

CONTRIBUTION A L'ANTHROPOMETRIE DU TIBIA MEDIEVAL

Michèle CAILLAT et Raoul PERROT (*) (**)

SUMMARY

The Authors study the morphology of the medieval tibia from the consideration of eleven parameters and five indices taken from 84 bones from the necropolis of Lure - Saint-Quentin (Haute-Saône, France).

The anthropologic study with the help of statistics and computer examination shows that length and perimeter are the most valuable parameters to discriminate the sex.

Average and extreme values are different from these of other medieval sites like such as Saint-Geney and Brandes en Oisans (France) and Colchester (G.B.).

1 - INTRODUCTION.

La diagnose sexuelle d'après les seuls os longs du squelette (et en particulier le tibia) est souvent difficile voire même impossible. Cette constatation nous a amené à nous poser deux questions :

- peut-on déterminer le sexe d'un sujet avec certitude d'après le seul tibia ?
- l'étude d'un fragment tibial (cas fréquent dans les fouilles et dans les identifications médico-légales) permet-elle de déduire les dimensions et caractéristiques des parties manquantes et de ce fait, peut-elle fournir des estimations fiables quant au sexe (et à la stature) de l'individu ?

D'un long travail, en cours, effectué par l'un de nous (1), nous avons pensé intéressant d'extraire ces quelques conclusions présentées aujourd'hui.

2 - LE MATERIEL.

2.1. Origine et datation.

Le matériel osseux provient du site de Lure-Saint-

Quentin (Haute-Saône) (2). Situé sur la rive droite de l'Ognon (Fig. 1), le gisement se trouve au-dessus de la nappe phréatique de la rivière, mais hors de portée des crues séculaires. Le cimetière médiéval est construit au-dessus d'un mince niveau d'occupation gallo-romain. Il a probablement été utilisé du VII^e au XVII^e siècle. Sur 115 m² ont été dégagées et relevées 84 sépultures à inhumation. Une telle densité est exceptionnelle en Franche-Comté.

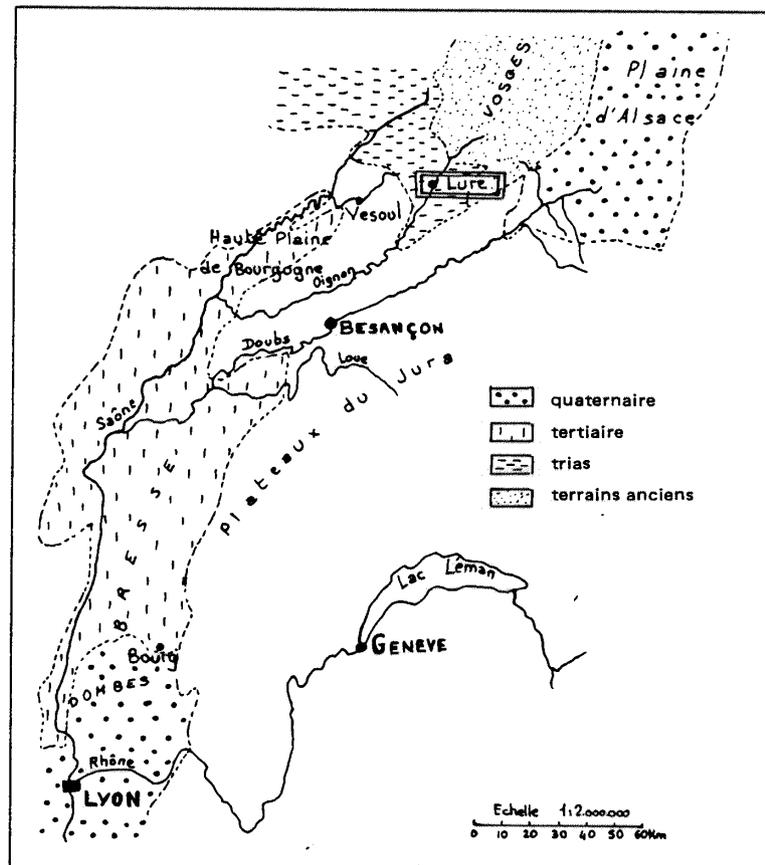


FIGURE 1 - Position de Lure dans le sillon Saône-Rhône

2.2. Le matériel étudié et les raisons du choix :

Le tibia, pièce maîtresse du squelette jambier, repré-

* Département d'anthropologie, UER de Biologie Humaine Université Lyon I, 8 Avenue Rockefeller, 69373 Lyon Cedex 08 France.

** Avec le concours de Alain Arpino (adresse ci-dessus) et de René Plaza (GIS 025 CNRS, Bât. Math. Univ. Lyon I, 15-43 bd du 11 Novembre 69621 Villeurbanne) pour les traitements informatique et statistique.

sente 17,5 % du total des os longs retrouvés.

Comme chez tous les primates redressés, le tibia est un os porteur du corps. Après le fémur, le tibia est l'un des os les mieux corrélés avec la taille du sujet. L'un des buts de cette étude est de savoir si un autre type de corrélation existe entre le tibia et le sexe de l'individu. Les fouilles ont mis à jour 84 sépultures parmi lesquelles quelques rares tombes doubles. Parmi les 168 tibias attendus, 92 pièces correspondant à 48 sépultures furent retrouvés. Ceci représente environ 55 % du matériel inhumé.

