



HAL
open science

Étude ostéométrique de l'extrémité distale du métacarpe bovin : Mise en place d'une méthode de sexage statistique et application aux vestiges bovins du site antique de Rezé/Ratiatum (Loire-Atlantique, 80-100/110 apr. J.C.)

Louvaine Ferrand

► **To cite this version:**

Louvaine Ferrand. Étude ostéométrique de l'extrémité distale du métacarpe bovin : Mise en place d'une méthode de sexage statistique et application aux vestiges bovins du site antique de Rezé/Ratiatum (Loire-Atlantique, 80-100/110 apr. J.C.). Sciences du Vivant [q-bio]. 2023. <dumas-04269889>

HAL Id: dumas-04269889

<https://dumas.ccsd.cnrs.fr/dumas-04269889v1>

Submitted on 3 Nov 2023

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire HAL, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



HAL Authorization

ANNEE 2023 - Thèse n°38

**ETUDE OSTEOMETRIQUE DE L'EXTREMITE DISTALE DU
METACARPE BOVIN : MISE AU POINT D'UNE METHODE DE
SEXAGE STATISTIQUE ET APPLICATION AUX VESTIGES
BOVINS DU SITE ANTIQUE DE REZE/RATIATUM (LOIRE-
ATLANTIQUE, 80-100/110 APR. J.C.).**

THÈSE

pour l'obtention du diplôme d'État de

DOCTEUR VÉTÉRINAIRE

présentée et soutenue publiquement devant

l'UFR de Médecine de l'Université de Nantes

le 05 Septembre 2023

par

Louvaine Ferrand

Sous la direction de

Claude Guintard

Président du jury : Monsieur Antoine Hamel, Professeur en Anatomie à la Faculté de médecine de Nantes

Membres du jury : Monsieur Éric Betti, Maître de conférence en Anatomie comparée à Oniris Ecole Nationale Vétérinaire, Agroalimentaire et de l'Alimentation.

Monsieur Claude Guintard, Maître de conférence en Anatomie comparée à Oniris Ecole Nationale Vétérinaire, Agroalimentaire et de l'Alimentation.

Membres invités : Madame Aurélie Borvon, Archéozoologue.

ANNEE 2023 - Thèse n°38

**ETUDE OSTEOMETRIQUE DE L'EXTREMITE DISTALE DU
METACARPE BOVIN : MISE AU POINT D'UNE METHODE DE
SEXAGE STATISTIQUE ET APPLICATION AUX VESTIGES
BOVINS DU SITE ANTIQUE DE REZE/RATIATUM (LOIRE-
ATLANTIQUE, 80-100/110 APR. J.C.).**

THÈSE

pour l'obtention du diplôme d'État de

DOCTEUR VETERINAIRE

présentée et soutenue publiquement devant

l'UFR de Médecine de l'Université de Nantes

le 05 Septembre 2023

par

Louvaine Ferrand

Sous la direction de

Claude Guintard

Président du jury : Monsieur Antoine Hamel, Professeur en Anatomie à la Faculté de médecine de Nantes

Membres du jury : Monsieur Éric Betti, Maître de conférence en Anatomie comparée à Oniris Ecole Nationale Vétérinaire, Agroalimentaire et de l'Alimentation.

Monsieur Claude Guintard, Maître de conférence en Anatomie comparée à Oniris Ecole Nationale Vétérinaire, Agroalimentaire et de l'Alimentation.

Membres invités : Madame Aurélie Borvon, Archéozoologue.

Département BPSA Biologie, Pathologie et Sciences de l'Aliment		
Responsable : Emmanuel JAFFRES – Adjointe : Frédérique NGUYEN		
Nutrition et Endocrinologie		
Pharmacologie et Toxicologie	Jean-Claude DESFONTIS (Pr) Yassine MALLEM (Pr) Hervé POULIQUEN (Pr)	Antoine ROSTANG (MC) Meg-Anne MORICEAU (CERC) Martine KAMMERER (PR émérite)
Physiologie fonctionnelle, cellulaire et moléculaire	Jean-Marie BACH (Pr) Lionel MARTIGNAT (Pr) Julie HERVE (MC HDR) Grégoire MIGNOT (MC)	Solenn GAVAUD (CERC)
Histologie et anatomie pathologique	Marie-Anne COLLE (Pr) Jérôme ABADIE (MC)	Laetitia JAILLARDON (MC) Frédérique NGUYEN (MC)
Pathologie générale, microbiologie et immunologie		
Biochimie alimentaire industrielle	Carole PROST (Pr) Joëlle GRUA (MC)	Clément CATANEO (MC) Alix KHALIL (MC) Laurent LE THUAUT (MC)
Microbiotech	Hervé PREVOST (Pr) Géraldine BOUE (MC) Nabila HADDAD (MC) Emmanuel JAFFRES (MC)	Mathilde MOSSER (MC) Boris MISERY (MC) Raouf TAREB (MC) Quentin PRUVOST (CEC)
PACENV = VET1	Eléonore BOUGUYON (PRAG) Nicolas BROSSAUD (PRAG)	
Département SAESP Santé des Animaux d'Élevage et Santé Publique		
Responsable : Raphaël GUATTEO – Adjoint : Jean-Michel CAPPELIER		
Élevage, nutrition et santé des animaux domestiques	Nathalie BAREILLE (Pr) François BEAUDEAU (Pr) Christine FOURICHON (Pr) Lucile MARTIN (Pr)	Juan Manuel ARIZA CHACON (MC) Ségolène CALVEZ (MC HDR) Aurélien MADOUASSE (MC) Nora NAVARRO-GONZALES (MC)
Infectiologie	Alain CHAUVIN (Pr) François MEURENS (Pr) Emmanuelle MOREAU (Pr) Nathalie RUVOEN-CLOUET (Pr)	Albert AGOULON (MC) Suzanne BASTIAN (MC) Léa LOISEL (AERC) Kenny OBERLE (MC) Nadine RAVINET (MC)
Médecine des animaux d'élevage	Catherine BELLOC (Pr) Christophe CHARTIER (Pr) Raphaël GUATTEO (Pr) Anne RELUN (MC)	Sébastien ASSIE (MC) Isabelle BREYTON (MC) Mily LEBLANC MARIDOR (MC) Maud ROUAULT (AERC)
Hygiène et qualité des aliments	Jean-Michel CAPPELIER (Pr) Louis DELAUNAY (CERC) Bruno LE BIZEC (Pr) Marie-France PILET (Pr)	Fanny RENOIS-MEURENS (MC HDR) Sofia STRUBBIA (MC)

Département DSC Sciences cliniques		
Responsable : Catherine IBISCH – Adjoint : Marion FUSELLIER		
Anatomie comparée	Eric BETTI (MC) Claude GUINTARD (MC) Margarida RIBEIRO DA SILVA NEUNLIST (MC)	
Pathologie chirurgicale et anesthésiologie	Éric AGUADO (Pr) Olivier GAUTHIER (Pr) Éric GOYENVALLE (MC HDR)	Pierre MAITRE (MC) Caroline TESSIER (MC) Gwénola TOUZOT-JOURDE (MC) Claire DEFOURMSTRAUX (MC)
Dermatologie, parasitologie des carnivores et des équidés, mycologie	Jacques GUILLOT (Pr) Emmanuel BENSIGNOR (Pr Ass)	Sabrina VIEU (AERC)
Médecine interne, imagerie médicale et législation professionnelle vétérinaire	Anne COUROUCE (Pr) Jack-Yves DESCHAMPS (Pr) Françoise ROUX (Pr) Juan HERNANDEZ-RODRIGUEZ (Pr Ass) Nora BOUHSINA (MC)	Nicolas CHOUIN (MC) Amandine DRUT (MC) Marion FUSELLIER-TESSON (MC HDR) Catherine IBISCH (MC) Aurélia LEROUX (MC) Odile SENECAT (MC)
Biotechnologies et pathologie de la reproduction	Jean-François BRUYAS (Pr) François FIENI (Pr)	Djemil BENCHARIF (Pr) Lamia BRIAND (MC HDR)
Département GPA Génie des procédés alimentaires		
Responsable : Sébastien CURET-PLOQUIN – Adjointe : Vanessa JURY		
Lionel BOILLEREAUX (Pr) Sébastien CURET-PLOQUIN (Pr) Marie DE LAMBALLERIE (Pr) Francine FAYOLLE (Pr) Michel HAVET (Pr)	Alain LEBAIL (Pr) Olivier ROUAUD (Pr) Kévin CROUVISIER-URION (MC) Vanessa JURY (MC HDR) Emilie KORBEL (MC)	Jean-Yves MONTEAU (MC HDR) Eve-Anne NORWOOD (MC) Raphaël PORYLES (MC) Laurence POTTIER (MC) Cyril TOUBLANC (MC)
PAC-ING	Cyril Gaillard (PCEA)	
Département MSC Management, statistiques et communication		
Responsable : Samira ROUSSELIERE – Adjointe : Véronique CARIOU		
Mathématiques, statistiques, informatique	El Mostafa QANNARI (Pr émérite) Chantal THORIN (Pr Ag) Evelyne VIGNEAU (Pr)	Véronique CARIOU (Pr) Benjamin MAHIEU (MC) Michel SEMENOU (MC)
Economie, gestion, législation	Jean-Marc FERRANDI (Pr) Pascal BARILLOT (MC) Ibrahima BARRY (MC) Florence BEAUGRAND (MC)	Sibylle DUCHAINE (MC) Sonia MAHJOUB (MC) Samira ROUSSELIERE (MC) Christophe PAPINEAU (Ens. Cont.)
Langues et communication	Marc BRIDOU (PLPA) David GUYLER (Ens. Cont.) Nathalie GOODENOUGH (PCEA) Patricia JOSSE (Ens. Cont.)	Shaun MEEHAN (Ens. Cont.) Linda MORRIS (PCEA) Ian NICHOLSON (ENS. Cont.)

Pr Ag : Professeur Agrégé, Pr : Professeur, MC : Maître de Conférence, MCC : MC contractuel,

PLPA : Professeur Lycée Professionnel Agricole, PCEA : Professeur Certifié Enseignement Agricole,

HDR : Habilité à Diriger des Recherches, CERC : Chargé d'Enseignement et de Recherche Contractuel, Ens. Cont. : Enseignant Contractuel

La reproduction d'extraits de cette thèse est autorisée avec mention de la source. Toute reproduction partielle doit être fidèle au texte utilisé. Cette thèse devra donc être citée en incluant les éléments bibliographiques suivants :

- Prénom et nom de l'auteur : Louvaine Ferrand
- Année de soutenance : 2023
- Titre de la thèse : Etude ostéométrique de l'extrémité distale du métacarpe bovin : mise au point d'une méthode de sexage statistique et application aux vestiges bovins du site antique de Reze/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, 80-100/110 apr. J.C.).
- Intitulé du diplôme : Thèse de doctorat vétérinaire
- Université de soutenance : Faculté de Médecine de Nantes.
- Ecole de soutenance : Oniris : Ecole Nationale Vétérinaire, Agroalimentaire et de L'alimentation Nantes Atlantique
- Nombre de pages : 184

REMERCIEMENTS

A Monsieur Antoine Hamel, Professeur à la faculté de médecine de Nantes, pour m'avoir fait l'honneur de présider le jury de cette thèse. Hommages respectueux.

A Monsieur Eric Betti, Maître de conférence à Oniris, pour m'avoir fait l'honneur de participer au jury de cette thèse. Sincères remerciements.

A Monsieur Claude Guintard, Maître de conférence à Oniris, pour m'avoir fait découvrir l'ostéométrie en me proposant ce sujet et m'avoir encadrée tout le long de ce travail. Sincères remerciements.

A Madame Aurélia Borvon, pour m'avoir accompagnée, guidée et encouragée, pour ses corrections, parfois touffues et sa bonne humeur. Sincères remerciements.

A Madame Chantal Thorin, pour m'avoir aiguillée parmi les tests statistiques, pour sa disponibilité et sa gentillesse. Sincères remerciements.

Merci également ...

A l'équipe du service d'anatomie d'Oniris, pour sa gentillesse et sa patience. A Catherine et Mailys pour leur disponibilité et leur aide, de près ou de loin, à ce travail.

A Manu Comté, pour la compagnie loquace lors des longues sessions de mesures au pied à coulisse.

A Quentin et Sophie, pour leur participation à ce projet.

TABLE DES MATIERES

TABLE DES ILLUSTRATIONS	12
TABLEAUX	15
TABLE DES ANNEXES	18
ABREVIATIONS	21
INTRODUCTION	22
PARTIE I : contexte de l'étude	23
I. L'histoire des bovins depuis le Pléistocène.....	23
A. Préhistoire	23
B. De l'Antiquité à l'histoire moderne: l'impact de l'Homme partiellement connu	24
C. Histoire contemporaine et dynamiques récentes des races.....	25
II. La notion de race.....	26
III. L'archéozoologie : définition et enjeux.....	26
IV. L'ostéométrie du métapode bovin.....	28
A. Anatomie du métapode bovin.....	28
B. Définition et intérêts de l'ostéométrie	28
C. Enjeux particuliers portés par le sexage.....	29
D. Place spécifique occupée par le métapode	30
E. Etudes ostéométriques antérieures traitant du métapode bovin.....	31
1. Résultats concernant le métapode entier	31
2. Dimorphisme sexuel de l'extrémité distale du métapode.....	33
3. Méthodes de généralisation des résultats.....	35
F. Autres méthodes de sexages disponibles dans la littérature.....	37
V. Le site archéologique de Rezé/ <i>Ratiatum</i>	38
VI. Conclusion.....	40
PARTIE II : partie expérimentale	41
I. Objectifs de la partie expérimentale	41
II. Etude ostéométrique de l'extrémité distale des métacarpes de la race bovine de l'île Amsterdam.....	41
A. Matériel et méthode.....	41
1. Présentation de l'île Amsterdam.....	41
2. Description de l'échantillon utilisé	43
3. Mesures réalisées : choix des mesures et protocoles de mesure	43
3.1. Définition des mesures réalisées	43
3.2. Choix des mesures et faisabilité	45
3.3. Protocole de réalisation des mesures.....	46

3.3.1. Mesures de taille.....	47
3.3.2. Mesures de surface.....	47
3.4. Variabilité des mesures	48
3.4.1. Fidélité et répétabilité.....	49
3.4.2. Précision et sources d'incertitude.....	49
3.5. Calcul des rapports.....	49
3.6. Mesures envisagées mais non abouties	50
4. Analyses statistiques.....	50
4.1. Mesures brutes.....	51
4.1.1. Analyse descriptive	51
4.1.2. Analyse bivariée : étude de l'indépendance des variables vis-à-vis du sexe.....	52
4.1.3. Etude multivariée.....	53
4.1.4. Evaluation de la capacité à sexer.....	54
4.2. Etude des rapports	55
4.2.1. Indépendance des rapports vis-à-vis du sexe	55
4.2.2. Etude descriptive des rapports sélectionnés, analyse bivariée et multivariée	56
4.2.3. Evaluation de la capacité à sexer.....	56
B. Résultats	58
1. Variables dites "simples"	58
1.1. Analyse descriptive.....	59
1.2. Statistique bivariée : dépendance vis-à-vis du sexe.....	62
1.3. Evaluation de l'efficacité des variables pour le sexage	64
1.4. Analyse multivariée.....	66
1.4.1. Corrélations de Pearson.....	66
1.4.2. Analyse en composantes principales (ACP).....	66
1.4.3. Analyse discriminante linéaire (LDA)	68
1.5. Proposition d'un protocole de sexage par indices et évaluation du résultat.....	69
2. Rapports.....	73
2.1. Statistique bivariée : dépendance vis-à-vis du sexe.....	73
2.2. Analyse descriptive.....	75
2.3. Evaluation de l'efficacité des rapports pour le sexage	79
2.4. Analyse multivariée.....	80
2.4.1. Corrélations de Pearson.....	80
2.4.2. Analyse en composantes principales	81
2.5. Création d'un modèle discriminant par PLS-DA.....	83
2.6. Proposition d'un protocole de sexage par indices et évaluation du résultat.....	84
C. Conclusion et discussion	86

1.	Conclusion des résultats et liens avec les études antérieures.....	86
1.1.	Sexage à partir de l'extrémité distale du métacarpe.....	86
1.2.	Forme de l'extrémité distale	86
1.3.	Compartiment médial versus latéral.....	87
1.4.	Surfaces articulaires.....	88
1.5.	Variabilité	88
2.	Validité des résultats	89
2.1.	Choix de l'échantillon.....	89
2.2.	Puissance statistique.....	89
2.3.	Choix des mesures.....	90
3.	Implications et suites du travail.....	91
III.	Etude de la capacité de généralisation des résultats précédents	92
A.	Matériel et méthode.....	92
1.	Description des échantillons utilisés.....	92
1.1.	Echantillon "Charolais" : race charolaise.....	92
1.2.	Echantillon "Espagne" : race Taureau de Combat Espagnol.....	92
1.3.	Echantillon "Andone" : population médiévale du site d'Andone (Charente-Maritime).....	93
2.	Mesures réalisées.....	93
3.	Analyse statistique.....	94
3.1.	Analyse descriptive	94
3.2.	Analyse bivariée.....	94
3.3.	Evaluation de l'efficacité du sexage	94
3.3.1.	Sexage par une méthode propre à la population - variables simples.....	94
3.3.2.	Sexage par une méthode propre à la population - rapports	95
3.3.3.	Sexage par inférence.....	95
B.	Résultats	97
1.	Résultats concernant les variables dites "simples"	97
1.1.	Analyses descriptive et bivariée	97
1.2.	Efficacité du sexage	103
2.	Résultats concernant les rapports de variables	109
2.1.	Analyses descriptive et bivariée	109
2.2.	Tentatives de sexage.....	120
C.	Discussion et conclusion	121
1.	Biais d'échantillonnage.....	121
2.	Concernant les variables "simples".....	122
3.	Concernant les rapports de mesures	123
4.	Conclusion.....	123

IV.	Cas du port antique de Rezé/ <i>Ratiatum</i> (Loire-Atlantique)	124
A.	Matériel et méthode	124
1.	Description du matériel osseux	124
2.	Mesures réalisées	125
3.	Analyses statistiques	127
3.1.	Statistiques descriptives	127
3.2.	Sexage de la population	127
B.	Résultats	129
1.	Analyse descriptive	129
2.	Sexage	134
2.1.	Extrémités distales des métacarpes	134
2.2.	Métacarpes entiers	135
C.	Conclusion et discussion	136
1.	Niveau de confiance accordé au sexage à partir de l'extrémité distale du métacarpe	136
2.	Sexage des métacarpes entiers	136
3.	Cas des bœufs	137
4.	Conclusion	137
	CONCLUSION GENERALE	138
	BIBLIOGRAPHIE	139
	ANNEXES	144

TABLE DES ILLUSTRATIONS

Figure 1: Schéma simplifié des dynamiques de l'évolution de l'espèce bovine, du pléistocène à l'époque contemporaine	24
Figure 2: Anatomie du métacarpe bovin, ou os canon	28
Figure 3: Principales mesures classiquement réalisées lors de l'étude des métapodes entiers.	32
Figure 4: Séparation des taureaux, vaches et bœufs dans la race Charolaise à partir de d/GL et de GL	32
Figure 5: Distribution des sous-populations de la race Charolaise. ACP portant sur 14 variables et 356 individus, un métatarse et un métacarpe par bovin	34
Figure 6: Place de la race Amsterdam et des populations anciennes par rapport aux races sélectionnées. ACP, 496 métacarpes gauches, 7 paramètres par os.....	36
Figure 7: Distribution des mâles et des femelles dans une population théorique et définition des bornes de sexage du métacarpe de bovin	37
Figure 8: Localisation de l'agglomération antique de Rezé/ <i>Ratiatum</i> dans l'estuaire de la Loire.	39
Figure 9: Aménagements des berges (zone 4) du quartier Saint-Lupien à Rezé (Loire-Atlantique) et localisation des secteurs ayant livré des vestiges fauniques.....	39
Figure 10: Extrémités proximale et distale de métapodes du site antique de Rezé/ <i>Ratiatum</i> (Loire-Atlantique, 80-100/110 apr. J.-C.).....	40
Figure 11: Carte de l'île Amsterdam et informations générales sur les bovins qui la peuplaient.....	42
Figure 12: Mesures réalisées sur les extrémités distales des métacarpes.....	45
Figure 13 : Vestiges bovins du site de Rezé/ <i>Ratiatum</i> (Loire-Atlantique, 80-100/110 apr. J.-C.), degrés d'usure variables et présence de matériel dans l'incisure interarticulaire distale.....	46
Figure 14: Dispositif de prise de vue (A) et exemple de photographie obtenue (B) avec le métacarpe 12D de l'échantillon Andone	48
Figure 15 : Traitement des images pour obtenir les mesures projetées des surfaces articulaires (Sd, SdM et SdL)	48
Figure 16: Définition des indices de dimorphisme sexuel (DS) et de recouvrement (B) d'une population composée de deux groupes	54
Figure 17: Distribution des mâles et des femelles dans une population théorique et définition des bornes de sexage.....	55

