1.00	0.95	1.00	0.98	1.00
FC17g*	0.46*	0.77	0.73	0.86	0.47*	0.80	0.76	0.92	1.00
FC26d	0.93	0.98	0.69	0.83	0.86	0.96	0.61	0.82	0.62
FC26g*	0.71	0.93	0.69	0.86	0.35*	0.71	0.49*	0.76	0.75
FC51d*	0.80	0.65	0.59	0.42*	0.79	0.63	0.61	0.42*	0.72
FC51g	0.68	0.50	0.97	0.94	0.73	0.58	0.97	0.94	0.99
FC493d*	0.65	0.51	0.81	0.78	0.63	0.46*	0.72	0.59	0.99
FC493g*	0.96	0.92	0.62	0.55	0.93	0.86	0.51	0.35*	0.98
FL2596d	—	—	—	—	—	—	—	—	—
FL2596g*	0.01*	0.01*	0.06*	0.09*	0.00*	0.00*	0.03*	0.04*	0.12*
MC31d	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
MC31g*	0.44*	0.23*	0.98	0.96	0.65	0.45*	0.99	0.97	0.99
MC53d*	0.35*	0.28*	0.90	0.88	0.43*	0.37*	0.89	0.87	0.94
MC53g*	0.76	0.73	0.54	0.48*	0.74	0.71	0.58	0.54	0.84
MC60d*	0.40*	0.34*	0.01*	0.01*	0.57	0.53	0.02*	0.02*	0.05*
MC60g*	0.67	0.57	0.73	0.64	0.72	0.63	0.68	0.56	0.34*
MC64d	0.90	0.89	0.76	0.70	0.85	0.83	0.83	0.80	0.80
MC64g*	0.21*	0.17*	0.44*	0.36*	0.19*	0.17*	0.57	0.52	0.83
MC191d*	0.94	0.56	0.47*	0.14*	0.97	0.76	0.73	0.29*	0.59
MC191g	—	—	—	—	—	—	—	—	—
ML2254d	—	—	—	—	—	—	—	—	—
ML2254g*	0.42*	0.46*	0.80	0.84	0.33*	0.32*	0.65	0.65	0.64

FC17d	: Coxal toujours bien classé	F : Féminin
FC17g*	: Coxal au moins une fois mal classé	M : Masculin
0.98	: Bien classé ($p > 0.50$)	C : Coimbra
0.02*	: Mal classé ($p < 0.05$)	L: Londres
FD	: Fonction discriminante	17 : n° du sujet
—	: Mesure non prise	d : Coxal droit
		g : Coxal gauche