On dénombre 48 tibias droits et 44 gauches. 12 d'entre-eux appartenaient à des enfants de moins de 15 ans.

3 – LES METHODES.

3.1. Ostéométrie :

Les mesures sont prises selon la technique de R. Martin (1956). Nous retenons 11 paramètres :

1. Longueur maximale du tibia (incluant épines et styloïdes)
2. Longueur moins épines
3. Longueur physiologique (moins épines et styloïdes)
4. Diamètre transverse pris au minimum
5. Diamètre antéro-postérieur pris au maximum
6. Largeur transverse de l'épiphyse proximale
7. Dimension antéro-postérieure de l'épiphyse proximale
8. Périmètre
9. Largeur transverse maximale de l'épiphyse distale
10. Dimension antéro-postérieure minimale de l'épiphyse distale
11. Masse du tibia.

Toutes les mesures sont exprimées en millimètres.

3.2. Nomenclature :

Les termes employés sont ceux de la nomenclature anatomique internationale (N.A.) (R. Barone, 1977).

4 – ETUDE ANALYTIQUE.

4.1. Comparaison des os droits et gauches :

Pour l'ensemble de cette étude, seuls les os de sujets adultes sont utilisés. On constate que dans la majorité des cas, 9 fois sur 11, les moyennes des tibias gauches sont supérieures à celles des tibias droits (Fig. 2).

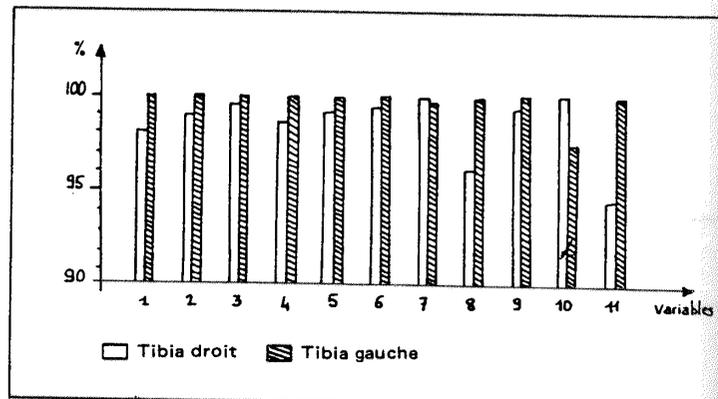


FIGURE 2 – Moyennes comparées des tibias gauches et droits à Lure

L'écart entre les moyennes des os droits et gauches est toujours inférieur à 6 %.

Nous considérons que l'une des deux séries (droites ou gauches) est suffisante pour représenter l'ensemble des tibias du gisement. Cette méthode a l'avantage de simplifier les calculs en évitant une redondance d'informations apportée par les tibias d'une même paire. Nous choisissons la série gauche qui compte 42 pièces contre 39 à droite.

4.2. Corrélations entre les variables.

4.2.1. La longueur des tibias :

3 mesures de longueur sont effectuées : n° 1, 2, 3.

D'après la Figure 3, le coefficient de corrélation linéaire entre longueur maximale et longueur moins l'éminence intercondyalaire est très forte : 87 %. Ce coefficient est également très important entre les longueurs maximale et physiologique. La relation de proportionnalité existant entre les 3 paramètres permet de tirer 2 conclusions pratiques :

– Une seule de ces mesures est suffisante pour caractériser le tibia étudié. Nous choisissons la longueur maximale, car elle est facile à prendre, ainsi l'erreur de mesure sera moindre.

De cette mesure, on peut déduire les 2 autres selon des relations suivantes :

- a) Longueur, moins l'éminence intercondyalaire + 5,5 mm (3) = Longueur maximale
- b) Longueur physiologique + 10,7 mm = Longueur moins l'éminence intercondyalaire
- c) Longueur physiologique + 16,2 mm = Longueur maximale.

Les relations a, b, c, sont calculées pour des tibias moyens de Lure, qu'ils soient de tendance féminine ou masculine.

UNIVARIATE SUMMARY STATISTICS

VARIABLE	MEAN	STANDARD DEVIATION	COEFFICIENT OF VARIATION	SMALLEST VALUE	LARGEST VALUE
1 LONGMAXI	363,04702	24,39507	.067195	317,0000	426,0000
2 LCNGSSEP	358,85714	23,28882	.064897	310,0000	419,0000
3 LCNGPHYS	342,21429	18,01357	.054392	302,0000	407,0000
4 DIAMTRMI	21,90952	2,91847	.133206	15,2000	29,8000
5 DIAMAPMA	28,82857	4,19548	.145532	16,2000	40,4000
6 LARGMLEP	71,15000	3,08391	.051777	62,5000	80,8000
7 DIMAPEP	44,95714	3,19481	.084409	37,0000	55,5000
8 PERIMETR	84,17857	13,01949	.161793	64,0000	155,0000
9 LARGMLMA	50,04524	3,90885	.078106	40,0000	58,0000
10 LARGAPMI	37,94524	2,78517	.073400	32,4000	45,0000
11 PCIDS	150,14286	34,49042	.229717	82,0000	268,0000