Figure 18: Graphe de dispersion des mesures des mâles et des femelles pour Bd, WCL, DEL et SdL dans l'échantillon Amsterdam	60
Figure 19: Distribution des mesures des mâles et des femelles pour Bd, DCL et SdM dans l'échantillon Amsterdam	63
Figure 20: Corrélations entre les 12 mesures étudiées dans l'échantillon Amsterdam : matrice des coefficients de corrélation de Pearson	66
Figure 21: Graphe des individus (A.) et des variables (B.) de l'ACP portant sur les métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam.....	67
Figure 22: Graphe des individus de l'ACP portant sur les métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam, après exclusion des mesures de surface articulaires.....	68
Figure 23: Analyse discriminante linéaire de l'échantillon Amsterdam	68
Figure 24: Interprétation du sexage des métacarpes bovins par la méthode statistique (dite "des indices") portant conjointement sur 9 (protocole A), 6 (protocole B) et 3 (protocole C) paramètres de l'extrémité distale	71
Figure 25: Rapports de mesures présentant une différence significative de moyenne entre mâles et femelles dans l'échantillon Amsterdam	73
Figure 26: Matrice des corrélations entre les 37 rapports de mesures de l'extrémité distale du métacarpe. Représentation par cercles des coefficients de corrélation de Pearson pour l'échantillon Amsterdam.....	81
Figure 27: Graphe des individus (A.) et des variables (B.) de l'ACP portant sur 37 rapports de mesures de l'extrémité distale des métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam	82
Figure 28: PLS-DA portant sur 37 rapports de mesures de l'extrémité distale des métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam.....	83
Figure 29: Interprétation du sexage des métacarpes bovins par la méthode statistique (dite "des indices") portant conjointement sur 7 rapports de mesures de l'extrémité distale (D2, D3, D5, D13, D14, D21 et D22)	84
Figure 30: Illustration de la perte de surface associée à la projection d'une sphère ou d'un cylindre.	91
Figure 31: Diversité de forme et de taille des métacarpes de quatre morphotypes différents : échantillons Charolais ; Amsterdam; Espagne et Andone	96
Figure 32 : Coefficients de corrélation empirique η^2 entre le sexe et chaque variable pour les quatre échantillons étudiés.....	101
Figure 33 : Indice de dimorphisme sexuel (DS) des différents échantillons pour chaque paramètre mesuré	102

Figure 34 : Rapport dimorphisme sexuel/recouvrement (DS/B) des différents échantillons pour chaque paramètre mesuré	103
Figure 35 : Variabilité maximale (Vm) des différents échantillons pour chaque paramètre	103
Figure 36 : Cartes des rapports dont la différence entre mâles et femelles est significative au seuil de 95% pour les échantillons Amsterdam, Andone, Charolais et Espagne.....	110
Figure 37 : Mesures réalisées sur les métacarpes du site de Rezé/ <i>Ratiatum</i>	126
Figure 38 : Protocole de sexage par indices basé sur 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe bovin	128
Figure 39 : Distribution des métacarpes bovins du site de Rezé/ <i>Ratiatum</i> pour 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe.....	130
Figure 40 : Métacarpes bovins du site de Rezé/ <i>Ratiatum</i> (Loire-Atlantique, 80 - 100/110 apr. J.C.) : individus extrêmes comparés à un individu moyen	131
Figure 41 : Distribution des variables WCM et Dd dans la population bovine du site de Rezé/ <i>Ratiatum</i>	132
Figure 42 : Graphe des individus (A.) et des variables (B.) de l'ACP portant sur les métacarpes bovins du site de Rezé/ <i>Ratiatum</i>	134

TABLEAUX

Tableau I: Dénomination et définition des mesures réalisées sur les extrémités distales des métacarpes.....	44
Tableau II: Statistiques descriptives des 12 mesures de l'extrémité distale du métacarpe dans l'échantillon Amsterdam.....	58
Tableau III: Variabilité maximale des paramètres mesurés sur l'échantillon Amsterdam	61
Tableau IV: Corrélation empirique (η^2) entre le sexe et les différents paramètres mesurés sur l'échantillon Amsterdam.....	64
Tableau V: Indices de dimorphisme sexuel (DS) et de recouvrement (B) des différents paramètres ostéométriques dans l'échantillon Amsterdam	65
Tableau VI: Efficacité du sexage des métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam par la méthode statistique (dite "des indices") portant individuellement sur chaque paramètre	69
Tableau VII : Efficacité du sexage des métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam par la méthode statistique (dite "des indices") portant conjointement sur 9 (protocole A), 6 (protocole B) et 3 (protocole C) paramètres de l'extrémité distale.	72
Tableau VIII: Définition et interprétation des 37 rapports présentant une différence significative de moyenne entre mâles et femelles dans l'échantillon Amsterdam	74
Tableau IX : Corrélation empirique entre le sexe et les rapports D1 à D37 dans l'échantillon Amsterdam.....	76
Tableau X: Statistiques descriptives des 37 rapports de mesures de l'extrémité distale du métacarpe dans l'échantillon Amsterdam	77
Tableau XI: Indices de dimorphisme sexuel (DS) et de recouvrement (B) des différents rapports de mesures de l'extrémité distale du métacarpe dans l'échantillon Amsterdam.....	79
Tableau XII: Efficacité du sexage des métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam) par la méthode statistique (dite "des indices") portant conjointement sur 7 rapports de mesures de l'extrémité distale (protocole D)	85
Tableau XIII: Puissance et risques statistiques de première et seconde espèce.....	89
Tableau XIV: Identification, sexe et latéralisation des os constituant l'échantillon Charolais.	92
Tableau XV: Références des os constituant l'échantillon Espagne.....	92
Tableau XVI: Echantillon Andone et résultats du sexage par Guintard et Borvon (2009) sur 4 paramètres	93

Tableau XVII : Statistiques descriptives des 12 mesures de l'extrémité distale du métacarpe dans l'échantillon Andone.....	98
Tableau XVIII : Statistiques descriptives des 12 mesures de l'extrémité distale du métacarpe dans l'échantillon Charolais	99
Tableau XIX : Statistiques descriptives des 12 mesures de l'extrémité distale du métacarpe dans l'échantillon Espagne	100
Tableau XX : Résultats du sexage des individus de l'échantillon Andone d'après chacune des 12 mesures réalisées sur l'extrémité distale du métacarpe.....	105
Tableau XXI : Résultats du sexage des individus de l'échantillon Charolais d'après chacune des 12 mesures réalisées sur l'extrémité distale du métacarpe.....	105
Tableau XXII : Résultats du sexage des individus de l'échantillon Espagne d'après chacune des 12 mesures réalisées sur l'extrémité distale du métacarpe.....	106
Tableau XXIII : Résultats du sexage des individus des différents échantillons par le protocole A sans prise de risque, basé sur 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe.....	106
Tableau XXIV : Résultats du sexage des individus des différents échantillons par le protocole A, basé sur 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe.	107
Tableau XXV : Résultats du sexage des individus des différents échantillons par le protocole B sans prise de risque, basé sur 6 mesures de l'extrémité distale du métacarpe.....	107
Tableau XXVI : Résultats du sexage des individus des différents échantillons par le protocole B, basé sur 6 mesures de l'extrémité distale du métacarpe	108
Tableau XXVII : Résultats du sexage des individus des différents échantillons par le protocole C, basé sur 7 mesures de l'extrémité distale du métacarpe	108
Tableau XXVIII : Définition et interprétation des « nouveaux » rapports dont la différence mâles-femelles est significative au seuil de 95% dans les échantillons Andone et Espagne.....	111
Tableau XXIX : Statistiques descriptives des rapports de mesures distales du métacarpe dont la différence mâles-femelles est significative au seuil de 95% dans l'échantillon Andone.....	113
Tableau XXX : Coefficients de corrélation empirique η^2 entre le sexe et chaque rapport dont la différence mâles-femelles est significative au seuil de 95% dans l'échantillon Andone.....	115
Tableau XXXI : Indice de dimorphisme sexuel (DS), indice de recouvrement (B) et valeur absolue de leur rapports ($ DS/B $) pour chaque rapport dont la différence mâles-femelles est significative au seuil de 95% dans l'échantillon Andone.....	115
Tableau XXXII : Statistiques descriptives des rapports de mesures distales du métacarpe dont la différence mâles-femelles est significative au seuil de 95% dans l'échantillon Charolais.....	117

Tableau XXXIII : Indice de dimorphisme sexuel (DS), indice de recouvrement (B) et valeur absolue de leur rapports (DS/B) pour chaque paramètre dont la différence mâles-femelles est significative au seuil de 95% dans l'échantillon Charolais	118
Tableau XXXIV : Statistiques descriptives des rapports de mesures distales du métacarpe dont la différence mâles-femelles est significative au seuil de 95% dans l'échantillon Espagne.....	119
Tableau XXXV : Coefficients de corrélation empirique η^2 entre le sexe et chaque paramètre dont la différence mâles-femelles est significative au seuil de 95% dans l'échantillon Espagne.....	119
Tableau XXXVI : Indice de dimorphisme sexuel (DS), indice de recouvrement (B) et valeur absolue de leur rapports (DS/B) pour chaque paramètre dont la différence mâles-femelles est significative au seuil de 95% dans l'échantillon Espagne.	120
Tableau XXXVII : Application du modèle de sexage par PLS-DA établi sur Amsterdam aux autres échantillons.....	121
Tableau XXXVIII : Métacarpes bovins de la zone 4 du site de Rezé/ <i>Ratiatum</i> (Loire-Atlantique, 80 - 100/110 apr. J.C.) 119 fragments distaux et 6 métacarpes entiers.	125
Tableau XXXIX : Variabilité maximale de la population bovine de Rezé/ <i>Ratiatum</i> pour Bd et WCM, avant et après retrait de deux individus extrêmes.....	131
Tableau XL : Statistiques descriptives des 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe dans la population bovine de Rezé/ <i>Ratiatum</i>	133
Tableau XLI : Résultats du sexage de la population bovine du site de Rezé/ <i>Ratiatum</i> par le protocole basé sur l'extrémité distale du métacarpe (figure 24).....	134
Tableau XLII : Sexage des métacarpes entiers du site de Rezé/ <i>Ratiatum</i>	135

TABLE DES ANNEXES

Annexe 1: Mesures des extrémités distales des métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam ...	144
Annexe 2: Intervalles de confiance à 95% des moyennes des 12 paramètres dans la population bovine de l'île Amsterdam	146
Annexe 3: Normalité de distribution des 12 paramètres mesurés dans l'échantillon Amsterdam .	146
Annexe 4: Différence significative entre les moyennes des mâles et des femelles pour les 12 paramètres mesurés dans l'échantillon Amsterdam	147
Annexe 5: Comparaison des variances des mâles et des femelles pour les 12 paramètres mesurés dans l'échantillon Amsterdam	147
Annexe 6: Puissance des tests de Student et Welsh	148
Annexe 7: Analyse en composantes principales (ACP) portant sur les métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam - 12 mesures de l'extrémité distale	148
Annexe 8: Analyse en composantes principales (ACP) portant sur les métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam, sans utilisation des mesures de surface articulaire - 9 mesures de l'extrémité distale	149
Annexe 9: Bornes et indices de sexages utilisés pour sexer les individus de l'échantillon Amsterdam via la méthode des indices	150
Annexe 10: Résultat du sexage des individus de l'échantillon Amsterdam par la méthode des indices a) pour chacune des 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe ; b) par interprétation conjointe.	150
Annexe 11: Variabilité maximale des 37 rapports de mesures dans l'échantillon Amsterdam.	154
Annexe 12: Analyse en composantes principales (ACP) portant sur les 37 rapports de mesures des métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam	155
Annexe 13: Sexage des individus de l'échantillon Amsterdam par la méthode des indices pour chacun des 7 rapports de mesures sélectionnés et par interprétation conjointe	157
Annexe 14: Mesures des extrémités distales des métacarpes bovins des échantillons a) Andone, b) Charolais et c) Espagne	158
Annexe 15: Comparaison des médianes des mâles et des femelles pour les 12 paramètres mesurés dans les échantillons Andone, Charolais et Espagne.	160
Annexe 16: Comparaison des variances des mâles et des femelles pour les 12 paramètres mesurés dans les échantillons Andone, Charolais et Espagne	161

Annexe 17: Normalité de distribution des 12 paramètres mesurés dans les échantillons Andone, Charolais et Espagne	161
Annexe 18: Corrélation empirique entre le sexe et les différents paramètres mesurés sur l'échantillon Charolais.....	162
Annexe 19: Corrélation empirique entre le sexe et les différents paramètres mesurés sur l'échantillon Andone	162
Annexe 20: Corrélation empirique entre le sexe et les différents paramètres mesurés sur l'échantillon Espagne.....	162
Annexe 21: Indices de dimorphisme sexuel (DS) et de recouvrement (B) des différents paramètres ostéométriques dans les échantillons Andone, Charolais et Espagne	163
Annexe 22: Variabilité maximale des paramètres mesurés sur les échantillons Andone (5 mâles et 5 femelles), Charolais (10 mâles et 7 femelles) et Espagne (2 mâles et 9 femelles).....	163
Annexe 23: Indices de sexages utilisés pour sexer les individus des échantillons Andone, Charolais et Espagne via la méthode des indices	164
Annexe 24: Sexage des individus de l'échantillon Andone par la méthode des indices, pour chacune des 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe et par interprétation conjointe.....	164
Annexe 25: Sexage des individus de l'échantillon Charolais par la méthode des indices, pour chacune des 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe et par interprétation conjointe	165
Annexe 26: Sexage des individus de l'échantillon Espagne par la méthode des indices, pour chacune des 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe et par interprétation conjointe.....	166
Annexe 27: Résultat du sexage des individus de l'échantillon Andone par inférence pour chacune des 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe.....	167
Annexe 28: Résultat du sexage des individus de l'échantillon Charolais par inférence pour chacune des 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe	168
Annexe 29: Résultat du sexage des individus de l'échantillon Espagne par inférence pour chacune des 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe.....	169
Annexe 30: Coefficients de corrélation empirique η^2 entre le sexe et chaque rapport significatif au seuil de 95% dans l'échantillon Charolais	169
Annexe 31: Taux d'erreur du sexage par PLS-DA sur l'échantillon Charolais pour chacune des 7 itérations.....	170
Annexe 32: Métacarpes bovins du site de Rezé/ <i>Ratiatum</i> écartés en raison de leur usure ou de leur latéralisation.....	170
Annexe 33: Mesures des extrémités distales des métacarpes bovins du site de Rezé/ <i>Ratiatum</i>	171

Annexe 34: Histogrammes et courbe de densité des métacarpes bovins du site de Rezé/ <i>Ratiatum</i> pour 5 mesures de l'extrémité distale.....	177
Annexe 35: Métacarpe 44092-20G du site de Rezé/ <i>Ratiatum</i>	178
Annexe 36: Résultat du sexage des métacarpes bovins du site de Rezé/ <i>Ratiatum</i> par la méthode des indices pour chacune des mesures de l'extrémité distale et par interprétation conjointe selon le protocole A.....	179
Annexe 37: Grande longueur (GL), largeur minimale de diaphyse (SD) et indice de gracilité SD/GL des métacarpes entiers du site de Rezé/ <i>Ratiatum</i>	184
Annexe 38 : Grande longueur et largeur minimale de la diaphyse des métacarpes du site de Aries, Augéry-de-Corrèges.....	184

ABREVIATIONS

α : risque de première espèce

β : risque de seconde espèce

η^2 : coefficient de corrélation empirique, aussi appelé R^2

σ : écart-type

3D : 3 dimensions

ACP : analyse en composantes principales

ADN : Acide désoxyribonucléique

apr. J.C. : après Jésus Christ

B : indice de recouvrement, défini figure 16

CV : coefficient de variation

D : droite

DS : indice de dimorphisme sexuel, défini figure 16

F : femelle

G : gauche

GL : grande longueur du métacarpe

GMM : *Geometric Morphometric Measurement*

H0 : hypothèse nulle (ou initiale) d'un test statistique

i : indice de sexage utilisé par la méthode dite « des indices », cf. figure 17

i1 et i2 : bornes de sexage utilisées par la méthode dite « des indices », cf. figure 17

IQR : Interquartile Range, écart interquartile

LDA : *Linear Discriminant Analysis*, analyse discriminante linéaire

LMM : *Linear Morphometric Measurement*

m : moyenne

M : mâle

max : maximum

min : minimum

mg : milligramme

n : effectif

p-value : valeur p d'un test statistique

PCR : *polymerase chain reaction*, réaction de polymérisation en chaîne

PLS-DA : *Partial Least Squares – Discriminant Analysis*, analyse discriminante par la méthode des moindres carrés

s.d. : sans date

SD : largeur minimale de la diaphyse du métacarpe

TAAF : Terres Australes et Antarctiques Françaises

US : unité stratigraphique

Vm : variabilité maximale

Bd, Dd, WCL, WCM, DCM, DCL, DEM, DEL, BCR, Sd, SdIV et SdIII : Les différentes mesures réalisées sur les os sont définies dans le tableau I (p44).

De même, les **rapports de mesures désignés sous la forme Dn, An et En** (avec *n* un chiffre) sont définis dans les tableaux VIII (p74) et XXVIII (p111).

INTRODUCTION

L'histoire des animaux domestiques, en particulier des bovins, n'est que partiellement connue aujourd'hui. Depuis leur domestication dans le croissant fertile jusqu'au développement des races actuelles, leur évolution est étroitement intriquée à l'histoire de l'Homme. En conséquence, les caractéristiques des populations animales anciennes (répartition des sexes, taille, poids, etc.) constituent des indicateurs de l'organisation économique, sociale et agraire d'une société.

La relation entre l'humain, l'animal et l'environnement est au cœur de l'archéozoologie, étude des vestiges animaux. La mesure des os (ostéométrie) occupe une place importante dans cette discipline. En effet, les vestiges osseux fournissent de nombreuses informations concernant les populations bovines anciennes.

Dans ce cadre, le métapode bovin a souvent été étudié. Il est fréquemment retrouvé sur les chantiers de fouilles. Ses dimensions sont corrélées à la hauteur au garrot et à la corpulence des animaux. Puisqu'il est placé très distalement sur le membre, il supporte quasiment tout le poids de l'animal. Chez les bovins, il porte donc un certain dimorphisme sexuel. Il est ainsi possible de séparer les mâles et les femelles de populations actuelles ou anciennes à partir des indices de gracilité du métacarpe. De même, les mâles castrés peuvent être identifiés à partir de la grande longueur de l'os (Guintard 1998b).

Ces paramètres (gracilité et grande longueur) nécessitent cependant de disposer d'os entiers. Or, des métapodes sont régulièrement retrouvés fragmentés sur les sites archéologiques. Dans le port romain de Rezé/*Ratiatum*, en Loire-Atlantique, de nombreux métapodes bovins datés de 80 à 100/110 apr. J.C. ont été mis au jour (Borvon 2020). Presque tous ont été sciés, en lien avec l'activité artisanale du quartier : Il ne subsiste que les extrémités des os.