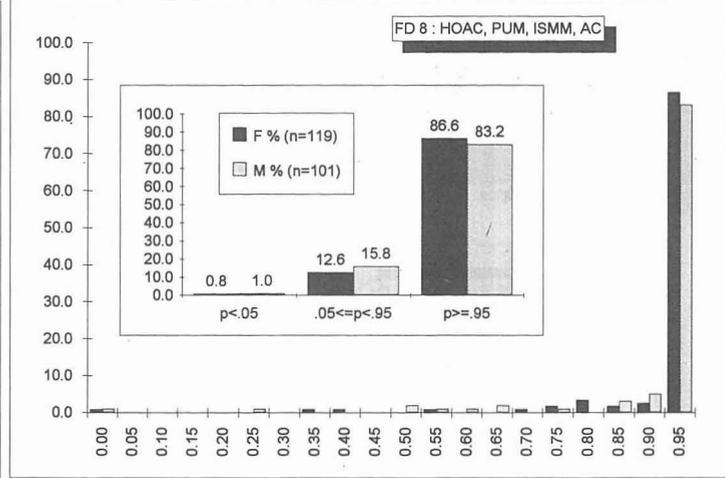
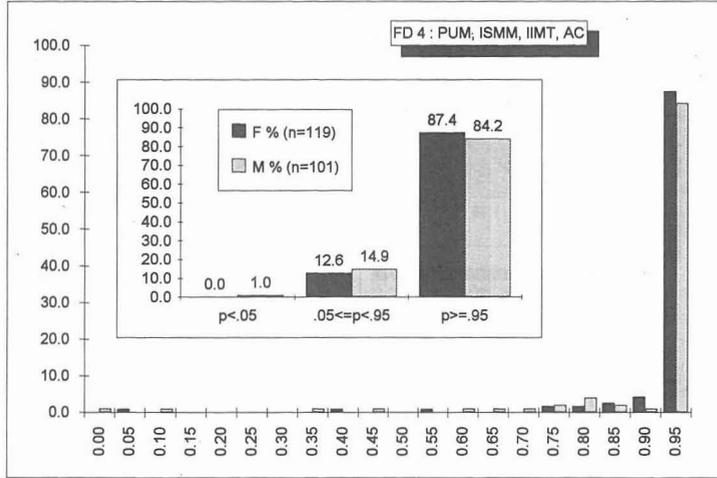
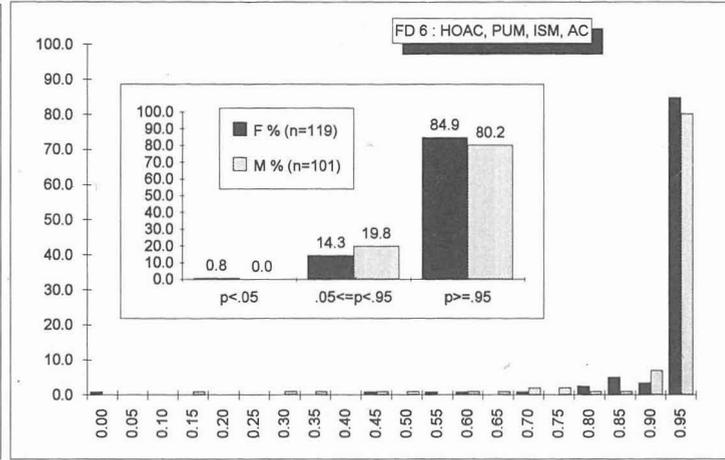
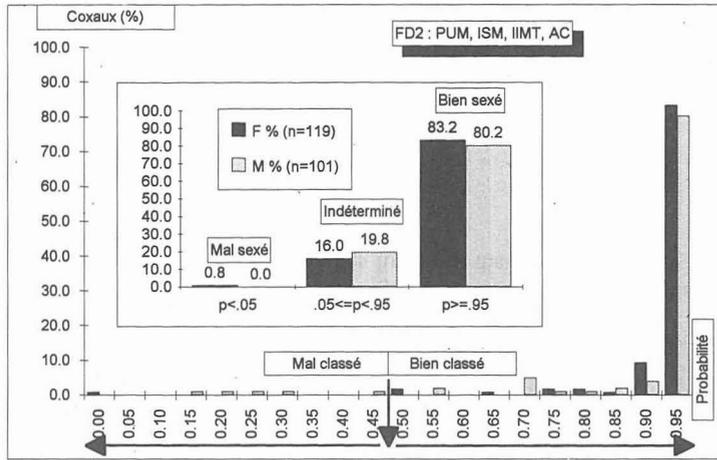


Fig. 1. Histogramme du classement à partir des probabilités *a posteriori* et résultats de la classification des fonctions discriminantes (FD 2, FD 4, FD 6, FD 8).

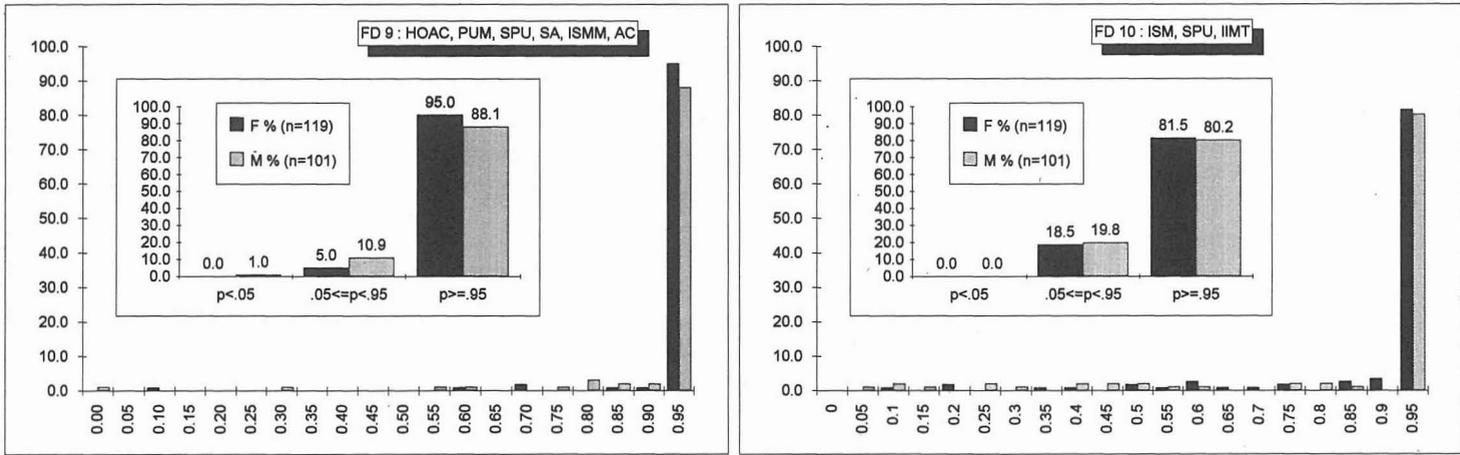


Fig. 2. Histogramme du classement à partir des probabilités *a posteriori* et résultats de la classification des fonctions discriminantes FD 9 et FD 10.