CORRELATION MATRIX

	LONGMAXI	LCNGSSEP	LCNGPHYS	DIAMTRMI	DIAMAPMA	LARGMLEP	DIMAPEP	PERIMETR	LARGMLMA	LARGAPMI	PCIDS
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
LONGMAXI	1										
LCNGSSEP	.970	1									
LCNGPHYS	.770	.778	1								
DIAMTRMI	.645	.699	.369	1							
DIAMAPMA	.491	.515	.173	.694	1						
LARGMLEP	.274	.272	.142	.353	.269	1					
DIMAPEP	.513	.519	.319	.535	.470	.621	1				
PERIMETR	.526	.336	.185	.505	.315	.234	.314	1			
LARGMLMA	.491	.537	.325	.660	.511	.417	.512	.557	1		
LARGAPMI	.022	.630	.419	.619	.454	.392	.528	.731	.735	1	
PCIDS	.821	.814	.656	.533	.398	.271	.502	.302	.467	.513	1

FIGURE 3 – Répartition statistique des 11 paramètres (haut du listing) et matrice de corrélations (bas du listing)

4.2.2. Les autres paramètres.

Les n° 4 et 5 (qui représentent le corps du tibia), ainsi que les n° 9 et 10 (traduisant la forme de l'épiphyse distale) ont des coefficients de corrélation assez faibles avec les autres paramètres. La valeur du coefficient de corrélation est la plus forte pour les n° 4 et 5 d'une part, 9 et 10 d'autre part.

Le n° 8 (périmètre) est nettement indépendant des autres variables. Il est bien corrélé avec les longueurs (n° 1 et 2), la masse du tibia se présente comme un paramètre indépendant de tous les autres.

4.3. Valeur des 11 paramètres dans la diagnose sexuelle du tibia. (Fig. 4).

On considère la moyenne des groupes hommes et femmes ainsi que la moyenne générale.

Les variables les plus intéressantes pour l'anthropologue sont celles qui indiquent le plus faible chevauchement entre les groupes hommes et femmes, ex. variable II, par contre la largeur médio-latérale maximale de l'épiphyse distale (n° 9) n'apporte ici aucun renseignement.

Remarque : les extrémités des rectangles figurées en noir sur la figure 4, font partie des zones qu'ils li-

mitent. Leur signification sera précisée ultérieurement.

4.3. Méthode statistique (4).

Nous procédons d'abord à une classification anthropologique des tibias en distinguant les os à tendance masculine, ceux à tendance féminine et les indéterminés. Après contrôle à posteriori du sexe estimé sur l'ensemble du squelette, nous avons classé 36 tibias sur 42 (19 H, 17 F, 6 indéterminés).

Le but recherché est de trouver parmi les 11 variables utilisées celles qui permettraient une discrimination sexuelle correspondant à la classification anthropologique préalable.

Trois solutions sont retenues :

– la discrimination pas à pas avec plusieurs variables qui ne donne ici que de médiocres résultats.

– la combinaison des 11 variables 2 à 2 qui représente 55 possibilités parmi lesquelles on choisit ensuite la meilleure

– une autre méthode consiste à prendre un couple de variables faiblement corrélées afin d'éviter une redondance d'information (Fig. 5). Nous éliminons les va-