Bien qu'il y ait des résultats encourageants concernant la capacité à sexer les bovins à partir de l'extrémité du métacarpe, aucune méthodologie n'existe dans la littérature. De même, les surfaces articulaires n'ont, à notre connaissance, jamais été intégrées aux études ostéométriques du métapode bovin.

Le travail de thèse présenté ici vise donc à enrichir les connaissances concernant le dimorphisme sexuel de l'extrémité distale du métacarpe et à établir une méthodologie applicable aux populations archéologiques.

Une première partie de synthèse bibliographique nous permettra d'établir le contexte de ce travail, en abordant l'histoire des bovins depuis le Pléistocène et les enjeux portés par l'archéozoologie. Puis nous détaillerons l'ostéométrie du métapode bovin et en particulier les données concernant le dimorphisme sexuel de l'os. Enfin, nous présenterons succinctement le site archéologique de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique).

L'étude expérimentale, qui constitue la seconde partie de ce manuscrit, s'intéresse au dimorphisme sexuel de l'extrémité distale du métacarpe bovin. L'objectif de cette étude est d'établir une méthodologie de sexage exclusivement basée sur l'extrémité distale du métacarpe à partir d'une population connue : les bovins de l'île Amsterdam. Dans un second temps, nous envisagerons l'application de cette méthode à d'autres populations ayant déjà été étudiées puis à celle du port antique de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique).

PARTIE 1 : Contexte de l'étude

I. L'histoire des bovins depuis le Pléistocène

A. Préhistoire

Le terme "bovin" regroupe les espèces *Bos taurus* (la vache), *Bos indicus* (le zébu) mais aussi *Bos grunniens* (le yak), *Bos frontalis* (le gayal) et *Bos javanicus* (le banteng). L'Aurochs (*Bos primigenius* B.), qui serait apparu au Pléistocène, a donné naissance à *Bos p. primigenius*, à l'origine des bovins taurins, et *Bos p. namadicus*, à l'origine des zébus.

Les recherches archéologiques révèlent la présence de deux types de bovins taurins dits "primigènes" au cours des époques mésolithique et néolithique (Denis 2010). Le premier est caractérisé par une grande taille, un cornage développé et un profil convexe. Il est appelé *Bos taurus primigenius* ou *Bos taurus frontosus* et serait issu par sélection naturelle de l'Aurochs. Le second est plus petit et doté d'un front étroit et de cornillons courts. Il est nommé *Bos taurus brachyceros* ou *Bos taurus longifrons* et serait le fruit de la domestication par l'homme (Denis 2010). La différence de taille entre ces deux types pourtant coexistants pose toujours question. Le caractère génétique (par croisement avec des Aurochs sauvages), le dimorphisme sexuel ou même une domestication différenciée à visée sacrificielle dans un cas et agricole dans l'autre sont évoqués. Quoi qu'il en soit, ce sont les variétés dérivées du type brachycère qui auraient diffusé en Europe et en Afrique entre -3000 et -2000 (Denis 2010).

A partir de ce type primigène, l'évolution des populations bovines résulte de deux tendances opposées : la différenciation par isolement géographique, sélection naturelle et dérive génétique et l'homogénéisation par croisements, avec ou sans influence humaine (figure 1).

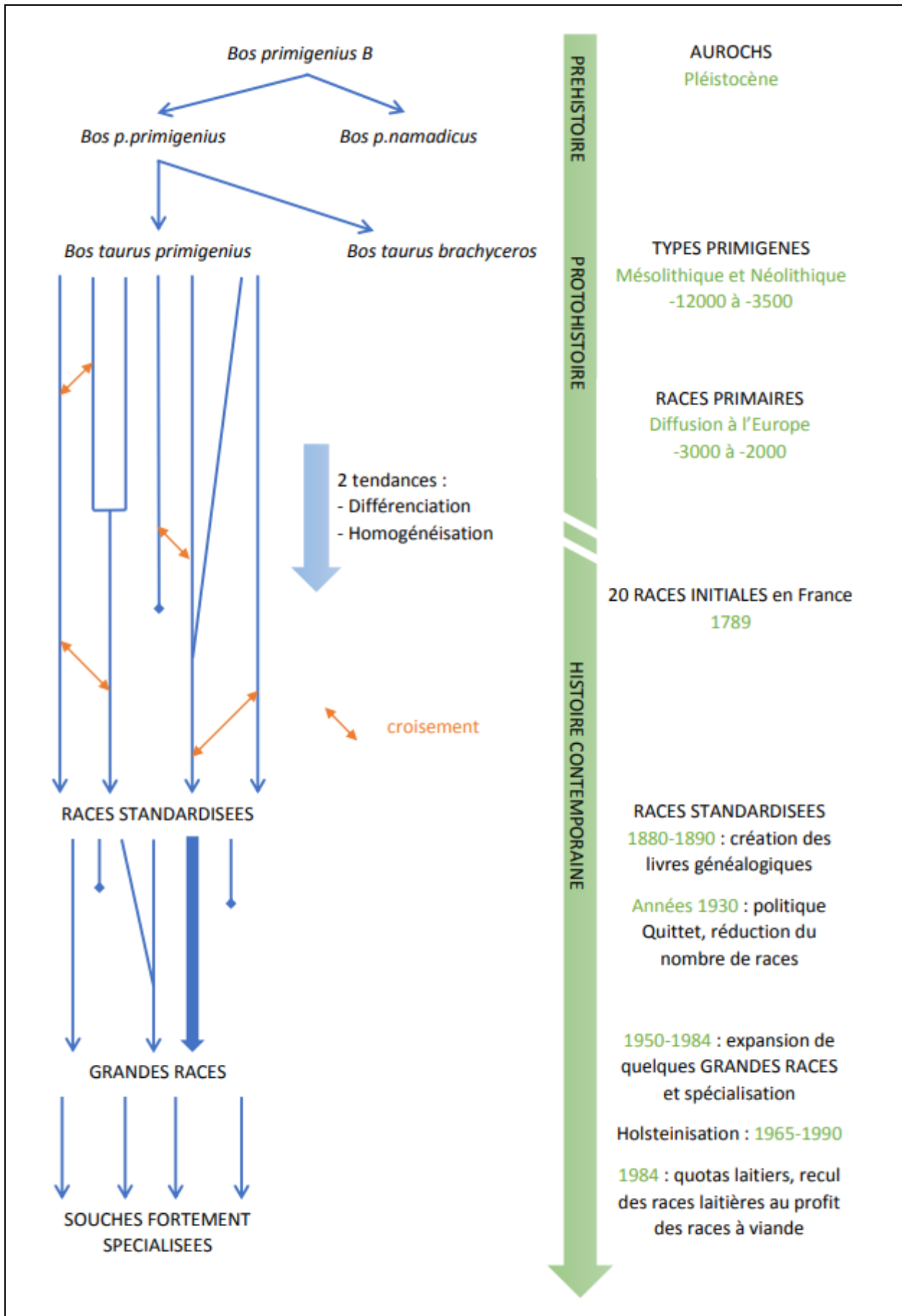


Figure 1: Schéma simplifié des dynamiques de l'évolution de l'espèce bovine, du pléistocène à l'époque contemporaine. D'après Denis 1981, 2010. (Réalisation : Louvaine Ferrand)

B. De l'Antiquité à l'histoire moderne: l'impact de l'Homme partiellement connu

La première domestication de l'Aurochs est datée de 10 000 ans avant notre ère dans la haute vallée de l'Euphrate (Sud de l'actuelle Turquie) (Helmer *et al.* 2005). Depuis ce point de départ néolithique, l'impact de l'Homme sur les bovins n'a cessé de s'accroître. Des mécanismes zootechniques et socio-économiques s'ajoutent alors progressivement aux mécanismes biologiques d'évolution des animaux (Zeder 2008).

Les romains furent probablement les premiers à sélectionner réellement leur bétail sur l'aptitude au travail, comme en témoignent les textes d'agronomes latins (Bodson 1981 ; Denis 2010 ; Pline L'Ancien s. d.). L'empire romain est d'ailleurs associé à une augmentation de la taille des bovins en Gaule (Audouin-Rouzeau 1991). Cette tendance correspondrait à la transformation des bovins gaulois suite à des changements de conduite du bétail (alimentation, zootechnie et sélection) plutôt qu'à la diffusion d'une "race" lors de la romanisation (Forest 1998 ; Forest, Rodet-Belarbi 1998 ; Forest, Rodet-Belarbi 2002).

Le Haut Moyen-Age (fin Ve - fin VIIIe siècles) est caractérisé par une diminution lente et généralisée de la taille des bovins en Europe. Celle-ci atteint des niveaux similaires à celle de l'Antiquité au cours du Moyen-Age central (IX - XIIIe siècles) puis augmente à nouveau aux XIII-XIVe siècles (début du bas Moyen-Age) (Duval, Clavel 2018). A nouveau, des changements de gestion (âge de mise à la reproduction, alimentation, pratique de la castration...) expliqueraient ces modifications morphologiques (Forest, Rodet-Belarbi 2000 ; Forest, Rodet-Belarbi 2002). Aux XVIe et XVIIe siècles, les bovins allemands, hollandais et alpins se seraient déplacés en Europe et auraient plus fortement modifié le bétail français (Denis 2010).

C. Histoire contemporaine et dynamiques récentes des races

L'histoire contemporaine des bovins est mieux connue (figure 1). Elle débute par une vingtaine de "races initiales" en France, recensées en 1789 par M. de Francourt. Celles-ci sont rustiques, de petite taille, possèdent une triple aptitude travail-viande-lait et un ancrage régional important.

Entre 1840 et 1880 vient le temps de la "duhrmisation". Dans le contexte de l'industrialisation post guerres napoléoniennes, l'élevage bovin a désormais comme objectif de vendre des produits. Sous influence anglaise et dans l'objectif d'améliorer la production via l'amélioration des animaux (et non de l'environnement) les races françaises subissent un croisement massif avec la race Durham (Denis 2010).

Les races standardisées sont définies par l'apparition des livres généalogiques entre 1880 et 1890. Elles sont alors nombreuses, régionales et rustiques. La politique Quittet, dans les années 1930, entraîne une restriction du nombre de races par des mesures contraignantes et l'incitation au remplacement par des races "améliorées". Entre 1950 et 1984, la spécialisation augmente avec le développement agricole. On observe l'expansion de quelques grandes races et la naissance de la Prim'Holstein, issue du croisement de la Française Frisonne Pie Noir (d'origine hollandaise) et de l'Holstein américaine (Denis 2010).

Le phénomène d'holsteinisation ainsi que les progrès en matière d'alimentation animale provoquent une augmentation massive de la production laitière qui aboutit en 1984 à l'instauration des quotas laitiers. Ces derniers engendrent un mouvement de recul des races laitières qui représentent aujourd'hui environ 40% du cheptel français (Institut de l'élevage, Confédération nationale de l'élevage 2022).

II. La notion de race

La notion de race diffère selon le point de vue du généticien, du zootechnicien, du systématique ou du lexicologue. Elle a également évolué avec le temps. La sélection des animaux domestiques par reproduction préférentielle de certains individus est probablement aussi vieille que l'élevage en lui-même. Le concept de race, en tant que groupe d'animaux appartenant à une même espèce et possédant des caractères communs transmissibles à leurs descendants, est d'ailleurs présent dès l'Antiquité, avec un certain support géographique (Bodson 1981).

Les premières nomenclatures de "races" (André Sanson, à la fin du XVIIIe siècle) sont principalement géographiques, sans interrogation sur la notion même de race (Denis 1981). Puis au XIXe siècle, c'est la notion d'hérédité des caractères qui prévaut dans la définition des races, dans la continuité de l'établissement des *herd-books*. Il faut attendre 1935, avec Kronache, pour prendre en compte l'aptitude et le rendement dans la définition d'une race (Denis 2020). Enfin, la variabilité est réintroduite au sein de la race, au XXe siècle également, avec la notion de valeur moyenne (Denis 1981).

Le concept de race tel qu'il est défini aujourd'hui est donc une notion relativement récente et ne peut pas s'appliquer aux populations anciennes. En revanche, des types morphologiques différents (ou morphotypes) peuvent être utilisés pour décrire les populations animales du passé et les "positionner" par rapport aux races actuelles.

III. L'archéozoologie : définition et enjeux

L'archéozoologie correspond à l'étude des vestiges fauniques trouvés sur les sites archéologiques. Au croisement de l'archéologie et de la zoologie, cette démarche interdisciplinaire vise à reconstituer et à comprendre l'interaction constante entre l'homme, l'animal et l'environnement. Elle traite des nombreuses dimensions que peut prendre cette relation : la chasse, la domestication, le pastoralisme, l'art, la symbolique, etc.

Au travers de l'Histoire, l'homme a influencé l'animal et vice-versa. A partir de ce principe, les changements observés sur l'un informent sur l'évolution de l'autre. Ainsi, les changements morphologiques enregistrés par l'animal domestique peuvent témoigner des modifications de pratiques d'élevage et des fluctuations environnementales. L'animal devient un indicateur de

l'organisation économique et sociale d'une société (Ashby 2002), de son fonctionnement agraire (Davis *et al.* 2012 ; Ince *et al.* 2017) et même de l'influence exercée sur celle-ci par les puissances alentour (Forest, Rodet-Belarbi 1998 ; Forest, Rodet-Belarbi 2002 ; Ince *et al.* 2017 ; Duval, Albarella 2022).

A titre d'exemple, une augmentation de taille des animaux est souvent considérée comme une amélioration signant elle-même un progrès agricole (Davis *et al.* 2012 ; Davis *et al.* 2018). Il s'agit d'une donnée importante pour les historiens. Elle amène, entre autres, à envisager aujourd'hui que l'amélioration de l'agriculture en Angleterre ait pu avoir lieu avant la révolution agricole de George III (Davis *et al.* 2012). A l'inverse, la stabilité morphologique des bovins témoignerait d'un conservatisme économique ou d'un isolement par rapport aux routes commerciales (Frémondeau *et al.* 2017).

Duval et Albarella (2022) ont récemment observé des différences (en intensité et en temporalité) entre les régions dans l'augmentation de taille des bovins en Angleterre avec la conquête romaine. Ces informations permettent d'appréhender comment s'est exercée l'influence de l'Empire Romain, dans des régions plus ou moins accessibles. Leurs travaux confirment ainsi que la côte Est de l'Angleterre était un comptoir d'échange et un point de contact privilégié avec le reste de l'Empire Romain. Le retour à des animaux de petite taille, conjointement à l'effondrement des routes commerciales et du système de taxation romain, montre l'influence de l'empire concernant la taille des bovins.

Pour Audoin-Rouzeau (1991), les fluctuations de taille des animaux domestiques constituent ainsi "un fait d'histoire aux enseignements aussi pertinents que, par exemple, les oscillations des prix des céréales".

La robustesse et la corpulence des bovins sont d'autres indicateurs possibles. Selon Forest et Rodet-Belarbi (2002), ils sont même davantage pertinents que la hauteur au garrot. Leurs résultats vont à l'encontre de l'hypothèse souvent employée d'une importation de "grands bœufs romains" à la fin du premier siècle en Gaule. Ils concluent que les changements observés correspondent à un alourdissement et un agrandissement progressifs de la population bovine initialement présente. Ces derniers seraient probablement la conséquence de changements de conduite alimentaire, d'âge à la castration et d'une maîtrise de l'âge de la mise à la reproduction.

Ces exemples illustrent comment les restes animaux, en particulier bovins, apportent des indices concernant le mode de vie des hommes (régime alimentaire, etc.), la société (organisation économique, influences culturelles étrangères, etc.) et la gestion de l'élevage (utilisation de la traction animale, la conduite de la reproduction, etc.) durant les époques passées.

IV. L'ostéométrie du métapode bovin

A. Anatomie du métapode bovin

Le métacarpe est un os de la partie distale du membre. Il s'articule avec les os du carpe, proximale, et avec les phalanges, distalement. Le nombre d'os métacarpiens varie selon l'espèce, de cinq (humain, chien) à deux (bovin, caprin, ovin) voire à un chez les Equidés. Chez le bovin, la région du métacarpe contient un os canon, qui résulte de la fusion des os métacarpiens III et IV (figure 2), et un os métacarpien V, rudimentaire (Barone 1999). La croissance de cet os « allongé » s'effectue depuis l'épiphyse distale, jusqu'à sa soudure (épiphysation) qui a lieu entre 2 et 2,5 ans chez les bovins.

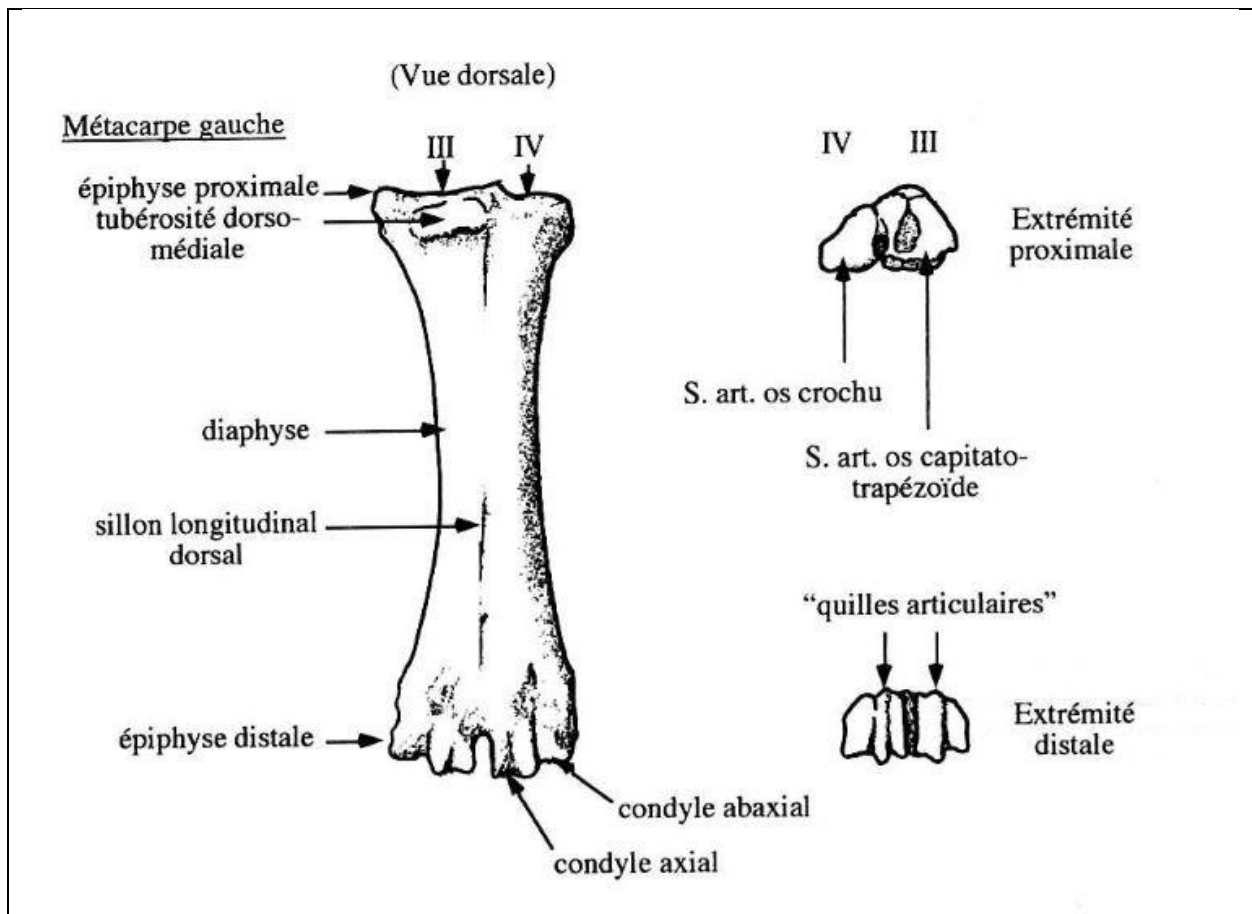


Figure 2: Anatomie du métacarpe bovin, ou os canon. (Guintard, 1998)

B. Définition et intérêts de l'ostéométrie

La plupart des informations concernant les populations animales domestiques archéologiques (*sex ratio*¹, morphologie, hauteur au garrot, etc.) sont issues de l'ostéométrie, qui est l'étude des dimensions et de la forme des os. Une mesure osseuse a besoin d'un contexte (Guintard 1996 ; Guintard 1998a) et le traitement des données s'effectue à l'échelle d'une population. Pour les bovins récents, il s'agit d'une race ou d'une sous-espèce géographique (Guintard 1996). Pour les bovins anciens, on étudie un "ensemble zootechnique cohérent lié à un terroir et une époque donnés" (Guintard 1993), ce qui correspond souvent à un site archéologique donné.