Références

- Anonymous, 1993. Statistica for Windows. Manuel d'utilisation, StatSoft, Tulsa, Vol. I-III.
- Bailey, R. C.; Byrnes, J. 1990. A new, old method for assessing measurement error in both univariate and multivariate morphometric studies. *Systematic Zoology*, 39, 3: 124-130.
- Bocquet, J.-P.; Neto, M. A. M.; Rocha, M. A. T.; Morais, M. H. X. 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. 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.
- Bruzek, J.; Murail, P.; Houët, F.; Cleuvenot, E. 1994. Inter - and intra observer errors in pelvic measurements and its implication for the method of sex determination. *Anthropologie* (Brno): in press.
- Francis, R. I. C.; Mattlin, R. H. 1986. A possible pitfall in the morphometric application of discriminant analysis: measurement bias. *Marine Biology*, 93: 311-313.
- Gaillard, J. 1960. Détermination sexuelle d'un os coxal fragmentaire. *Bulletins et Mémoires de la Société d'Anthropologie de Paris*, 1, 9 : 225-267.
- Glanville, E. V. 1967. Sexual dimorphism in the pelvic bones of the Telem, a medieval negro population from the Mali Republic. *Koninkl. Nederl. Akademie van Wetenschappen - Amsterdam, Série C*, 70, 3 : 368-377.
- Hanna, R. E.; Washburn S. L. 1953: The determination of the sex of skeletons as illustrated by a study of the Eskimo pelvis. *Hum. Biol.*, 25, 1: 21-27.
- Iscan, M. Y. 1988. Rise of forensic anthropology. *Yearbook of Physical Anthropology*, 31 : 203-230.
- Jamison, P. L.; Zegura, S. L. 1974. A univariate and multivariate examination of measurement error in anthropometry. *American Journal of Physical Anthropology*, 40: 197-204.
- 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.
- Lazorthes, G.; Lhés, A. 1939. La grande échancrure sciatique: Etude de la morphologie et de ses caractères sexuels. *Archive d'Anatomie, Histologie et Embryologie*, 27: 143-170.

- Liu, K. 1988. Measurement error and its impact on partial correlation and multiple linear regression analyses. *American Journal of Epidemiology*, 127, 4: 864-874.
- Molleson, T.; Cox, M.; Waldron, A. H.; Whittaker, D. K. 1993. *The Spitalfields project. Volume 2 - Anthropology: The Middling Sort*. CBA Research Report 86, Council for British Archeology, York: 1-231.
- Murail, P.; Bruzek, J.; Houët, F. 1993. A method for simplifying the quantitative analysis of the pelvic sciatic notch: Impact on sexing by means of discriminant function analyses. In: Blàha, P., Vancata, V. (Eds.): *Proceeding of 19th Congress of Czech and Slovak Anthropologist*. Prague, Czech anthropological society: 261-265.
- Novotny, V. 1975. Diskriminantanalyse es Geschlechtsmerkmale auf dem *Os coxae* beim Menschen. *Papers of the 16th Congress of the Czechoslovak Anthropologist*, Brno: 1-23.
- Page, J. W. 1976. A note on interobserver error in multivariate analyses of populations. *American Journal of Physical Anthropology*, 44: 521-526.
- Schulter-Ellis, F. P.; Schmidt, D. J.; Hayek L. C.; Craig, J. 1983. Determination of sex with a discriminant analysis of new pelvic bone measurements: Part I.. *Journal of Forensic Sciences*, 28: 169-180.
- Schultz, A. 1930. The skeleton of trunk and limbs of higher Primates. *Human Biology*, 2: 303-438.
- Singh, S.; Potturi, B. R. 1978. Greater sciatic notch in sex determination. *Journal of Anatomy (London)*, 125: 619-624.
- Thieme, F. P.; Schull, W. J. 1957. Sex determination from the skeleton. *Human Biology*, 29: 242-273.
- Washburn, S. L. 1948. Sex differences in the pubic bone. *American Journal of Physical Anthropology*, 6: 199-207.