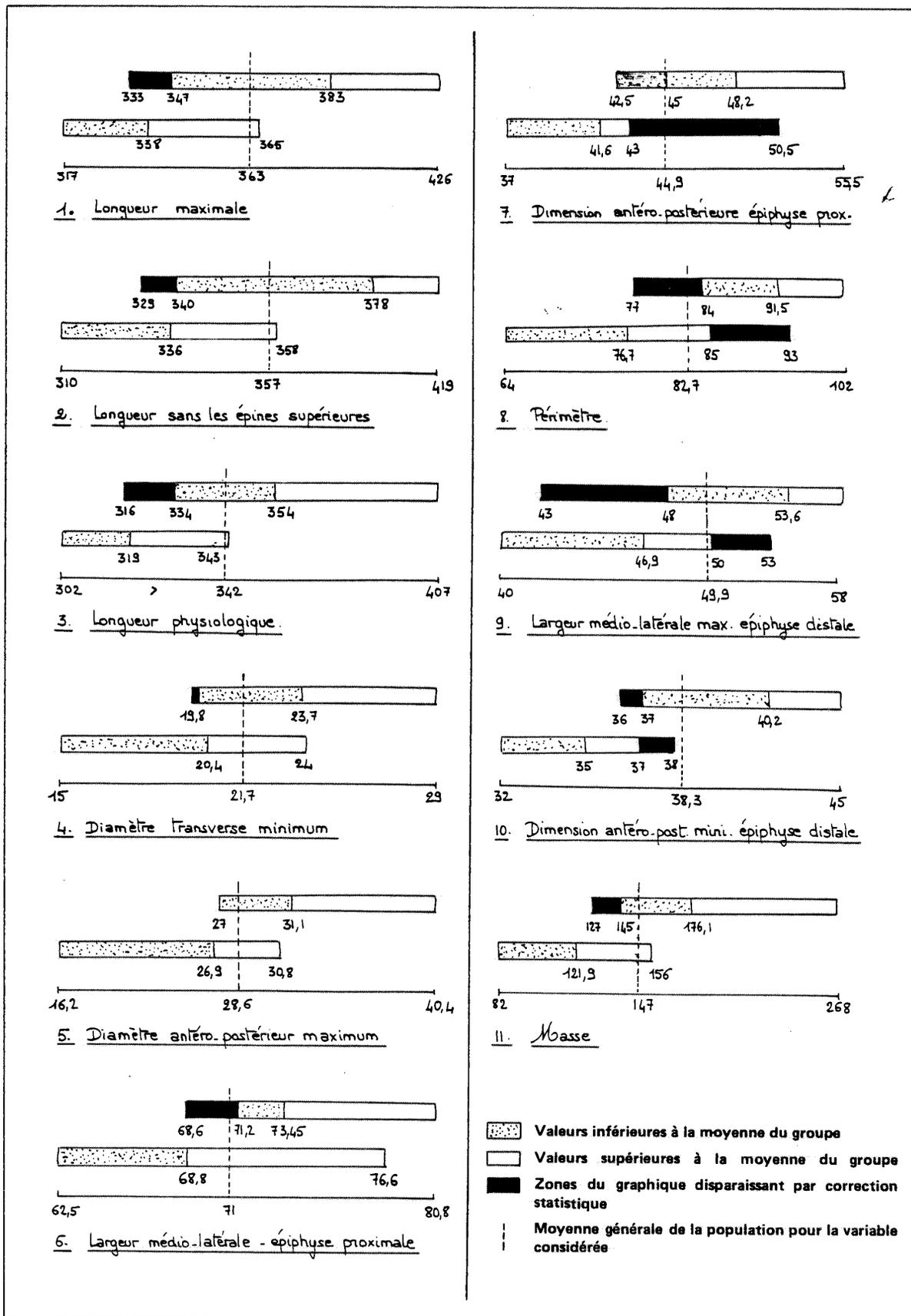


FIGURE 4 — Représentation graphique comparative des variations sexuelles des 11 paramètres

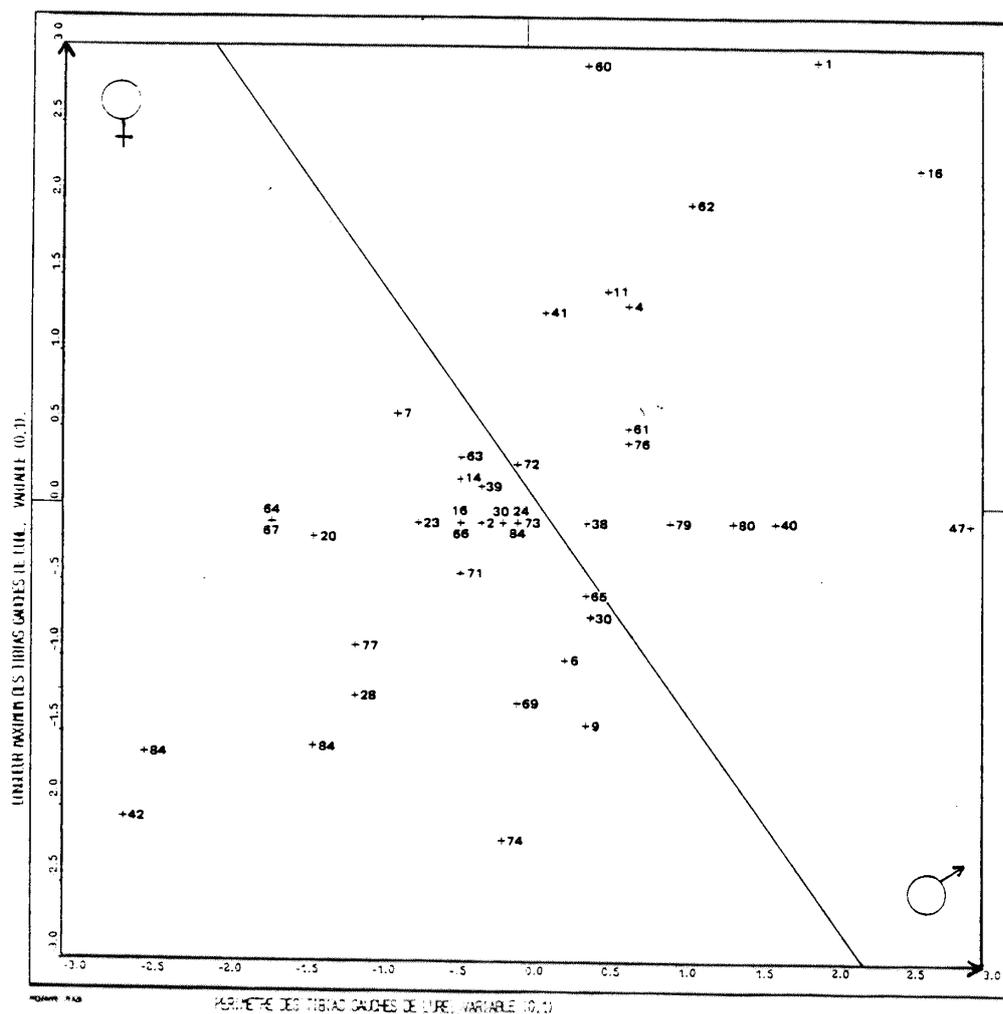


FIGURE 5 — Projection du couple de variables (v.a. 1 et v.a. 8) sur un plan *
* le calcul des ellipses équiprobables n'est pas effectué ici

riables 3, 6, 7 et 11 qui correspondent à des mesures difficiles à prendre et sont source d'erreur. La variable 11 (masse des tibias) n'est pas comparable d'un gisement à l'autre.