L'ostéométrie permet de montrer l'homogénéité morphologique d'un échantillon (Guintard 1998a ; Guintard 1998b ; Forest, Rodet-Belarbi 2002). En effet, lorsque l'échantillon est suffisamment grand, la variabilité maximale dépend du paramètre et non du morphotype de la population (Guintard 1996). La connaissance du caractère hétérogène d'une population apporte des informations sur les mécanismes de changement des populations passées (Forest, Rodet-Belarbi 2002).

Lorsque les préalables sont remplis (population homogène, établissement de références, etc.) les mesures des os permettent de calculer la hauteur au garrot des animaux. Chez les bovins, on utilise notamment la grande longueur du métapode (Matolcsi 1970). Cette estimation a toutefois de nombreuses limites, comme le rappellent Forest et Rodet-Belarbi en 2002. D'autres mesures, comme la largeur des os ou la gracilité (Méniel 1984 ; Guintard 1993 ; Forest, Rodet-Belarbi 2002) permettent d'estimer le morphotype, la corpulence (poids de carcasse) et la robustesse des bovins des sites archéologiques.

Enfin, l'ostéométrie est un moyen fréquemment envisagé pour déterminer le sexe des individus constituant une population. Cette question a fait l'objet de multiples études et porte des enjeux non négligeables.

C. Enjeux particuliers portés par le sexage

Connaître le *sex ratio* d'un échantillon bovin est très important pour l'archéozoologue et l'historien, puisque le traitement d'un animal par le chasseur ou l'éleveur est différent selon qu'il s'agit d'un mâle ou d'une femelle.

Guintard et Borvon (2009) expliquent par exemple qu'un "abattage d'animaux de réforme âgés avec un *sex ratio* équilibré peut traduire un mode d'élevage utilisant les bovins à plusieurs fins: travail, viande, lait". De même, le changement drastique du *sex ratio* des restes bovins du château de Launceston en Cornouaille (Albarella, Davis 1996) à la fin du Moyen-Age, passant d'une population équilibrée à une majorité de femelles, corrobore l'hypothèse d'une spécialisation de l'élevage, évoluant d'un modèle généraliste à une production orientée vers le lait et le veau.

¹ Rapport nombre de mâles/ nombre de femelles dans une population.

La détermination de la hauteur au garrot (dont l'intérêt a été détaillé précédemment, cf. IV-B) nécessite de connaître le sexe de l'animal pour être précise. Les coefficients multiplicateurs appliqués à la grande longueur du métacarpe, dépendent du sexe (Matolcsi 1970 ; Guintard 1996 ; Guintard 1998b). Ils sont également influencés par la variabilité individuelle, la race et l'âge (Guintard 1996).

Enfin, le dimorphisme sexuel des bovins s'observe sur le poids mais également sur la hauteur au garrot, avec une différence de l'ordre de 10 cm entre mâles et femelles relevée en 1974 sur les races contemporaines (Von Driesch et Boessneck dans (Guintard 1996)). Dès lors, lorsqu'une variation de taille moyenne des bovins est constatée au cours de l'histoire, on peut émettre l'hypothèse d'un changement du *sex ratio* de la population au même titre que l'on peut supposer une amélioration des animaux. C'est par exemple la question traitée par Davis en 2012 au sujet de l'augmentation de taille des bovins au Portugal, suite à la *reconquista* chrétienne du XIe au XIIIe siècle.

D. Place spécifique occupée par le métapode

Le dimorphisme sexuel correspond à l'ensemble des différences morphologiques plus ou moins marquées entre les mâles et les femelles d'une même espèce. Il varie d'une espèce à l'autre. Chez le dromadaire, par exemple, le dimorphisme s'exerce notamment sur la longueur du métacarpe tandis que chez les bovins ce paramètre n'est pas dimorphique (Guintard 1996 ; Babelhadj *et al.* 2016).

Pour de nombreuses espèces (humain, bovins, cervidés, équidés, ...), les différences de morphologie du pelvis ou la présence de quelques reliefs osseux particuliers permettent de distinguer les ossements des mâles et des femelles avec un grand degré de certitude (Barone 1999 ; Ruscillo 2003). Cependant, ce sexage nécessite un pubis quasiment complet, ce qui est rarement trouvé sur les chantiers de fouilles archéologiques.

Par comparaison, le métapode est souvent retrouvé en meilleur état car il est plus résistant. Pour les populations actuelles, il est facilement récupérable à l'abattoir car retiré très tôt sur la chaîne d'abattage et non valorisé (Guintard 1993 ; Guintard 1996 ; Tekkouk-Zemmouchi, Guintard 2007).

Par ailleurs, puisqu'il est positionné très distalement sur le membre, le métapode supporte quasiment tout le poids de l'animal, à l'exception des phalanges. Chez des espèces comme le bovin, le dimorphisme repose essentiellement sur une différence de corpulence. Cet os semble donc particulièrement capable d'intégrer les caractères sexuels tertiaires liés à cette différence de poids. Enfin, cet os permet de faire aisément la différence, sur un chantier de fouilles, entre des espèces, même proches comme la chèvre et le mouton (Guintard 1998a). C'est pourquoi le métapode bovin occupe une place particulière dans les travaux ostéométriques.

E. Etudes ostéométriques antérieures traitant du métapode bovin

1. Résultats concernant le métapode entier

Guintard recense en 1996 de nombreuses études qui, à partir des années 30, ont cherché à identifier des relations entre l'os canon des bovins et les caractéristiques de carcasse mais aussi de l'animal sur pied (hauteur au garrot, poids, sexe, etc.). Des résultats différents sont obtenus selon les auteurs, les corpus étudiés et les sous-populations considérées. Cela met en évidence l'influence de la race, du sexe, de l'âge et de la vitesse de croissance sur les coefficients reliant, par exemple, la longueur du métapode à la hauteur au garrot ou le poids de l'os au poids vif du bovin (Matolcsi 1970).

Concernant le dimorphisme sexuel, plusieurs paramètres du métapode ont été utilisés dans la littérature à partir des années 50 pour séparer les mâles des femelles dans des populations récentes, sélectionnées ou non.

Les observations convergent vers le fait qu'un sexage des métapodes bovins est possible. Le métacarpe est jugé plus dimorphique que le métatarse (Zalkin 1960 ; Guintard 1996 ; Telldahl *et al.* 2012) en relation avec le fait que 55% du poids des bovins s'exerce sur l'avant-main.

La séparation des mâles et des femelles est observée principalement selon des paramètres qui traduisent une différence de taille (au sens général, *size* en anglais) des métacarpes: largeur et épaisseur de l'os (figure 3) (Zalkin 1960 ; Fock 1966 ; Guintard 1996 ; Guintard 1998b ; Telldahl *et al.* 2012). La largeur du métacarpe porte un plus grand dimorphisme que l'épaisseur : les mâles tendent à être plus robustes que les femelles (Guintard 1996, Higham 1969 dans Thomas 1988).

La grande longueur de l'os (GL, cf. figure 3) est peu dimorphique sexuellement (Zalkin 1960 ; Fock 1966 ; Méniel 1984 ; Guintard 1996 ; Guintard 1998b ; Telldahl *et al.* 2012). En revanche, elle intervient dans des rapports de gracilité du métacarpe comme SD/GL, Bp/GL et Bd/GL (Zalkin 1960 ; Fock 1966 ; Méniel 1984 ; Guintard 1998b) qui permettent de séparer mâles et femelles (figure 4). Les bœufs peuvent également être identifiés par la grande longueur du métacarpe (Guintard 1996 ; Guintard 1998b) dans les populations actuelles, sélectionnées ou non.

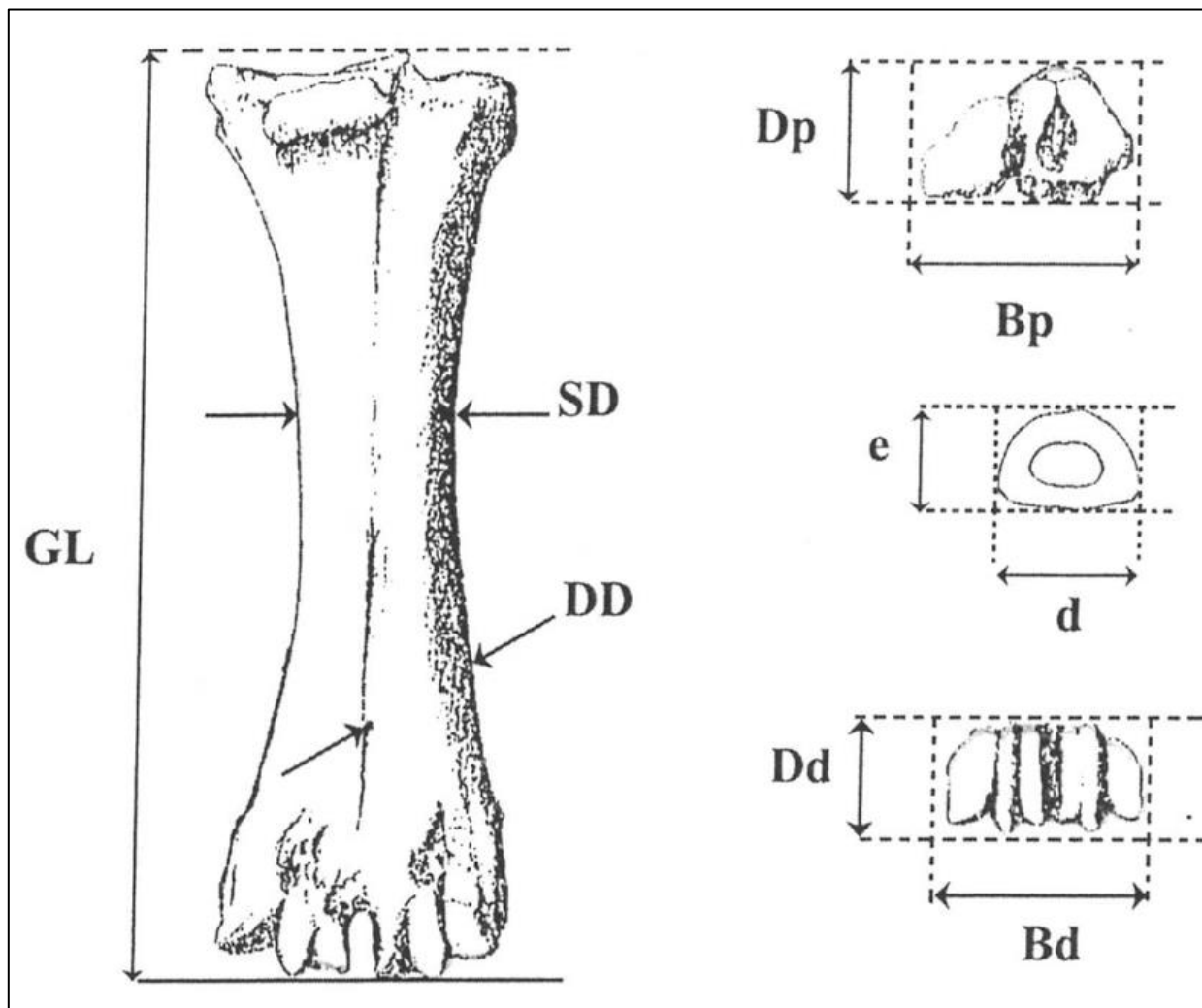


Figure 3: Principales mesures classiquement réalisées lors de l'étude des métapodes entiers.

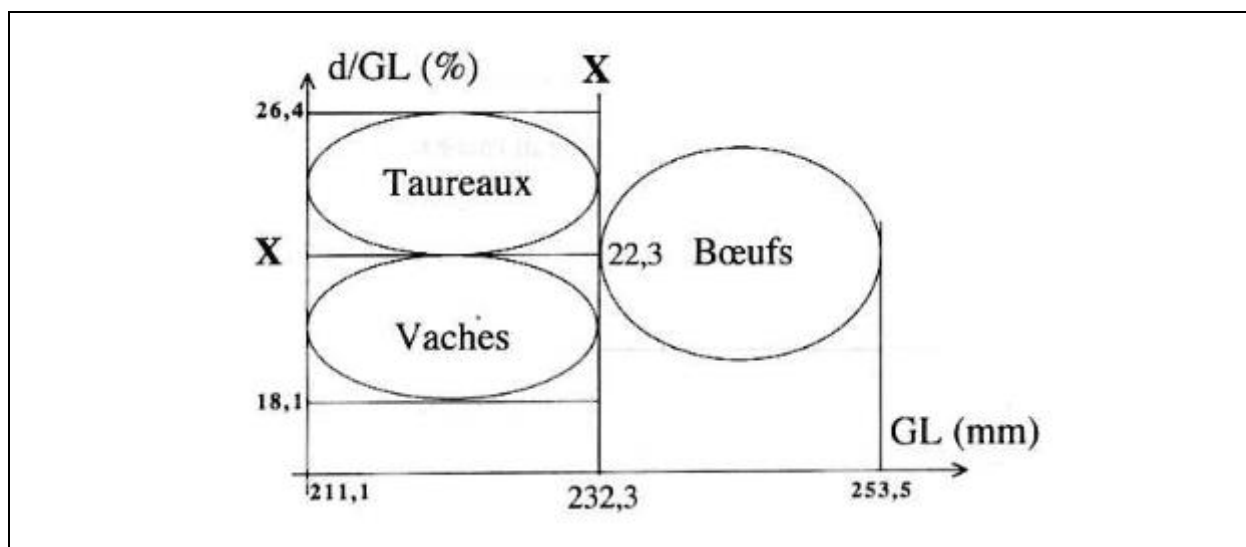


Figure 4: Séparation des taureaux, vaches et bœufs dans la race Charolaise à partir de d/GL et de GL . (Guintard, 1998) Avec : GL = grande longueur du métacarpe ; d = largeur de la diaphyse à la moitié de la grande longueur ; $X = (max+min)/2$.

Lors de son étude ostéométrique de la race charolaise, basée sur un échantillon de 359 métapodes, Guintard (1996) confirme que ces relations n'ont de sens qu'à l'échelle de la population. La variabilité individuelle est trop importante pour tirer des conclusions à partir des mesures d'un os isolé.

A la même occasion, il observe que la variabilité maximale des données dépend du paramètre et non du morphotype de la population, à partir du moment où l'échantillon est assez grand (Guintard 1996, reprenant les données de Berteaux et Guintard 1995).

2. *Dimorphisme sexuel de l'extrémité distale du métapode*

Plus récemment, de nouveaux travaux descriptifs ont étudié la capacité de sexer certaines populations bovines anciennes à partir des métapodes. Il s'agit des bovins de Carnide (Portugal) des XVe et XVIIe siècles (Davis *et al.* 2012 ; Davis *et al.* 2018), de l'île d'Öland (Suède) de 400 à 700 AD et de 1170 à 1250 AD (Telldahl *et al.* 2012) et de Skara (Suède) du XIIIe siècle (Svensson *et al.* 2008).

Ces études intègrent des mesures supplémentaires de l'extrémité distale comme les largeurs et épaisseurs respectives des condyles médial et latéral. Les conclusions ostéométriques sont basées sur la recherche de plans de clivages graphiques ou la mise en évidence d'une distribution bimodale. Le sexage moléculaire (cf. IV-F) est utilisé pour corroborer les observations ostéométriques.

Lorsque la grande longueur est disponible (Telldahl *et al.* 2012 ; Davis *et al.* 2012), la meilleure séparation graphique entre mâles et femelles est obtenue avec les indices de gracilité cités précédemment. Les autres mesures de l'extrémité distale sont jugées moins performantes car il y a superposition des nuages de points (Telldahl *et al.* 2012)

Il faut toutefois noter que ces études ne mettent en évidence que des tendances, comme le souligne Davis (2012), du fait de la taille des échantillons (22 métacarpes sexés pour Skara, 21 pour Carnide et 30 pour Öland).

De plus, il s'agit d'une approche purement graphique. Cette méthode est fréquemment employée par les archéozoologues. Elle consiste à rechercher des séparations graphiques nettes entre mâles et femelles. Guintard écrit en 1996 (p164) : "L'idée qu'une population représentée par toutes ses sous-populations doit nécessairement offrir une discontinuité semble dangereuse, car elle mélange les idées de sous-population biologique et anatomo-morphologique, concepts qui ne se superposent pas totalement". En effet, sur les Charolais (359 métapodes (Guintard 1996)) et les bovins de l'île d'Amsterdam (90 métapodes (Berteaux, Guintard 1995)), on observe un recouvrement systématique entre les distributions des mâles et des femelles (figure 5). Cette "continuité biologique" entre les sexes, comme l'appellent Guintard et Borvon (2009), s'oppose au classement mâle-femelle, par définition discontinu.

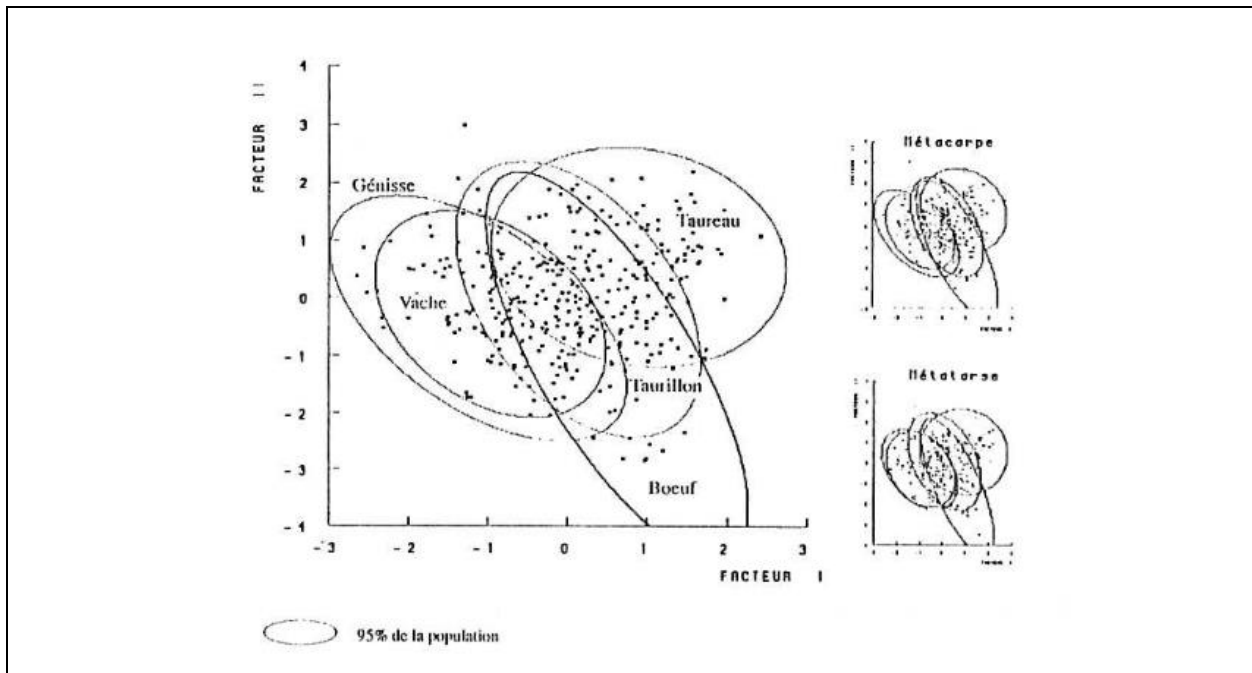


Figure 5: Distribution des sous-populations de la race Charolaise. (Guintard, 1996). ACP portant sur 14 variables et 356 individus, un métatarse et un métacarpe par bovin. Notez la superposition des sous-populations, pour le métacarpe comme pour le métatarse.