Nous choisissons le périmètre (v.a. 8) et la longueur (v.a.1) dont le coefficient de corrélation linéaire est 0,33, Les résultats d'une analyse en composantes principales confirment ce choix : les deux premiers facteurs extraits sont précisément la longueur et le périmètre, ils représentent 42,1 % de l'information totale.

4.3.1. Projection du couple de variables sur un plan (Fig. 5).

Afin d'avoir une dispersion identique sur les deux axes et un nuage centré, on travaille avec des variables centrées réduites.

4.3.2. Calcul de la droite de discrimination, probabilité de classement erroné :

Pour classer les tibias masculins et féminins, on veut tracer une droite de discrimination sur le nuage.

Cette classification pré-établie nous permet de procéder au calcul de l'équation de la droite. On peut utiliser une classification mathématique : un programme mathématique de classification hiérarchique ascendante ou descendante peut toujours définir deux groupes sans que nous soyons sûrs qu'ils correspondent bien à des hommes ou des femmes ; c'est pourquoi nous préférons une classification anthropologique. Parmi les 42 tibias de l'échantillon, on décide de choisir 5 tibias masculins et 5 tibias féminins aussi représentatifs que possible de leur sexe. A l'aide des données fournies par la longueur et le périmètre de ces os, nous calculons l'équation de la droite de discrimination :

$$X_2 = 5,649975 X_1 - 0,643651$$

X_1 est le périmètre et X_2 est la longueur.

En tenant compte de l'effectif sur lequel nous avons

bâti la classification (10 tibias sur 42 soit 23,81 % du total) la probabilité de classement erroné est de 16,11 %.

Nous cherchons à améliorer cette discrimination en choisissant non plus 5, mais 7 tibias masculins et 7 tibias féminins, soit 33,33 % de l'échantillon. La nouvelle équation de la droite de discrimination est :

$$X_2 = 0,215114 - 1,439469 X_1 \quad (\text{Fig. 5})$$

Dans ce cas, la probabilité de classement erroné devient 1,39 % (valeur corrigée pour les effectifs réduits (P.A. Lachenbruch et M.R. Mickey, 1968). Ce résultat satisfaisant n'implique pas de poursuivre les calculs.

4.3.3. Intérêt de la méthode statistique dans la diagnose sexuelle du tibia.

Si la classification anthropologique préétablie est correcte, le calcul des probabilités nous dit que nous avons moins de une chance sur 42 pour que l'un des tibias soit mal classé.

La droite de discrimination (Fig. 5) divise l'échantillon en deux groupes distincts. Plusieurs tibias à tendance masculine d'après la classification anthropologique sont à présent situés dans le groupe féminin et inversement. Nous pouvons alors rectifier les limites des rectangles de la Fig. 4. Chaque rectangle est amputé de(s) la zone(s) figurée en noir. On constate (après correction) que leur surface diminue dans tous les cas.

Les chevauchements entre les groupes homme et femme sont plus faibles et la discrimination sexuelle par rapport à chaque variable améliorée.

4.4. Les indices.

5 indices sont calculés :

- Ind. cnémiques : 4/5
- Ind. de largeur de l'épiphyse proximale : 7/6
- Ind. de robustesse : 8/1
- Ind. de comparaison des largeurs des épiphyses : 9/6
- Ind. de largeur de l'épiphyse distale : 10/9

Valeur diagnostique des indices :

Comme en témoignent les histogrammes (5) les valeurs indiciaires les mieux représentées sont groupées au voisinage de la moyenne générale de l'échantillon, formant une courbe unimodale type courbe de Gauss sur laquelle aucune différence n'apparaît entre les tibias masculin et féminins.

TABLEAU I – Variations indiciaires des tibias de Lure

Tibias de LURE		Nombre	Moyenne	Valeur mini	Valeur maxi
Indice cnémique	H	28	77,49	56,63	88,11
	F	28	76,65	61,42	90,03
Indice de robustesse	H	13	24,64	21,32	41,66
	F	12	22,39	19,78	25,80
Ind. largeur épiphyse proximale	H	11	69,2	61,1	75
	F	11	60,27	56	63,2
Ind. comparaison épi. proximale/épi. distale	H	8	72,64	69,33	78,16
	F	7	69,41	59,82	77,92
Ind. largeur épiphyse distale	H	14	76,2	67	89,5
	F	11	75,6	71,4	83,7

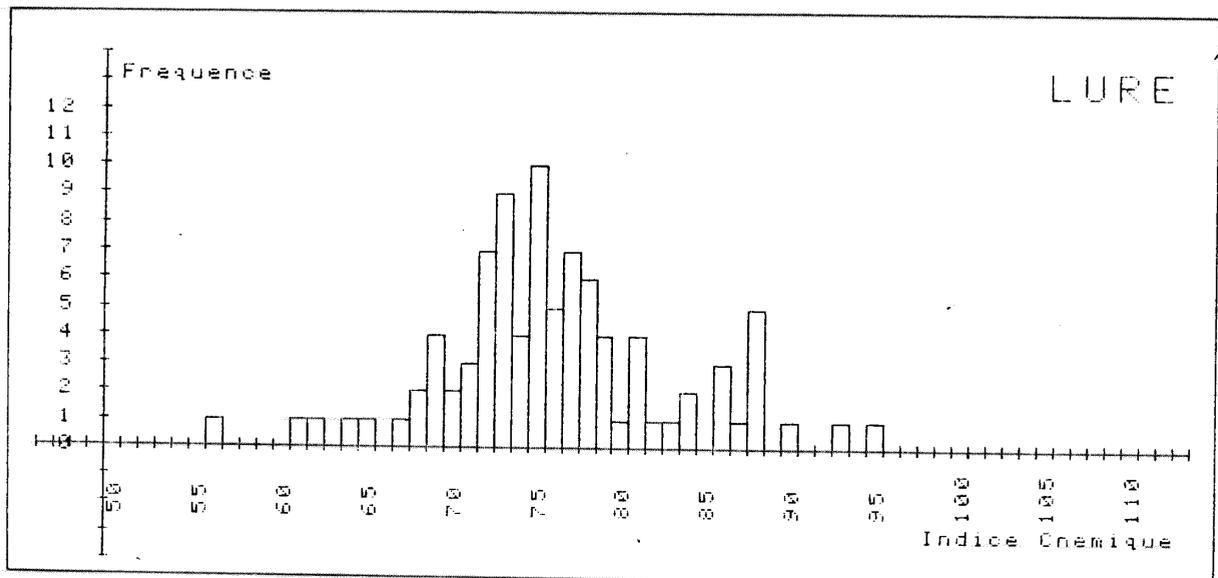


FIGURE 6 – Histogramme de fréquence de l'indice cnémique

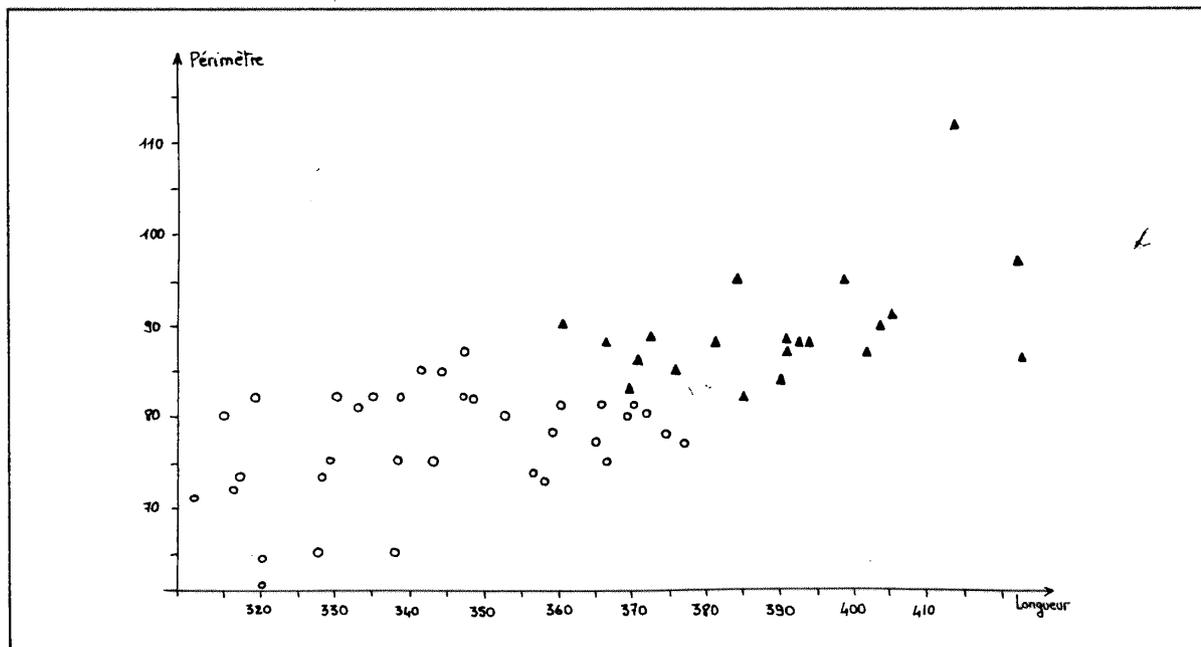


FIGURE 7 – Indice de robustesse des tibias de Lure
Les valeurs masculines sont représentées par un triangle, celles féminines par un cercle

Par contre, des représentations graphiques en deux dimensions (comme pour l'indice de robustesse, Fig. 7) montrent que les valeurs féminines sont régulièrement inférieures aux masculines comme le montrent les moyennes calculées (Tableau I). Le passage très progressif d'une zone à tendance féminine vers une zone à tendance masculine suggère que seules les valeurs indiciaires extrêmes peuvent être considérées comme critères de discrimination sexuelle pour l'échantillon de Lure.

4.5. Etude synthétique.

Le gisement de Lure est comparé à deux autres nécropoles médiévales : celle de Colchester située à 60 km au NE de Londres (R. Perrot, étude en cours) et celle de Brandes en Oisans dans l'Isère (mesures aimablement communiquées par Madame C. Olive du Centre de recherches géodynamiques de Thonon-les-Bains).

Nous comparons les moyennes des échantillons, d'abord le périmètre et la longueur maximale qui ont fourni les meilleures estimations du sexe des individus de Lure ; puis les indices cnémique et de robustesse traduisant bien la morphologie du tibia.