Par ailleurs, la méthode graphique dépend très fortement de l'échantillonnage. Si l'échantillon est petit, on peut faire apparaître des plans de clivages non pertinents qui séparent des sous-populations ne correspondant pas à des ensembles biologiques (par exemple, des individus graciles et d'autres plus trapus, pourtant du même sexe). Pour limiter ce risque Guintard (1996, p170) préconise d'étudier préalablement la constitution de l'échantillon via la variabilité.

Ainsi, les études antérieures ne proposent pas réellement de méthode de sexage ostéométrique basé sur l'extrémité du métapode uniquement et prenant en compte la notion de continuité biologique.

Enfin, les paramètres du métapode bovin étudiés dans la littérature peuvent systématiquement être classés parmi 3 catégories identifiées par Guintard (1996) : la grande longueur, la largeur et l'épaisseur (mesurées soit à la diaphyse soit à l'épiphyse) et les indices se rapportant à la gracilité. Il ajoute (p152) que "la recherche de nouvelles mesures, en privilégiant des voies différentes : paramètres non linéaires (surfaces, volumes [...]) [...] permettrait probablement une approche plus fine de cet os".

Chez le dromadaire, Babelhadj *et al.* (2022) ont étudié pour la première fois les surfaces articulaires proximales du métatarse. En partant du principe que la surface articulaire est horizontale et supporte quasiment tout le poids de l'animal, elle devrait être susceptible de fournir des informations concernant le poids de l'animal et d'enregistrer un dimorphisme sexuel. Sur les deux races (43 individus au total) étudiées, ils observent que la corrélation entre les surfaces articulaires et le poids existe. Elle n'est cependant pas meilleure que celles reliant l'épaisseur et la largeur de l'extrémité proximale au poids vif. Les deux plus grandes facettes articulaires de l'extrémité proximale du métatarse (articulation du métatarse au grand cunéiforme et partie crâniale de l'articulation métatarso-cuboïde) semblent aussi porter un dimorphisme sexuel. Ce dimorphisme est plus

important que celui porté par les petites facettes articulaires, plus variables. En revanche, les surfaces articulaires ne permettent pas de déterminer la hauteur au garrot dans cette population, tout comme les autres mesures de l'extrémité proximale du métatarse. A notre connaissance, les surfaces articulaires distales et proximales du métapode n'ont pas encore été exploitées chez le bovin dans un but de sexage.

3. Méthodes de généralisation des résultats

Très vite, la question de la généralisation des résultats observés sur des populations actuelles aux populations anciennes se pose.

Une première méthodologie consiste à comparer la population ancienne à une population connue (donc récente) ; c'est l'inférence. Concrètement, elle consiste par exemple à utiliser sur une population B un coefficient de calcul de la hauteur au garrot déterminé sur une population A. Côté sexage, elle revient à utiliser un seuil fixé sur la population A pour sexer les individus de la population B (Guintard, Borvon 2009). Cela permet d'estimer le sexe d'individus trop peu nombreux pour utiliser une autre approche de séparation des classes.

Cette technique suppose que la population ancienne se comporte de la même manière que la référence actuelle. Sa pertinence repose donc sur l'utilisation d'une race de référence suffisamment proche de la population étudiée. Matolcsi proposait déjà en 1970 d'utiliser au plus possible des rapports obtenus sur des races qui se rapprochent morphologiquement des populations archéologiques étudiées. Or identifier les races "modèles" pour les populations anciennes n'est pas chose aisée (Tekkouk-Zemmouchi, Guintard 2007).

En 1993, Guintard utilise sept paramètres de taille du métacarpe pour séparer sept races actuelles selon leur morphologie et identifier ces modèles. La figure 6 extraite de cette étude illustre à quel point les races sélectionnées se comportent différemment des races du Moyen-Âge et en quoi une population marronne comme la « race » Amsterdam (cf. partie II : III-B-1.1.) présente un intérêt.

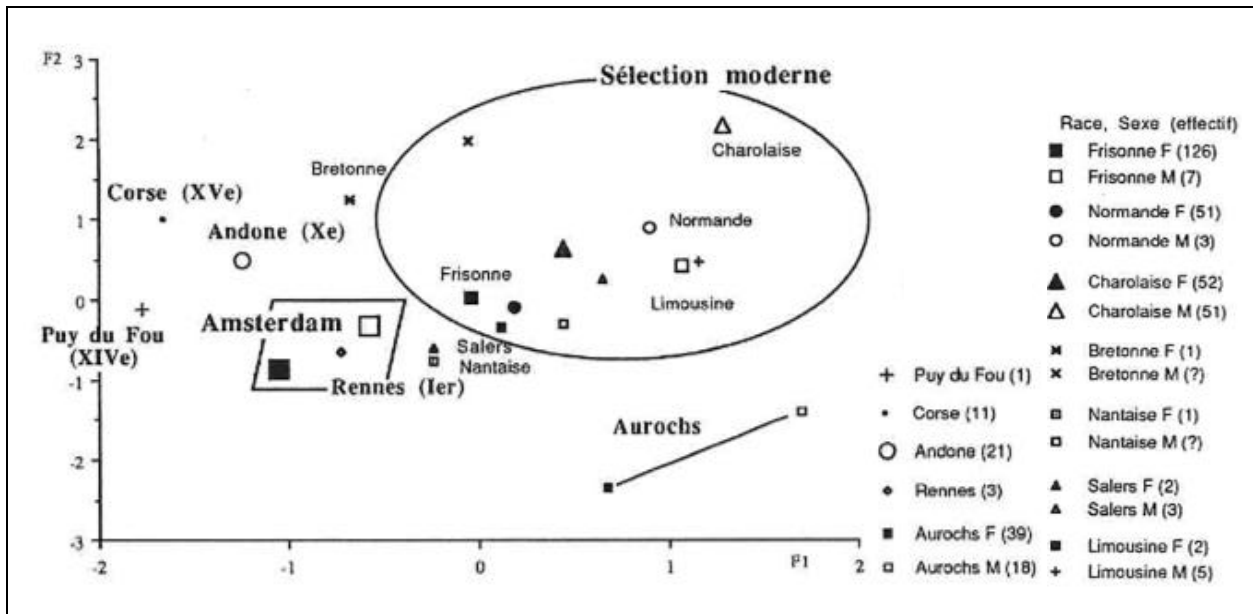


Figure 6: Place de la race Amsterdam et des populations anciennes par rapport aux races sélectionnées. ACP, 496 métacarpes gauches, 7 paramètres par os. (Guintard 1993, modifié). Notez la plus grande proximité de la race Amsterdam avec les bovins anciens.

En 2009, Guintard et Borvon proposent une alternative à l'inférence pour le sexage des bovins à partir du métacarpe. Leur méthode consiste à étudier la variabilité de la distribution de la population ancienne pour en tirer des bornes de sexages propres à celle-ci (figure 7). Cela permet donc de s'affranchir des principaux biais liés à l'inférence.

Cette technique repose sur le fait que la variabilité maximale V_m dépend du paramètre mesuré et non du morphotype de la population lorsque l'échantillon est suffisamment grand (Guintard 1996 ; Guintard 1998a). Les conditions d'application sont les suivantes : disposer d'un échantillon suffisamment grand (plus de 13 métacarpes, idéalement plus de 30) et vérifier que la variabilité des paramètres mesurés est compatible avec la présence de deux sexes. Le processus prend en compte la notion de continuité biologique (cf. IV-E-2). Entre les bornes de sexage se trouve une zone floue où se mélangent les grandes femelles et les petits mâles qui ne peuvent pas être différenciés statistiquement (figure 7).

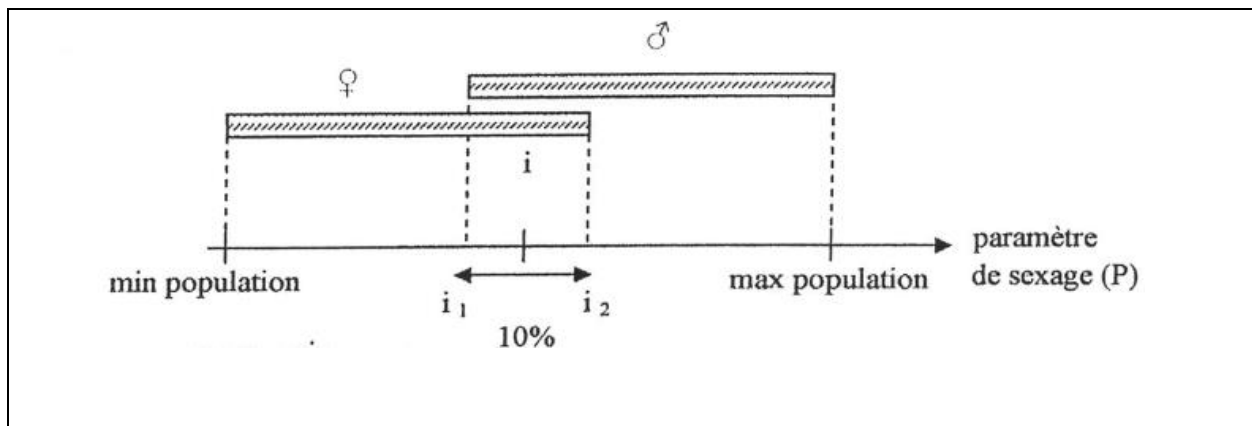


Figure 7: Distribution des mâles et des femelles dans une population théorique et définition des bornes de sexage du métacarpe de bovin. (Guintard & Borvon, 2009)

F. Autres méthodes de sexages disponibles dans la littérature

En ostéométrie, on notera la robustesse des premières vertèbres cervicales (Ruscillo 2003) qui est évoquée chez les bovins comme caractère sexuel tertiaire répondant à la différence de poids entre mâles et femelles. De même, les noyaux cornaux des bovins fourniraient des résultats relativement prometteurs quant à la distinction des mâles et des femelles (Sykes, Symmons 2007).

Des méthodes de sexage moléculaire se sont développées récemment chez les animaux. La méthode utilisée chez les bovins repose sur l'identification des gènes homologues ZFX et ZFY, respectivement portés par les chromosomes X et Y (Svensson *et al.* 2008 ; Telldahl *et al.* 2012 ; Davis *et al.* 2012). La différence entre les deux versions du gène se situe au niveau de la 243^{ème} paire de nucléotides : les mâles possèdent un C à la place d'un T. On parle du *single nucleotide polymorphism* C243T. Les femelles possèdent deux versions de ZFX tandis que les mâles possèdent un ZFX et un ZFY. La recherche et l'amplification des gènes sont réalisées par PCR (*Polymerase Chain Reaction*).

Cette méthode ne permet pas de distinguer bœufs et taureaux. De plus, elle n'atteint pas 100% de réussite. Ainsi, Svensson (2008) sexe 85% de son échantillon (22/26 individus) tandis que Telldahl (2012) obtient un résultat pour 77% des individus étudiés. L'âge et le mode de conservation du matériel osseux sont évoqués comme facteurs influençant la capacité à extraire de l'ADN.

Enfin, un échec partiel d'amplification ("*allelic dropout*") qui conduit à l'identification à tort d'une femelle n'est pas exclu. Le risque est toutefois limité en multipliant les séquençages sur un même individu.

L'extraction de l'ADN nécessite le prélèvement de 100 mg d'os (Svensson *et al.* 2008). L'opération est souvent répétée plusieurs fois sur le matériel ancien pour limiter le risque d'échec. Le sexage moléculaire est donc partiellement destructeur. De plus, comme le souligne Svensson (2008), c'est une technique coûteuse en temps et en ressources.

Le sexage moléculaire ne remplace donc pas les méthodes ostéométriques. Cependant, l'ADN autorise l'exploration de l'histoire des bovins sous un nouvel angle. Il permet de suivre les migrations des lignées et leurs hybridations (da Fonseca *et al.* 2019). Il apporte aussi de nouvelles explications aux observations ostéométriques. Le changement de taille des bovins qui accompagne la *reconquista* chrétienne du Portugal, mis en évidence par Davis (2018), pourrait ainsi être le résultat de l'importation de taureaux pour croisement avec les vaches locales (Guimarães *et al.* 2022).

V. Le site archéologique de Rezé/*Ratiatum*

La ville de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique) est située en rive Sud de la Loire, face à Nantes/*Condevicnum* (figure 8). Des fouilles programmées dans le quartier Saint-Lupien entre 2005 et 2016 ont permis de mettre en évidence un port antique dont les traces d'occupation s'étendent du I^{er} siècle au milieu du III^e siècle (Borvon *et al.* 2019 ; Mouchard *et al.* 2020). Une grande quantité de vestiges osseux bovins a été mise au jour, en particulier dans le secteur 16 de la zone 4 (figure 9). La majorité (90%) des ossements de ce secteur sont bovins (Borvon, Guintard 2017). La plupart de ces vestiges correspondent à une couche conservée en milieu humide et datée de 80 à 100/110 apr. J.C., composée des unités stratigraphiques 44005 (campagne 2013) et 44092 (campagne 2014) (Borvon 2020).

La répartition anatomique des os ainsi que les traitements qu'ils ont subis (traces d'outils, découpes) témoignent d'une activité de découpe et de préparation de la viande, faisant suite à la boucherie (abattage et découpe en gros) et précédant la transformation et l'usage domestique. La régularité des découpes est en faveur d'une spécialisation de l'activité. De même, les os correspondant aux déchets d'étapes spécifiques sont regroupés en différents lieux (figure 9). Ceci témoigne d'une organisation spatiale de l'activité. Ces éléments, couplés à l'ampleur des vestiges retrouvés, suggèrent une urbanisation importante (Borvon 2020).

Parmi ces os, on trouve une quantité importante de métapodes presque tous sciés, de telle sorte que ne subsistent que les extrémités proximales et distales (figure 10). On dénombre respectivement 168 et 125 extrémités proximales et distales de métacarpes pour seulement 6 os entiers. Les fragments de métatarses sont au nombre de 521. Ces ossements appartiendraient à plus de 100 bovins (Borvon 2020) dont plus de 90% auraient plus de 2,5 ans (épiphyse distale fusionnée). Il s'agit vraisemblablement de déchets d'activité artisanale consistant à récupérer la diaphyse des os pour confectionner des objets comme des charnières de portes, en cohérence avec le caractère artisanal du quartier (Borvon, Guintard 2017).

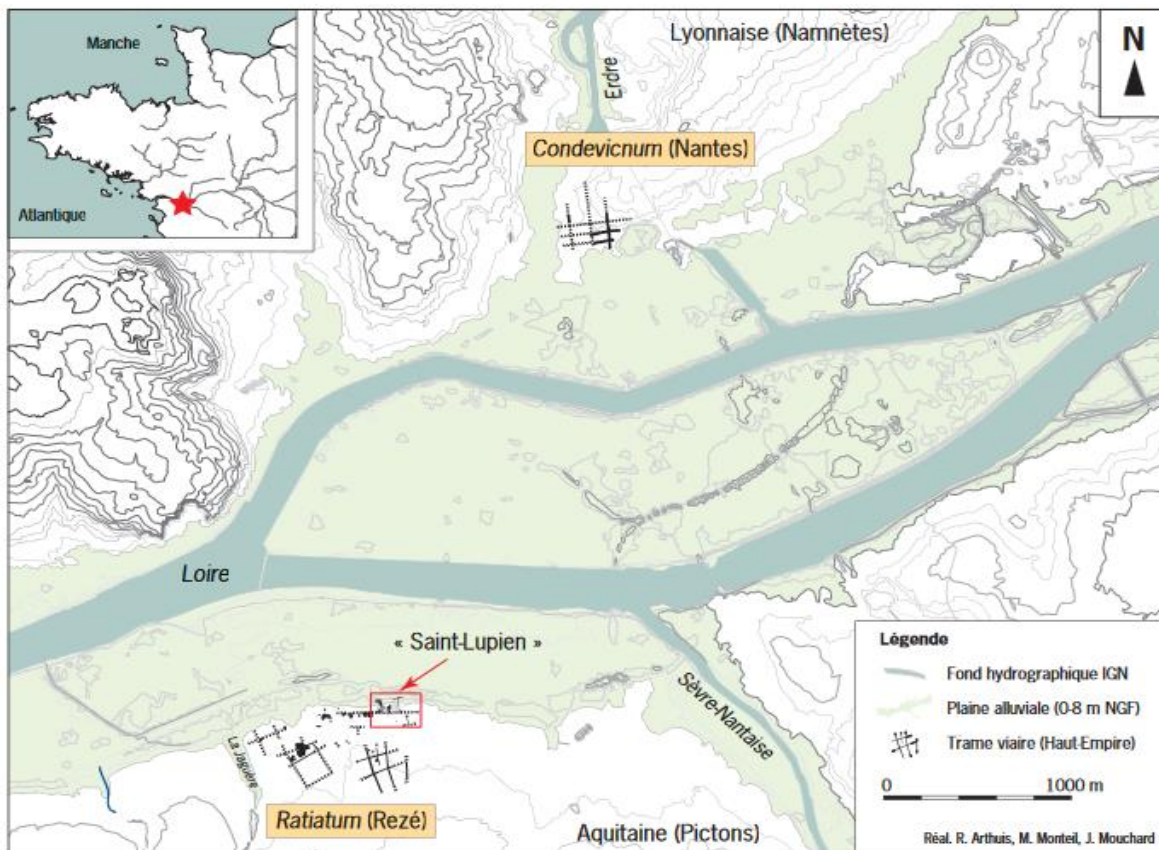


Figure 8: Localisation de l'agglomération antique de Rezé/Ratiatum dans l'estuaire de la Loire. (Borvon et al., 2019)

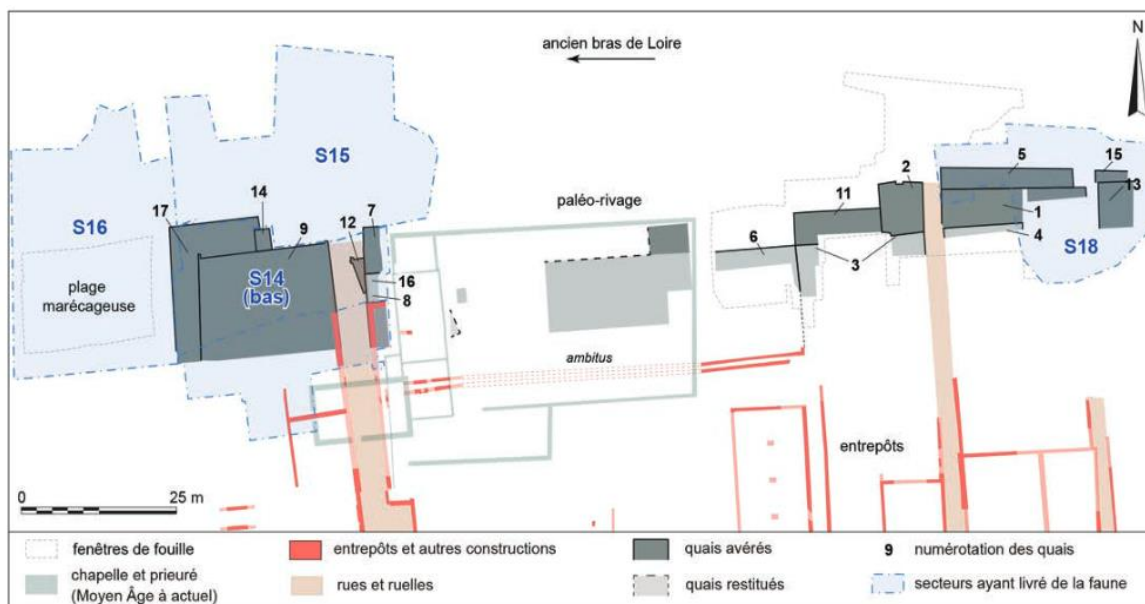


Figure 9: Aménagements des berges (zone 4) du quartier Saint-Lupien à Rezé (Loire-Atlantique) et localisation des secteurs ayant livré des vestiges fauniques (réalisation J. Mouchard). (Borvon, 2020) Notez le secteur 16 au Nord-Ouest, non bâti, d'où proviennent la majorité des ossements bovins étudiés.