L'étude des paramètres 1 et 8 (Tabl. II et Fig. 8) suggèrent trois remarques :

a) Les valeurs masculines des trois gisements sont supérieures à celles féminines (exception faite pour l'indice cnémique).

On remarque que la répartition des valeurs des sexes ne correspond pas au schéma classique :

femmes : longueur max. inférieure à 320 mm

hommes : longueur max. supérieure à 380 mm.

Les moyennes des tibias féminins sont ici situées entre 320,5 et 338,8 mm. celles des tibias masculins sont comprises entre 340,3 et 383 mm.

b) Les données de la nécropole de Lure sont très dispersées, elles sont mieux regroupées à Colchester et le sont parfaitement à Brandes en Oisans. Ce même profil se retrouve sur le graphe des longueurs maximales (non représenté).

c) Les moyennes des hommes et femmes des trois gisements sont décalées : les plus fortes moyennes sont régulièrement celles de Lure, viennent ensuite Colchester ou Brandes selon les cas.

Les remarques b) et c) sont également valables pour les indices cnémique et de robustesse, cependant, les courbes enveloppes des histogrammes de fréquence de ces paramètres sont unimodales et ne permettent pas de distinction entre hommes et femmes. On note que les tibias des trois gisements sont eurycnématiques.

Essai d'interprétation :

La grande taille et la robustesse des individus de Lure suggèrent des affinités nordiques. La nécropole est située dans un carrefour géographique par lequel ont transité les populations médiévales. Ceci est vrai à un degré moindre pour le site de Colchester. Lure est au centre d'un véritable couloir d'invasion utilisé par les peuplades germaniques au cours des conquêtes et migrations.

Le mélange des nordiques avec les peuplades autoch-

TABLEAU II – Comparaison des mensurations des tibias en fonction du sexe et de la localisation géographique *

TIBIAS		Nombre	Minimum	Moyenne	Maximum	
Lure	Longueur maximale (1)	15	347	383	425	
	Périmètre minimum (8)	18	84	91,5	102	
	Indice cnémique (12)	28	56,63	77,5	88,11	
	Indice de robustesse (13)	13	21,32	24,6	28,18	
Colchester	—	1	59	259	340,32	395
	—	8	91	64	79,29	110
	—	12	102	53,33	71,45	109,5
	—	13	57	19,18	22,2	36,18
Brandes	—	1	38	318	351,9	379
	—	8	47	71	78,68	88
	—	12	46	60,5	74,78	93,1
	—	13	37	20,3	22,2	25,5
Lure	—	1	11	317	338,8	365
	—	8	14	64	76,7	85
	—	12	28	61,42	76,6	90,03
	—	13	12	19,78	22,4	25,8
Colchester	—	1	40	252	328,07	362
	—	8	39	61	69,4	83
	—	12	74	62,88	74,14	89,65
	—	13	38	19,42	21,4	23,28
Brandes	—	1	35	290	320,5	350
	—	8	40	65	69,98	76
	—	12	43	64,5	73,05	86,8
	—	13	34	20	21,83	24

* Les valeurs masculines correspondent à la moitié supérieure du tableau.

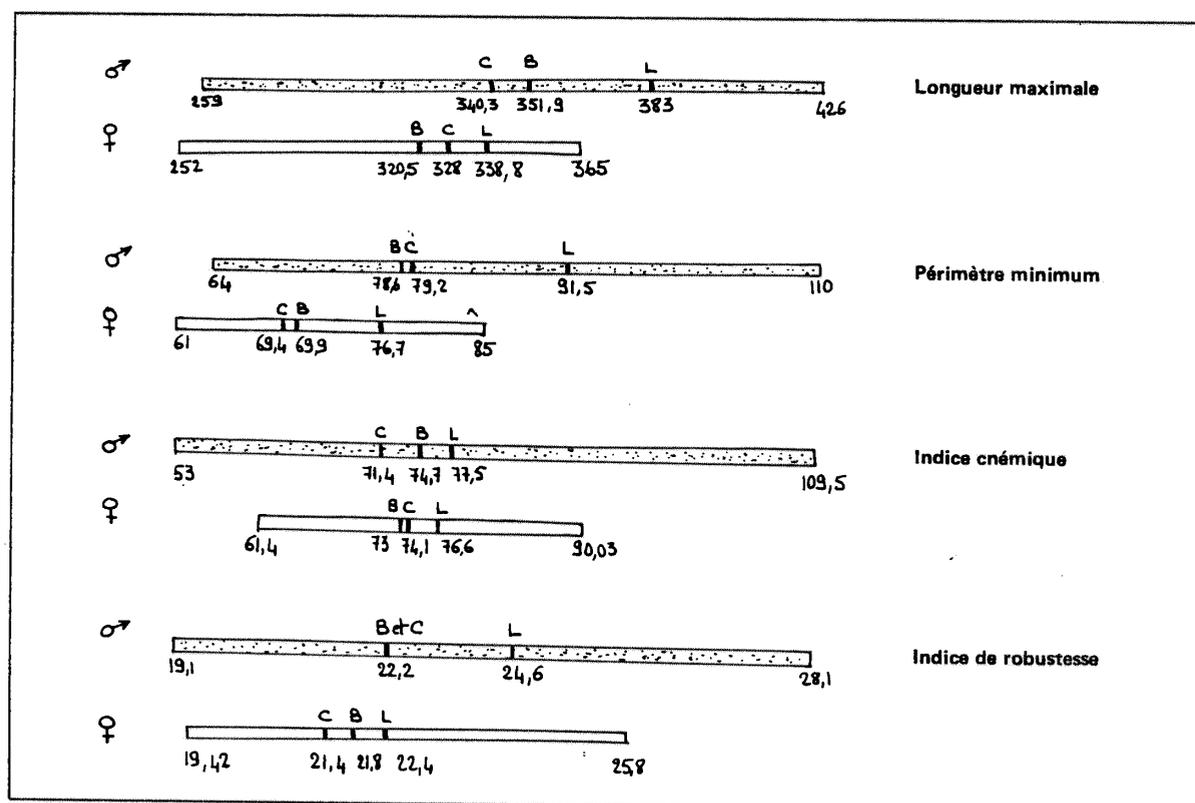


FIGURE 8 – Comparaison des moyennes pour les 3 sites retenus *

* C = Colchester ; B = Brandes ; L = Lure ; la moyenne pour chaque site correspond au trait vertical

tones pourrait expliquer partiellement la grande taille des sujets de Lure ainsi que la dispersion des valeurs sur les graphes (présence simultanée d'autochtones et d'allochtones).

Cette hypothèse semble être confirmée par l'étude de Brande en Oisans. Les archives du site précisent qu'il s'agit d'une population très endémique de type alpin (courbes très ramassées).

5 – CONCLUSION.

Cette étude présente un triple intérêt :

a) Sur le plan méthodologique :

La méthode statistique appliquée à l'échantillon des tibias de Lure a permis d'attirer l'attention sur des pièces vraisemblablement mal classées par la méthode

(1) M. Caillat, UER de Biologie Humaine, Lyon I, soutenance fin 1984.

(2) Fouille de sauvetage effectuée de 1978 à 1980 par A. Chambre, F. Forestier, J.L. Monnier, J.L. Odouze, A.M. Pétrequin et P. Pétrequin (Direction des Antiquités Historiques de FRanche-Comté). Nous remercions vivement les uns et les autres pour nous avoir confié l'étude anthropologique de leur matériel.

(3) La relation (a) résulte de la soustraction (1) - (2) = x pour chaque tibia de Lure. Le chiffre 5,5 mm correspond à la moyenne des valeurs x. Il en va de même pour les relations

anthropologique et d'affiner la discrimination sexuelle du tibia à l'aide des 11 paramètres choisis. Méthode statistique et anthropologique se complètent.

b) Sur le plan anthropologique :

Nous avons vu que le tibia pouvait traduire correctement le sexe d'un individu et que l'utilisation de deux paramètres bien choisis (périmètre et longueur) permet d'affiner la diagnose sexuelle de toutes les autres variables.

c) Sur les plans historique et ethnologique :

L'étude comparative des trois nécropoles complétée par les données fournies par les archives montrent que le tibia reflète assez bien les caractéristiques de la population considérée.

Le tibia est donc un os long qui apporte un réel complément d'information lors de toute étude anthropologique.

(b) où (2) - (3) = y et où $\sum y/ni = 10,7$ mm

(c) où (1) - (3) = z et où $\sum z/ni = 16,2$ mm.

(4) En ce qui concerne les techniques mathématiques, nous renvoyons le lecteur aux travaux suivants : Anderson, 1958 - Bryan, 1951 - Dunn et Varady, 1966 - Kendall, 1966 - Rao, 1952 - Romeder, 1973 - Rulon, 1951 - Tutsuska et Tiedman, 1954.

(5) A titre d'exemple, nous donnons (Fig. 6) celui de fréquence de l'indice cnémique. L'ensemble des valeurs mesurées (droites et gauches) est utilisé afin de rendre le graphe plus lisible.

REFERENCES

ANDERSON (T.W.), 1958 — Introduction to multivariate statistical analysis. New-York, Wiley. 374 p.

BARONE (R.), 1977 — Atlas d'anatomie humaine. Nomenclature anatomique française. Barone édit., Marcy l'Etoile, 4, 1, 310.

BRYAN (J.G.), 1951 — The generalized discriminant function. Harvard Educational Review. 21, 90 - 95.

DUNN (O.J.) et VARADY (P.D.), 1966 — Probabilities of correct classification in discriminant analysis. Biometrics, 22, 908-924.

KENDALL (M.G.), 1966 — The advanced theory of statistics, design and analysis. London. Griffin, 3 vol. 433, 676, 552 p.

LACHENBRUCH (P.A.) & MICKEY (M.R.), 1968 — Estimation of error rates in discriminant analysis. Technometrics, 10, 1-11.

MARTIN (R.), 1956 — Lehrbuch der anthropologie in systematischer darstellung mit Besonderer berüch sichtigung der anthropologischen methoden. Saller Karl Ed.

RAO (C.R.), 1952 — Advanced statistical methods in biometric research. New-York, Wiley, 390 p.

ROMEDER (J.M.), 1973 — Méthodes de discrimination. Paris, Dunod. 274 p.

RULON (P.J.), 1951 — Distinctions between discriminant and regression analysis and a geometrie interpretation of the discriminant function. Harvard Educational Review. 21, 80-90

TATSUOKA (M.M.) & TIEDMAN (D.V.), 1954 — Discriminant analysis. Review of Educational Research. American Educational Research Association. Washington D.C.