Figure 10: Extrémités proximale et distale de métapodes du site antique de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, 80-100/110 apr. J.-C.). A. US 44005 – métacarpe extrémité proximale 44D; B. US 44005 – métacarpe extrémité distale 34D; C. US 44005 – métatarse extrémité proximale 13G; D. US 44005 – métatarse extrémité distale 39D. (Cliché : Louvaine Ferrand) Notez la largeur du sillon longitudinal dorsal qui permet de différencier les métacarpes des métatarses au niveau de l’extrémité distale.

VI. Conclusion

Le métapode bovin est un os fréquemment étudié en archéozoologie. Il fournit diverses informations qui permettent de caractériser les populations bovines anciennes. Ces connaissances apportent des indications concernant les civilisations humaines des mêmes époques, de leur lien à l’animal jusqu’aux influences géopolitiques. Le sexe des animaux domestiques, en particulier, est une donnée qui porte beaucoup d’enjeux.

Le métacarpe bovin présente un net dimorphisme sexuel qui a fait l’objet de nombreuses études ostéométriques. Avec l’os entier, il est possible d’identifier les mâles, les femelles et même les castrés. Cependant, les vestiges osseux récupérés sont parfois fragmentés, par conséquence des conditions de conservation ou par action humaine, comme à Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique). Or aucune méthode de sexage basée sur l’extrémité distale du métacarpe n’a actuellement été publiée, malgré des résultats encourageants.

Partie II - Partie expérimentale

I. Objectifs de la partie expérimentale

Ce travail vise à répondre à la question suivante : Peut-on sexer les populations bovines archéologiques à partir de fragments osseux de métacarpe ?

Du fait du temps limité accordé à ce travail, l'étude a été restreinte à l'extrémité distale du métacarpe bovin. La réponse à cette question s'articule en trois parties :

La première correspond à l'étude ostéométrique de l'extrémité distale des métacarpes de la race bovine de l'île Amsterdam. Cette partie vise à identifier les mesures permettant un sexage performant et à mettre au point une méthodologie de sexage, à partir d'une population de référence pour laquelle le sexe est connu.

La seconde aborde la généralisation des résultats à d'autres populations, d'époque et de morphologie différentes. Afin d'obtenir une méthodologie de sexage valable pour le plus grand nombre de populations archéologiques, il convient de vérifier si les résultats de la première partie se retrouvent bien chez d'autres populations, plus ou moins proches géographiquement, temporellement ou morphologiquement.

Enfin, le troisième volet consiste en l'application des conclusions précédentes aux vestiges osseux de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, Ier siècle). A partir des résultats précédents, il s'agit ici de déterminer si cette population archéologique contient deux sexes et dans quelle proportion.

II. Etude ostéométrique de l'extrémité distale des métacarpes de la race bovine de l'île Amsterdam

A. Matériel et méthode

1. Présentation de l'île Amsterdam

L'île Amsterdam (37°40'S, 77°35'E) est une petite île volcanique appartenant aux TAAF (Terres Australes et Antarctiques Françaises). Isolée dans l'océan indien, elle est située à 3200 km de l'Australie et 4200 km de Madagascar (figure 11). L'une de ses caractéristiques est d'avoir été peuplée par une population de bovins domestiques retournés à l'état sauvage après leur introduction sur l'île.

Cette population est unique de par sa taille, 2000 individus en 1988 (Berteaux, Micol 1992), et de par sa longue période d'indépendance vis-à-vis de l'Homme (plus de 120 ans). En effet, leur abandon sur l'île remonterait selon les hypothèses à 1871, avec la tentative d'installation d'un colon réunionnais (Lesel dans Guintard, Tardy 1994), voire même aux XVII-XVIIIe siècles, avec la création d'un cheptel de réserve alimentaire par les navigateurs de l'époque (Nicolas dans Guintard, Tardy 1994).

Les individus de cette population se sont reproduits en liberté pendant plus d'un siècle, en l'absence de prédateurs, jusqu'à atteindre un effectif entraînant d'importants dégâts écologiques sur la flore, la faune et le sol de l'île (Berteaux, Micol 1992). Dans le cadre des programmes de préservation de l'île, la décision fut alors prise en 1987 de cantonner les bovins au nord de l'île (figure 11) et de retirer la moitié du cheptel entre 1988 et 1989 (Berteaux, Guintard 1995 ; Micol, Jouventin 1995). Les animaux ainsi abattus ont été le support d'analyses et de travaux scientifiques. C'est parmi les métacarpes de ces individus qu'ont été sélectionnés les os formant l'échantillon utilisé pour ce travail. En 2010, un abattage total des bovins restants a été réalisé (Rozzi, Lomolino 2017).

Cette population est caractérisée par une petite taille (on parle de morphotype insulaire), une diversité de robes et un dimorphisme sexuel prononcé. Son unité a été questionnée face à la diversité des individus. Cependant l'étude ostéométrique a démontré son homogénéité morphologique avec une distribution similaire à celle des races stabilisées, permettant de définir la « race Amsterdam » (Guintard, Tardy 1994) qui peut être utilisée comme référence pour les bovins n'ayant pas subi de sélection humaine et les bovins des XVIII-XIXe siècles (Guintard 1993).

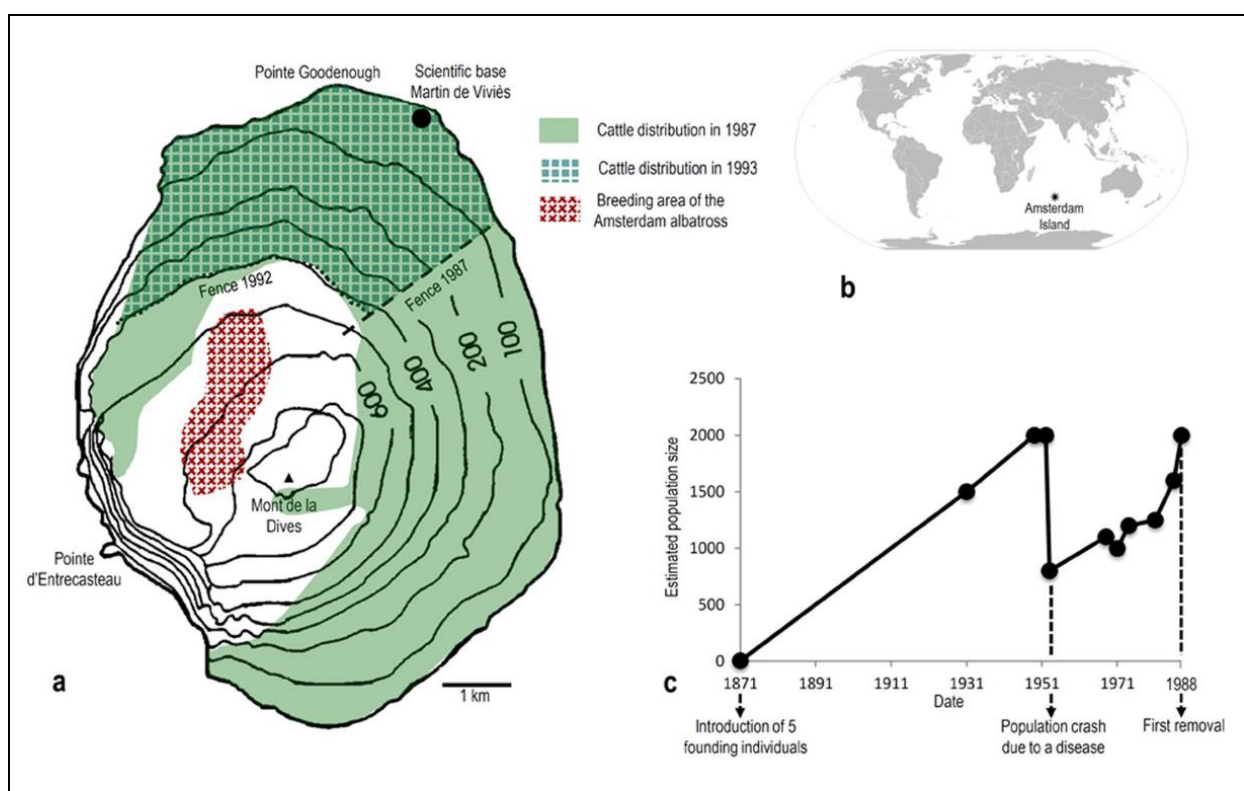


Figure 11: Carte de l'île Amsterdam et informations générales sur les bovins qui la peuplaient. (a) Espace occupé par le troupeau bovin, zone de nidification de l'Albatros de l'île Amsterdam (*Diomedea amsterdamensis*) et clôtures mises en place. (b) Localisation de l'île Amsterdam. (c) Taille de la population bovine au cours du temps. (Rozzi, Lomolino 2017)

2. Description de l'échantillon utilisé

La population statistique étudiée dans cette partie est constituée de 55 métacarpes entiers appartenant à la « race » Amsterdam et issus de la collection de l'école nationale vétérinaire de Nantes (Oniris). Leur sélection a été réalisée de manière aléatoire parmi les ossements accessibles. Il s'agit de bovins ayant été abattus entre 1988 et 1989, à l'occasion du retrait de la moitié de la population férale² de l'île Amsterdam. Ces ossements ont fait l'objet d'études précédentes, par Guintard et Berteaux (1995). Le sexe des bovins a été relevé au moment de l'abattage et est donc un paramètre certain. Cette population compte ainsi 27 os "mâles" et 28 os "femelles", appartenant respectivement à 14 individus mâles et 14 individus femelles.

Pour chaque individu, les métacarpes gauche et droit ont été étudiés, à l'exception de l'individu M34 pour lequel seul l'os droit était disponible. L'ensemble de ces os est complètement épiphysé ; ils appartenaient donc à des animaux de plus de 2,5 ans (Barone 1999). Cette population sera désignée plus loin sous le nom "échantillon Amsterdam".

L'échantillon Amsterdam ainsi défini répond à l'exigence d'homogénéité temporelle et géographique, nécessaire pour réaliser une étude ostéométrique et un sexage par méthode statistique (Guintard, Borvon 2009 ; Frère *et al.* 2017).

3. Mesures réalisées : choix des mesures et protocoles de mesure

3.1. Définition des mesures réalisées

Du fait du temps limité accordé à ce travail, seule l'extrémité distale du métacarpe a été étudiée dans cette étude.

L'échantillon Amsterdam a été soumis à une série de mesures intéressant l'extrémité distale du métacarpe. Ces 12 mesures sont définies dans le tableau I ci-dessous et présentées sur la figure 12. Ces mesures seront appelées "variables simples" ou "mesures brutes" dans la suite de ce travail, par opposition à leurs "rapports" détaillés plus loin (cf. II-A-3.5).

Les mesures Bd et Dd (largeur et épaisseur de l'extrémité distale) suivent la nomenclature proposée par Von den Driesch (1976). BCR (écart entre les reliefs intermédiaires des trochlées) a été utilisé par Brugal (1985).

Les autres mesures distinguent les métacarpes III et IV dont la fusion forme l'os canon. DCL et DCM (épaisseur des condyles latéral et médian au relief intermédiaire) sont recensés par Guintard en 1996. WCL et WCM (épaisseur des condyles latéral et médial) ainsi que DEL et DEM (épaisseur des condyles latéral et médial au niveau de la trochlée) ont été utilisés par Davis (2012).

Les mesures Sd, SdM et SdL correspondent à la projection de la moitié dorsale des surfaces articulaires distales, respectivement des deux condyles, du condyle médial et du condyle latéral. Elles ont été mises au point pour cette étude et sont détaillées dans le paragraphe II-A-3.3.2.

² Ou marronne, se dit d'une espèce domestique retournée à l'état sauvage.

Tableau I: Dénomination et définition des mesures réalisées sur les extrémités distales des métacarpes.

Dénomination	Définition de la mesure
Bd	Largeur maximale de l'extrémité distale
WCL	Largeur maximale du condyle latéral
WCM	Largeur maximale du condyle médial
Dd	Epaisseur maximale de l'extrémité distale
DCL	Epaisseur du condyle latéral, au niveau du relief intermédiaire
DCM	Epaisseur du condyle médial, au niveau du relief intermédiaire
DEM	Epaisseur de la trochlée médiale du condyle médial
DEL	Epaisseur de la trochlée latérale du condyle latéral
BCR	Largeur séparant les reliefs intermédiaires ("quilles articulaires") des deux trochlées de l'extrémité distale.
Sd	Projeté de la moitié dorsale de la surface articulaire distale sur un plan parallèle au plan longitudinal de l'os.
SdL	Projeté de la moitié dorsale de la surface articulaire du condyle latéral sur un plan parallèle au plan longitudinal de l'os.
SdM	Projeté de la moitié dorsale de la surface articulaire du condyle médial sur un plan parallèle au plan longitudinal de l'os.

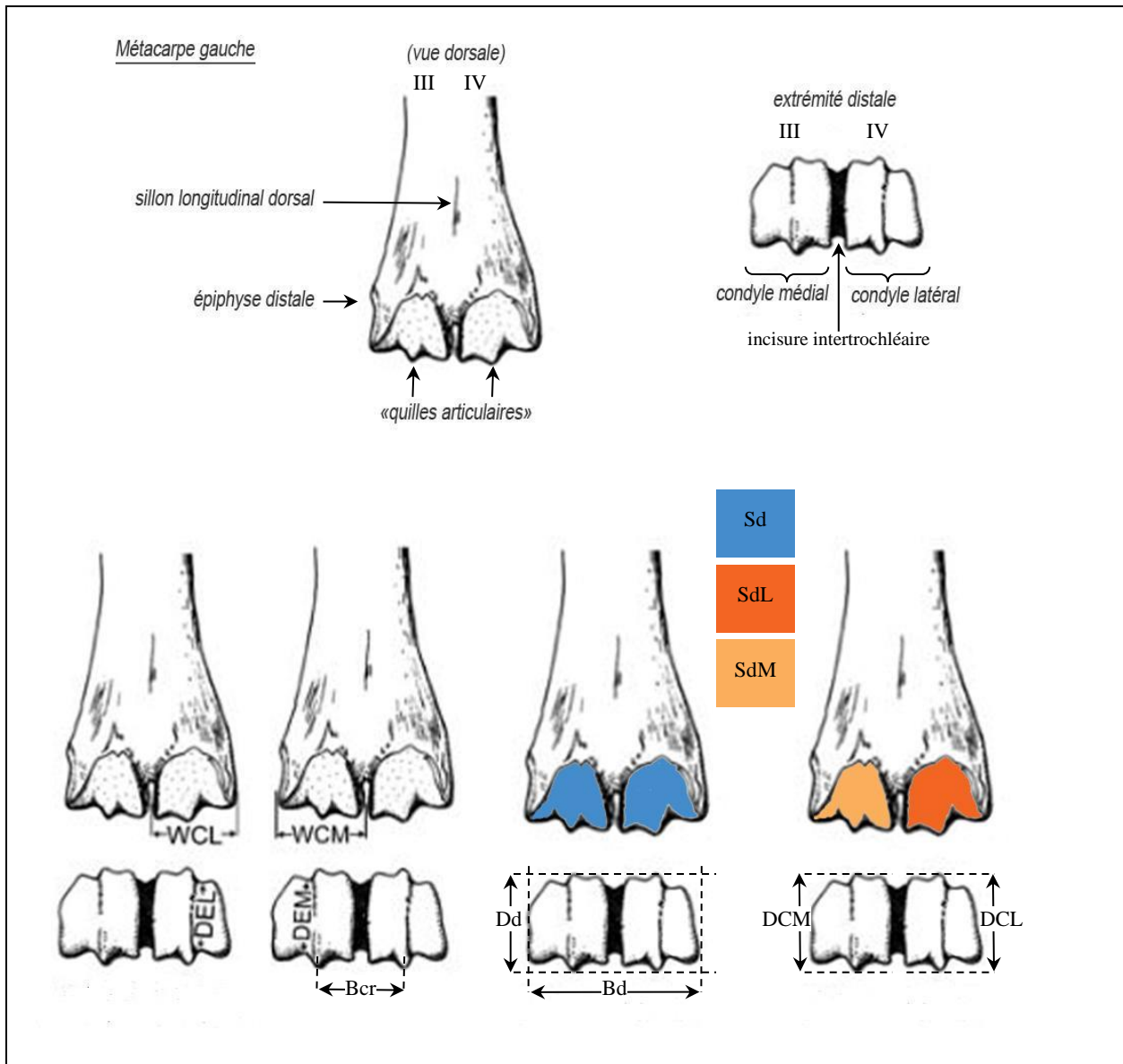


Figure 12: Mesures réalisées sur les extrémités distales des métacarpes.

3.2. Choix des mesures et faisabilité

L'objectif de cette partie est de sélectionner les mesures les plus efficaces pour déterminer le sexe des individus à partir de l'extrémité distale des métacarpes. Le nombre de mesures n'a donc pas été contraint par des raisons pratiques.

Leur choix s'est, en revanche, appuyé sur une observation des vestiges osseux du site archéologique de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique) afin de prendre en compte l'état d'usure des métacarpes dans la faisabilité des mesures. Ainsi, des paramètres tels que la profondeur de l'incisure interarticulaire distale (Guintard 1996) ont été écartés. En effet, elle n'est pas mesurable sur tous les vestiges osseux (figure 13). Elle apparaît donc peu judicieuse pour le sexage de populations archéologiques.



Figure 13 : Vestiges bovins du site de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, 80-100/110 apr. J.-C.), degrés d'usure variables et présence de matériel dans l'incisure interarticulaire distale. A. US 44321 - métacarpe 9D ; B. US 44092 - métacarpe entier D; C. US 44350 - métacarpe entier G; D. US 44005 - métacarpe 19D; E. US 44092 - métacarpe 10D. (Cliché : Louvaine Ferrand)

3.3. Protocole de réalisation des mesures

On distingue les mesures de taille (au sens général, “size” en anglais, à opposer à la hauteur de l’animal “height”) et les mesures de surface.

3.3.1. Mesures de taille

Les 9 premiers paramètres du tableau I correspondent à des mesures de la taille des métarpes. Ces mesures linéaires ont été réalisées à l’aide d’un pied à coulisse *Mitutoyo Digimatic Caliper* dont la précision atteint le centième de millimètre. Toutefois, les mesures ont été arrondies au dixième de millimètre (cf. II-A-3.4.2.).

3.3.2. Mesures de surface

Les mesures de surface (Sd, SdM et SdL) ont été réalisées en suivant le protocole suivant : La face dorsale des métarpes a été photographiée à l’aplomb de l’extrémité distale, à l’aide d’un appareil photo placé sur un trépied. La verticalité de l’axe de l’appareil photo au-dessus de l’os a été vérifiée au fil à plomb. Une règle graduée faisant office d’échelle a été placée à la hauteur des os par un système de cales. Le dispositif de prise de vue est représenté sur la figure 14 ci-dessous. Les images ainsi obtenues ont été traitées via le logiciel *Mesurim Pro 3.4* (Jean-François Madre). Le protocole de traitement des images est illustré par la figure 15. Le contour de la surface articulaire a préalablement été marqué sur l’os au crayon gris ou blanc (selon la couleur de l’os) afin de le faire ressortir sur la photographie. Ce même contour est tracé sur le logiciel avec l’outil crayon à l’aide d’une tablette graphique *Wacom intuos®*. La portion de l’image extérieure à ce tracé est retirée puis la surface restante est mesurée en mm². L’épaisseur du tracé réalisé à l’étape B est incluse dans la surface calculée par le logiciel. On veille donc à ce que le bord externe de ce trait coïncide avec la limite de la surface articulaire afin de ne pas surestimer la mesure.

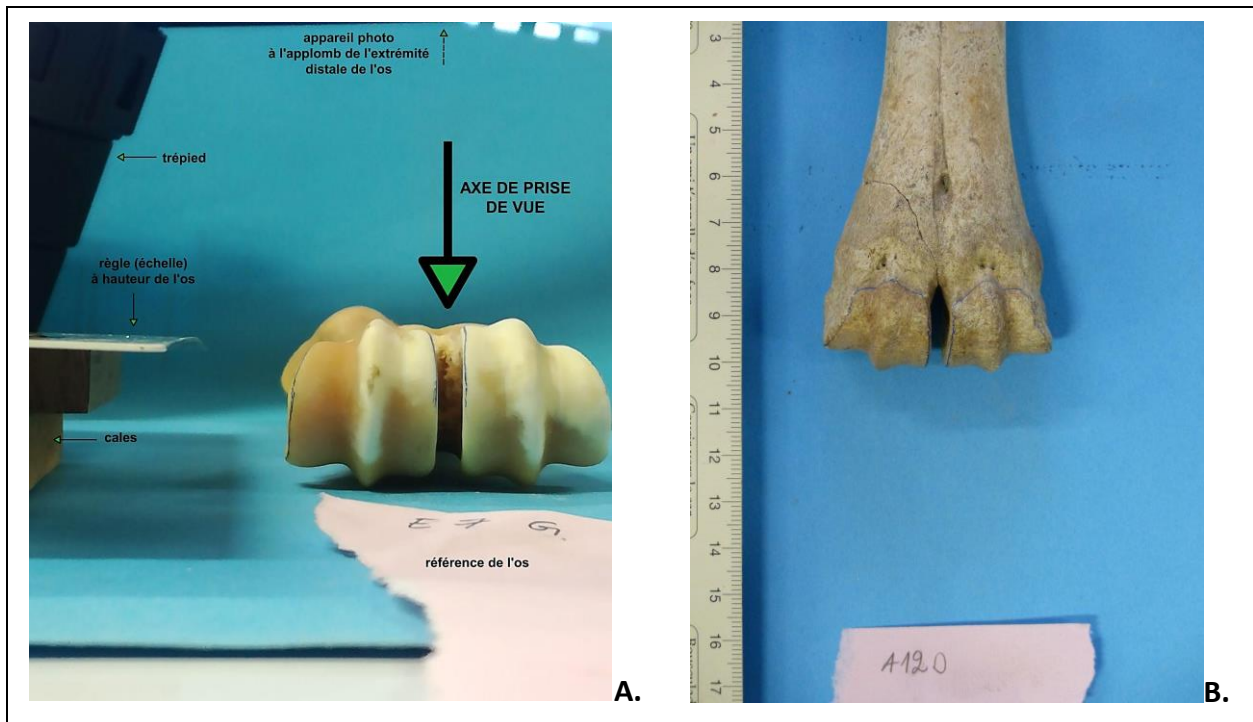


Figure 14: Dispositif de prise de vue (A) et exemple de photographie obtenue (B) avec le métacarpe 12D de l'échantillon Andone (site de Andone, Charente-Maritime, X-XIe siècles).
Cf. partie III-A-1.3 pour la description de l'échantillon Andone.

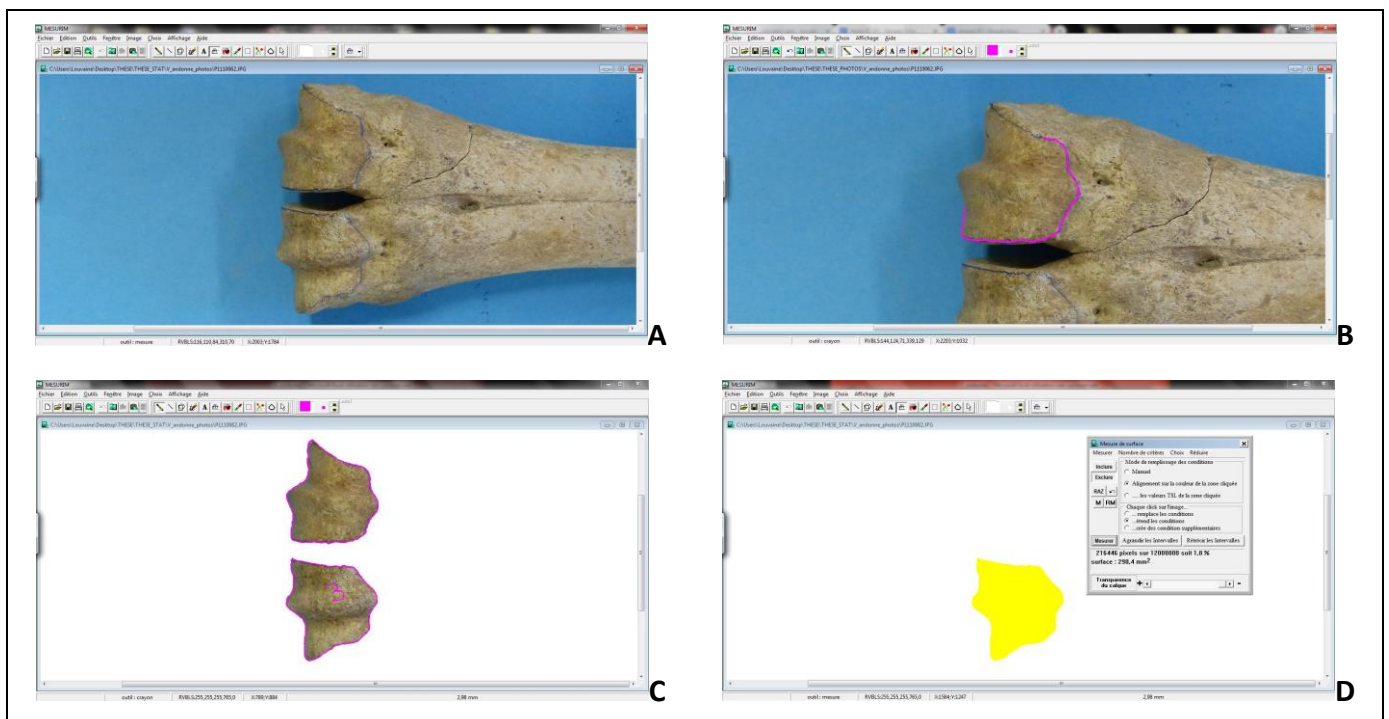


Figure 15 : Traitement des images pour obtenir les mesures projetées des surfaces articulaires (Sd, SdM et SdL). Capture d'écran du logiciel Mesurim Pro. Os 12D de l'échantillon Andone (Charente-Maritime, X-XIe siècles).

- A. Situation initiale, après avoir intégré l'échelle de la photographie au logiciel.
- B. Délimitation de la surface articulaire en cours.
- C. Surfaces articulaires isolées.
- D. Mesure de la surface SdM.

3.4. Variabilité des mesures

3.4.1. Fidélité et répétabilité

Ces 12 mesures sont facilement réalisables et répétables car elles reposent sur des limites anatomiques bien définies et non équivoques.

La fidélité des mesures, c'est-à-dire leur degré de dispersion, a été évaluée en mesurant 10 fois chaque paramètre sur un métacarpe sélectionné aléatoirement. Le coefficient de variation des mesures ne dépasse pas 0,6%. La répétabilité des mesures est donc correcte.

3.4.2. Précision et sources d'incertitude

Une source d'incertitude réside dans le fait que les manipulations ont été réalisées à la main. Ce facteur humain est cependant limité par deux éléments : les repères anatomiques des mesures et le fait que toutes les mesures aient été réalisées par la même personne.

Les mesures au pied à coulisse ont été arrondies au dixième de millimètre. En effet, l'os possède une certaine élasticité et les repères anatomiques définis précédemment, bien que dépourvus d'ambiguïté, ont une taille incompatible avec une précision au centième de millimètre. Il n'est donc pas possible d'envisager une telle finesse pour nos mesures. L'arrondi au dixième de millimètre des mesures des macro-restes est d'ailleurs cité par des groupements de recherche comme un minimum méthodologique en ostéologie (Frère *et al.* 2017).

Le logiciel Mesurim fournit, quant à lui, un résultat à 4 chiffres significatifs pour les mesures de surface. Par construction, la précision des mesures de surface atteint le dixième de millimètre carré pour les surfaces inférieures à 1000 mm². Au-delà de 1000 mm², la précision des mesures de surface se limite au millimètre carré.

3.5. Calcul des rapports

A partir des 12 mesures brutes détaillées ci-dessus (cf. tableau I) 66 rapports ont été calculés. Ce sont les résultats des croisements de chacune des variables avec les 11 autres. Lorsqu'une mesure exprimée en mm a été rapportée à une mesure de surface (en mm²), elle a été multipliée par elle-même afin d'obtenir un rapport sans unité, comme les autres.

La création de ces variables permet de s'affranchir de la taille de l'os (en passant à des variables sans unité). L'objectif est d'approcher la forme de l'extrémité distale du métacarpe (par opposition à son format, avec les mesures linéaires) pour pouvoir l'étudier.

3.6. Mesures envisagées mais non abouties

La mesure de la moitié palmaire de la surface articulaire par projection (même technique que celle employée pour la moitié dorsale, cf. II-A-3.3.2.) a été envisagée. La répétabilité de la mesure a également été évaluée à partir de 10 mesures réalisées sur un même os. La dispersion des mesures (coefficient de variation) atteint 3% contre 0,4% pour l'équivalent dorsal de la mesure. La fidélité de la projection dorsale est meilleure que celle de la projection palmaire, qui n'a donc pas été retenue.

Une mesure de la surface articulaire distale par empreinte a aussi été tentée. Elle consistait à faire rouler l'extrémité distale de l'os sur un support mou, comme de la pâte à modeler. L'objectif était de dérouler la surface articulaire via l'empreinte dans le but d'en mesurer la surface exacte. Les premiers essais ont montré que la façon de tenir l'os et la vitesse de roulement avaient une grande influence sur l'empreinte réalisée. Cette mesure ne s'est donc pas montrée assez standardisée et fiable pour être utilisée.

4. Analyses statistiques

Les données récoltées ont été compilées dans un tableur au format .xlsx et sont disponibles en annexe 1, conformément aux recommandations de Von den Driesch (1976) et Frère *et al.* (2017). L'ensemble des traitements statistiques a été réalisé sur le logiciel R (version 2022.02). Par la suite, les fonctions R utilisées seront citées, suivies du package³ correspondant, avec la mise en page suivante : fonction (package).

Les statistiques simples permettant de décrire l'échantillon et les caractéristiques ostéologiques de la population sont présentées dans un tableau en début de chaque partie. Ces valeurs ont été obtenues par les fonctions `summary` (base), `sd` (stats) et `gtsummary` (MASS). La moyenne, le minimum (min), le maximum (max), la médiane, l'écart interquartile (IQR), l'écart-type (σ), le coefficient de variation (CV, en %) sont ainsi présentés pour les mâles, les femelles et la population complète.

³ Collection de fonctions informatiques et de documentation associée. Le package permet la diffusion et l'utilisation des fonctions.

4.1. Mesures brutes

4.1.1. Analyse descriptive

Cette première partie vise à comprendre, décrire et résumer le jeu de données. Elle constitue un préalable à la suite de l'analyse.

4.1.1.1. Test de normalité

La normalité de la distribution a été étudiée pour les sous-populations formées par chacun des sexes via la fonction `shapiro.test` (stats). Il s'agit d'un préalable nécessaire à la détermination des intervalles de confiance et à la réalisation des tests de Student, de Welsh et de Fisher-Snedecor.

4.1.1.2. Intervalles de confiance autour des moyennes

Les individus de l'échantillon Amsterdam ont été choisis aléatoirement. Il est donc possible d'estimer les résultats ostéométriques de la population complète des bovins d'Amsterdam, via un intervalle de confiance à 95% autour de la moyenne. D'après le théorème central limite, quand l'échantillon est suffisamment grand (>30), la normalité de la distribution n'est pas requise pour extrapoler les résultats de l'échantillon à la population complète (Husson *et al.* 2018). *A contrario*, pour estimer les résultats de la « race » Amsterdam en séparant mâles et femelles, la normalité de la distribution des variables au sein de l'échantillon est requise.

Lorsque les conditions d'application étaient réunies, la fonction `t.test` (stats), qui repose sur le test de Student, a été utilisée pour déterminer ces différents intervalles de confiance. Les résultats de cette extrapolation sont disponibles en annexe 2.

4.1.1.3. Représentations graphique

La distribution des variables quantitatives a été représentée par des histogrammes, courbes de densité et nuages de points, en utilisant les fonctions du package `ggplot2`. Des graphiques en boîte de dispersion ont été réalisés via la fonction `boxplot` (graphics). Ils permettent de visualiser la dispersion des valeurs autour de la médiane et la différence entre mâles et femelles. C'est un préalable à la sélection des variables en vue du sexage.

4.1.1.4. Variabilité

La variabilité des paramètres dans l'échantillon Amsterdam a été évaluée par l'écart-type (σ), le coefficient de variation ($CV = \sigma / \text{moyenne} \times 100$) et la variabilité maximale ($Vm = (\max - \min) / \min \times 100$). Les deux premiers indicateurs sont dépendants de la moyenne et donc influencés par la taille de l'échantillon. *A contrario*, Vm est utilisable sur les petits échantillons mais est très liée à la présence d'individus marginaux (Guintard, Borvon 2009).

La variabilité maximale est plus élevée lorsque la population étudiée contient des mâles et des femelles mais aussi lorsqu'elle correspond à un mélange de deux races. Lorsque l'échantillon est suffisamment grand, V_m ne dépend pas de la population considérée mais du paramètre ostéométrique (cf. Partie I : I-E-1). Ainsi, pour B_d , on considère que V_m est supérieure à 30% en présence de deux sexes et inférieure à 20% en présence d'un seul sexe. Si V_m dépasse 60%, cela indique un mélange de 2 morphotypes (Guintard, Borvon 2009). Préalablement au sexage, le calcul de V_m permet donc d'évaluer rapidement si la population est homogène et si sa distribution est compatible avec la présence d'un ou deux sexes.

Il existe des valeurs de référence pour les paramètres de taille et de forme générale (B_d , D_d , grande longueur etc.) mais pas pour les dix autres mesures réalisées dans cette étude. Le calcul de V_m vise donc à établir un ordre de grandeur de référence pour ces variables.

4.1.2. Analyse bivariée : étude de l'indépendance des variables vis-à-vis du sexe

L'objectif de ces tests est de vérifier que la différence observée entre mâles et femelles dans l'échantillon est bien significative et d'écarter les paramètres qui seraient indépendants du sexe (et donc inutiles à notre démarche de sexage).

4.1.2.1. Comparaison des variances

Les variances des mâles et des femelles, c'est-à-dire la dispersion des mesures autour du centre de gravité, ont été observées pour chaque variable via le test de Fisher-Snedecor (fonction `var.test` (stats)). Ce test suppose une distribution normale de la variable dans chacune des classes (mâles et femelles ici). Il teste l'hypothèse H_0 d'égalité des variances. Cette hypothèse est rejetée avec un risque d'erreur de moins de 5% lorsque la p-value est inférieure à 0,05. Cela signifie alors que la différence observée entre les mâles et les femelles est bien significative et n'est pas due à l'échantillonnage.

4.1.2.2. Comparaison des moyennes et médianes

Les moyennes des mâles et des femelles ont également été comparées pour chaque variable. Le test de Student a été utilisé pour les variables dont la distribution suit la loi Normale au sein de chaque classe et dont la variance est statistiquement identique pour les mâles et les femelles. Dans le cas d'une inégalité des variances, c'est le test paramétrique de Welsh qui a été utilisé. Ces deux tests étudient l'hypothèse nulle H_0 d'égalité des moyennes des deux classes. Cette hypothèse est rejetée lorsque la probabilité critique du test (p-value) est inférieure à 0,05, correspondant à un risque de 5% de rejeter H_0 à tort.

4.1.2.3. Corrélation empirique entre les variables et le sexe

La fonction `catdes` (Factoshiny) permet de déterminer l'intensité de la liaison entre une variable qualitative (le sexe dans notre cas) et des variables explicatives. Cette fonction calcule le coefficient de corrélation empirique η^2 qui est d'autant plus élevé que la liaison est forte.

4.1.3. Etude multivariée

Cette partie vise à mettre en évidence les différences et les similarités entre les variables. Elle repose sur des analyses descriptives afin d'identifier des groupes de paramètres au comportement similaire et d'éventuelles variables redondantes.

4.1.3.1. Liens entre les variables quantitatives

Les corrélations entre les variables quantitatives ont été évaluées par le test du coefficient de corrélation de Spearman. Ce test non paramétrique ne présuppose pas l'existence d'un lien linéaire entre les deux variables. Il met simplement en évidence une relation de tendance ("quand A augmente, B augmente", par exemple) et mesure le degré de dépendance entre les variables. Il s'agit d'un test de rangs qui étudie la signification du coefficient de corrélation, c'est-à-dire sa comparaison par rapport à 0. La représentation graphique de la matrice de corrélation ainsi obtenue a été réalisée avec la fonction `corrplot` (`corrplot`).

4.1.3.2. ACP

L'analyse en composantes principales est une analyse exploratoire des données. Elle vise à visualiser et à résumer un jeu de données dans lequel des individus sont décrits par différentes variables continues. L'analyse consiste à étudier la distance entre les individus au sein des k dimensions et rechercher un sous-espace de dimension $n < k$ qui résume au mieux les données en déformant le moins possible le nuage de points. Les variables d'origine sont transformées en axes synthétiques, non corrélés entre eux. Ces axes dépendent évidemment du jeu initial de données.

La variable qualitative (le sexe) n'est pas prise en compte dans la construction des axes mais s'ajoute par coloration des points. Cette approche multifactorielle permet de dégager des similarités entre les variables et des groupes d'individus proches (Husson *et al.* 2018). La fonction `pca` (`FactomineR`) et l'interface `Factoshiny` associée ont été utilisées.

4.1.3.3. Analyse discriminante linéaire

L'analyse discriminante linéaire (LDA) est une analyse à la fois descriptive et prédictive. Elle cherche à expliquer et prédire l'appartenance d'un individu à un groupe (variable expliquée) à partir des valeurs prises par cet individu sur d'autres variables (les variables explicatives). Cette analyse repose sur la création d'un score de discrimination, combinaison linéaire des variables explicatives permettant la meilleure séparation des deux groupes sur un axe. Une fois ce score obtenu, les coordonnées d'un individu sur cet axe permettent de prédire le groupe auquel il appartient. Le modèle ainsi obtenu n'est, sauf preuve du contraire, valable que pour la population ayant servi à sa construction.

La fonction `lda` (`MASS`) a été utilisée pour réaliser cette analyse sur l'échantillon Amsterdam. Dans le but de réduire le nombre de variables utilisées tout en conservant de bonnes performances du modèle, la fonction `stepclass` (`klaR`) a été utilisée pour sélectionner et éliminer les variables les moins utiles à la discrimination.

4.1.4. Evaluation de la capacité à sexer

L'objectif est ici d'identifier les variables les plus pertinentes pour le sexage des bovins, parmi les paramètres étudiés.

4.1.4.1. Analyse du dimorphisme sexuel

L'analyse du dimorphisme sexuel a été faite par le calcul de l'indice de dimorphisme sexuel (DS) et de l'indice de recouvrement entre les individus extrêmes des deux catégories (B) utilisés par Guintard en 1998 (figure 16). Une variable permet une séparation entre mâles et femelles d'autant plus efficace que DS sera grand et B faible (Guintard 1998b).

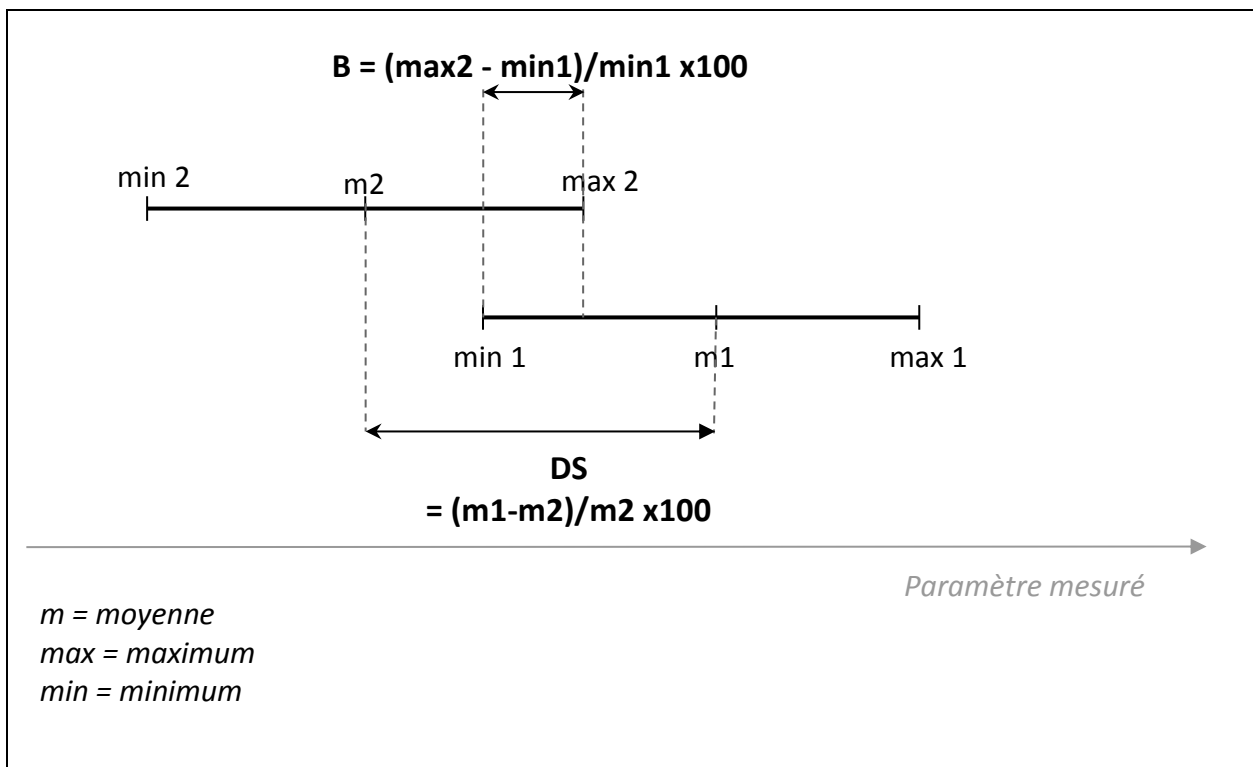


Figure 16: Définition des indices de dimorphisme sexuel (DS) et de recouvrement (B) d'une population composée de deux groupes (1 et 2). Réalisation : Louvaine Ferrand, d'après Guintard (1996).

4.1.4.2. Application de la méthode des indices

La méthode de sexage dite des "indices" (Guintard, Borvon 2009) a été appliquée aux paramètres étudiés. Contrairement aux méthodes de sexage par inférence, les seuils utilisés pour sexer ne sont pas absolus mais reposent sur la distribution de la population étudiée (cf. Partie I).

4.2.2. Etude descriptive des rapports sélectionnés, analyse bivariée et multivariée

Les rapports ainsi sélectionnés ont fait l'objet d'un traitement statistique simple et de représentations graphiques similaires à ceux des variables dites "simples" et détaillés précédemment (cf. II-A-4.1.1.).

La fonction `catdes` a été utilisée pour estimer l'intensité de la corrélation entre le sexe et chaque rapport, dans l'objectif de sélectionner les rapports les plus pertinents pour le sexage. Une analyse en composantes principales (ACP) a également été réalisée afin d'identifier les groupes de variables au comportement similaire. Les corrélations entre les rapports ont été étudiées de la même manière que pour les mesures brutes.

4.2.3. Evaluation de la capacité à sexer

A l'instar des variables "simples", les indices de recouvrement (B) et de dimorphisme sexuel (DS) ont été calculés pour les 37 rapports significatifs, dans le but d'identifier les paramètres les plus efficaces pour le sexage. D'autres analyses ont été conduites afin de proposer un modèle permettant le sexage des métacarpes bovins à partir des rapports.

4.2.3.1. Analyse discriminante multivariée PLS-DA

L'analyse discriminante par la méthode des moindres carrés (PLS-DA) modélise la relation entre une variable expliquée Y qualitative et des variables explicatives X_i quantitatives. Elle repose sur la régression par *partial least square* (PLS) qui construit des variables dites "latentes" non corrélées entre elles, combinaison linéaire des variables X_i originelles. Le passage de la PLS à la PLS-DA suppose que Y soit transformée en variable continue par un codage définissant les classes (0 et 1 pour une variable à deux modalités par exemple)

Cette méthode est particulièrement adaptée aux cas dans lesquels il y a plus de variables explicatives que d'observations ou lorsque les variables sont trop corrélées entre elles pour une régression linéaire multiple satisfaisante. Contrairement à la régression linéaire ou l'ACP, la méthode PLS cherche à maximiser la covariance entre la variable latente et Y , c'est-à-dire à faire en sorte que la nouvelle variable explique au mieux les variations de Y . Elle est donc plus efficace pour effectuer ensuite des prédictions concernant le résultat ou la classe de nouveaux individus (Barker, Rayens 2003).

Si l'ACP est plutôt une méthode descriptive qui sépare les individus et cherche à maximiser la variance de ses dimensions, la PLS est construite en tenant compte de la variable expliquée et est donc plus adaptée à la prédiction. Dans un objectif de discrimination, la PLS-DA doit être préférée à l'ACP (Barker, Rayens 2003).

Dans notre situation, Y correspond au sexe transformé via un codage binaire et les variables X_i sont les différents rapports. La fonction `plsda` du package `mixOmics` et la fonction `predict` (`stats`) ont été utilisées.

La création du modèle utilise la méthode de "cross-validation" : les données servent à la fois à la construction et à la validation du modèle. Pour cela, la population est divisée en deux : un groupe d'entraînement et un groupe de test. L'échantillon d'entraînement est utilisé pour construire le modèle. Le modèle est ensuite utilisé pour prédire le sexe de l'échantillon test. En confrontant la réalité avec le résultat de la prédiction, on obtient un taux d'erreur. Afin d'estimer le plus justement possible la précision du modèle, cette auto-évaluation (*cross-validation*) est répétée k fois de telle sorte que chaque individu n'intervienne qu'une fois dans l'évaluation du modèle. C'est la technique de "*k-fold cross-validation*" (Kohavi 1995). Le taux d'erreur moyen du modèle correspond à la moyenne des taux d'erreur calculés lors de ces k tests.

Dans notre cas, k est fixé à 9 et les portions réservées pour la validation sont composées de 3 mâles et 3 femelles sélectionnés par tirage aléatoire sans remise. Ce découpage a été dicté par la taille de l'échantillon Amsterdam. Il a également été nécessaire de retirer une femelle du jeu de données, afin d'avoir autant d'os mâles que femelles. Celle-ci est choisie aléatoirement lors de l'exécution du code correspondant à la création de ce modèle.

Cette démarche permet d'obtenir un modèle discriminant propre à la population Amsterdam et qui permet de classer de nouveaux individus. En revanche, elle ne fournit pas d'équation permettant le sexage des nouveaux individus sans repasser par la fonction relativement opaque.

L'approche par PLS-DA est bien adaptée aux rapports. Cette analyse n'a pas été appliquée aux mesures brutes (cf. II-A-4.1.) car elles sont suffisamment peu nombreuses pour permettre un algorithme de décision simple et plus transparent.

Inversement, l'analyse discriminante linéaire (LDA) n'a pas été appliquée aux rapports car ils sont trop nombreux. En effet, il est préférable d'appliquer la LDA à un nombre restreint de variables par rapport au nombre d'observations (Barker, Rayens 2003).

Enfin, la régression logistique multiple a également été envisagée. Ce test paraît adapté à notre situation, puisqu'il cherche à expliquer une variable qualitative par de nombreuses variables quantitatives. Toutefois, comme nous le verrons dans la partie II-B-1.4.1, l'importante corrélation entre les variables explicatives empêche ce test d'aboutir.

4.2.3.2. Application de la méthode des indices

La méthode de sexage par indices utilisée pour les variables brutes (cf. II-A-4.1.4.2.) a toutefois été appliquée à une sélection des rapports : les plus significativement corrélés au sexe et les plus discriminants d'après les analyses précédentes. Les taux d'individus mal classés ou non classés ont été calculés. A nouveau, une interprétation commune des résultats a été proposée.

B. Résultats

1. Variables dites "simples"

Cette partie traite uniquement des mesures brutes, par opposition aux rapports de mesures dont les résultats seront développés ensuite (II-B-2.)

Tableau II: Statistiques descriptives des 12 mesures de l'extrémité distale du métacarpe dans l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam, 55 individus). Cf. tableau I et figure 12 pour la définition des mesures. min = minimum; max = maximum; IQR = écart interquartile; σ = écart-type; CV = coefficient de variation.

paramètre (unité)	mâles (n = 27)			femelles (n= 28)		
	moyenne [min; max]	médiane (IQR)	σ (CV %)	moyenne [min; max]	médiane (IQR)	σ (CV %)
Bd (mm)	62,9 [58,7; 68,3]	62,6 (61,2; 64,1)	2,49 (3,96)	54,2 [49,8; 57,7]	54,2 (53,2; 55,2)	1,88 (3,47)
WCL (mm)	29,1 [26,6; 31,1]	29,1 (28,3; 30,2)	1,36 (4,69)	25,2 [23,5; 26,9]	25,3 (24,7; 25,6)	0,87 (3,47)
WCM (mm)	29,7 [27,8; 31,5]	29,7 (29,0; 30,0)	1,03 (3,48)	25,5 [23,5; 27,1]	25,8 (25,0; 26,1)	0,96 (3,75)
Dd (mm)	33,5 [29,7; 36,4]	33,3 (32,3; 35,3)	1,82 (5,43)	30,2 [27,2; 31,9]	30,4 (29,5; 31,0)	1,06 (3,50)
DCL (mm)	33,0 [29,9; 35,5]	32,9 (32,4; 33,7)	1,29 (3,92)	30,1 [27,4; 32,1]	30,3 (29,6; 30,6)	0,89 (2,97)
DCM (mm)	33,1 [30,2; 36,3]	32,9 (32,3; 33,7)	1,45 (4,39)	30,3 [27,00; 32,3]	30,2 (29,8; 30,9)	1,06 (3,52)
DEM (mm)	26,1 [23,7; 29,7]	26,1 (25,4; 26,7)	1,38 (5,29)	23,4 [22,2; 24,4]	23,4 (23,2; 23,8)	0,52 (2,23)
DEL (mm)	24,5 [22,2; 27]	24,6 (23,9; 25,2)	1,26 (5,16)	22,2 [20,7; 23,8]	22,3 (21,7; 22,7)	0,69 (3,09)
BCR (mm)	29,7 [27,1; 32,1]	29,8 (28,7; 30,7)	1,45 (4,9)	25,7 [23,8; 27]	25,6 (25,4; 26,4)	0,83 (3,22)
Sd (mm ²)	959,6 [728,8; 1283]	929,4 (873,4; 1024)	133,10 (13,87)	722,2 [599,4; 887,7]	719,9 (661,1; 765)	74,54 (10,32)
SdL (mm ²)	480,2 [377,9; 644,2]	457,4 (441,5; 505,8)	67,90 (14,14)	361,7 [303,6; 434,3]	365,5 (328,8; 388,8)	36,82 (10,18)
SdM (mm ²)	479,4 [350,9; 638,8]	475,4 (434,4; 522,4)	68,01 (14,19)	360,5 [295,8; 454,2]	355,1 (332; 380,8)	40,22 (11,15)

1.1. Analyse descriptive

La moyenne et la médiane au sein de chaque classe sont relativement proches pour les variables de taille, avec un écart relatif $((\text{moyenne} - \text{médiane}) \div \text{médiane})$ de moins de 1%. Pour les paramètres de surface, la médiane est légèrement plus éloignée de la moyenne, surtout chez les mâles. L'écart relatif atteint par exemple 5% pour SdL chez les mâles.

La distribution des variables au sein de chaque sexe apparaît quasiment symétrique et semble se rapprocher de la loi Normale. Cette tendance est confirmée par les tests statistiques shapiro.test (stats) : chacune des variables quantitatives suit une distribution de loi Normale au sein de la sous-population formée par chaque sexe (annexe 3).

L'écart-type, qui représente la dispersion des individus autour de la moyenne, est systématiquement plus grand pour les mâles que pour les femelles. La variabilité des mâles est donc plus importante que celle des femelles dans notre échantillon Amsterdam.

Contrairement à l'écart-type (σ) qui est exprimé dans la même unité que le paramètre étudié, le coefficient de variation (CV) est relatif. Il permet donc de comparer la dispersion des différentes variables sans biais lié à l'unité. On constate que la variabilité des paramètres de surface est plus importante (plus du double) que celle des 9 autres variables. A nouveau, la dispersion des valeurs est plus importante chez les mâles que chez les femelles.

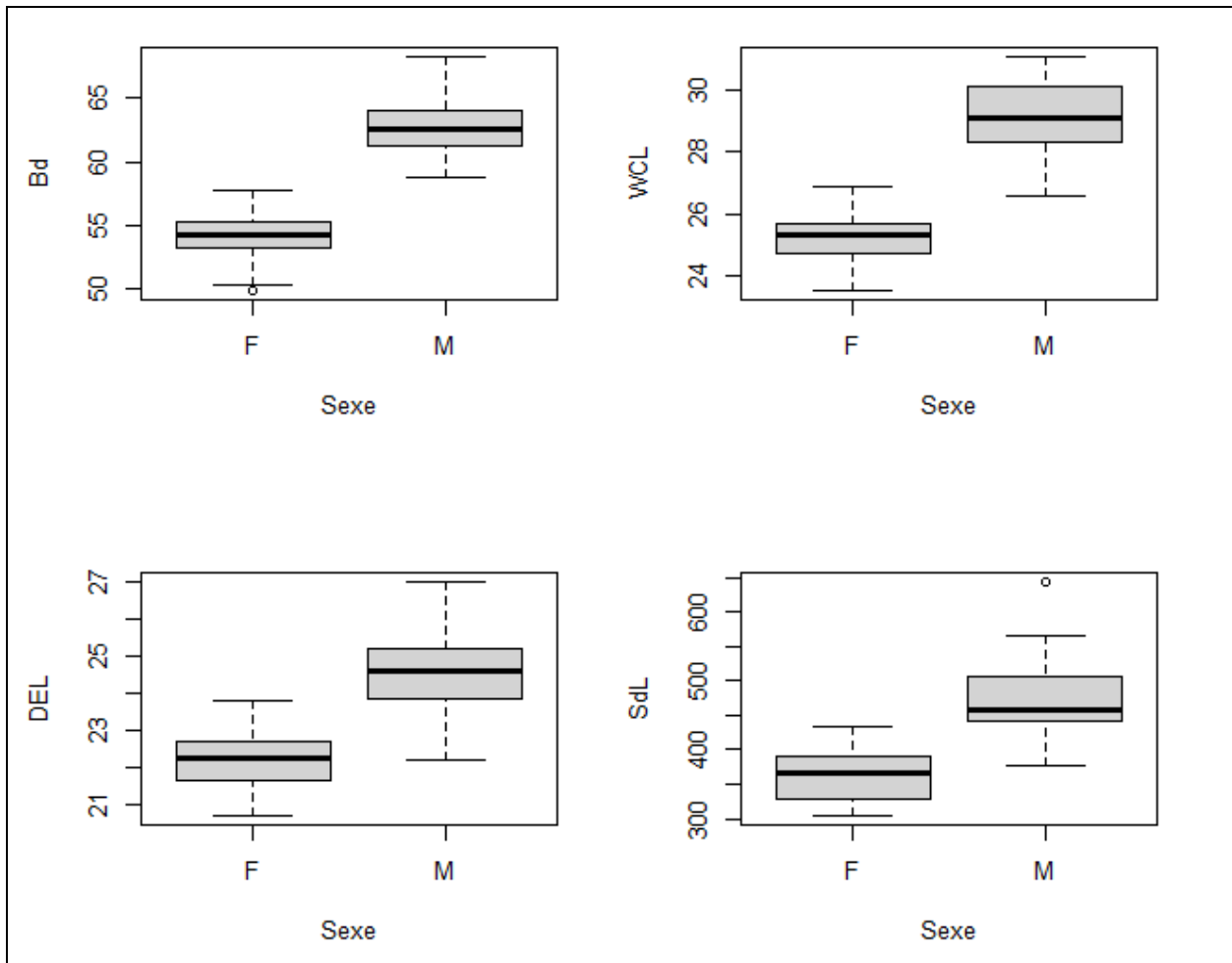


Figure 18: Graphe de dispersion des mesures des mâles et des femelles pour Bd, WCL, DEL et SdL dans l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam). 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles). Avec : Bd = largeur de l'extrémité distale du métacarpe ; WCL = largeur maximale du condyle latéral ; DEL = épaisseur de la trochlée latérale du condyle latéral ; SdL = projeté de la moitié dorsale de la surface articulaire du condyle latéral sur un plan parallèle au plan longitudinal de l'os.

Dans l'échantillon Amsterdam, les mâles prennent en moyenne des valeurs plus élevées que les femelles pour chacun des 12 paramètres étudiés. La variabilité des mâles est supérieure à celle des femelles.

Tableau III: Variabilité maximale des paramètres mesurés sur l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam). 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles). Cf. tableau I et figure 12 pour la définition des mesures.

Paramètre	Variabilité maximale $Vm = (max - min)/min \times 100$		
	population entière	mâles	femelles
Bd	37,15	16,35	15,86
Dd	33,82	22,56	17,28
WCL	32,34	16,92	14,47
WCM	34,04	13,31	15,32
DCL	29,56	18,73	17,15
DCM	34,44	20,20	19,63
DEM	33,78	25,32	9,91
DEL	30,43	21,62	14,98
BCR	34,87	18,45	13,45
Sd	114,05	76,04	48,01
SdL	112,19	70,47	43,05
SdM	115,96	82,05	53,55

La variabilité maximale (Vm) est utilisée comme indicateur statistique de la présence d'un ou plusieurs sexes dans un échantillon (cf. II-A-4.1.1.4.). La Vm des mesures linéaires (en gras dans le tableau III) se comporte de manière similaire à celle de Bd et Dd, pour lesquelles il existe la référence suivante: moins de 20% en présence d'un seul sexe, plus de 30% en présence de deux sexes et plus de 60% lorsque la population est hétérogène. Pour les mesures de surface (Sd, SdM et SdL) la variabilité est environ trois fois plus importante.

Dans l'échantillon Amsterdam, la variabilité maximale des mesures de surface articulaire est trois fois plus importante que celle des mesures linéaires. Les mesures intéressant les compartiments médial ou latéral de l'extrémité distale du métacarpe atteignent des niveaux de variabilité similaires aux valeurs de référence des paramètres de taille générale de l'extrémité distale.

1.2. Statistique bivariée : dépendance vis-à-vis du sexe

La lecture du tableau II montre que la moyenne des observations réalisées sur les mâles est systématiquement supérieure à celle des femelles. Les femelles ont donc tendance à prendre des valeurs inférieures aux mâles dans notre échantillon.

La comparaison des moyennes par les tests de Student et de Wilcoxon (selon que les conditions d'application du premier soient remplies ou non, cf. II-A-4.1.2) confirme les observations graphiques : les moyennes des mâles et des femelles sont statistiquement différentes (annexe 4). Ces 12 variables sont donc statistiquement dépendantes du sexe et peuvent être envisagées comme moyen de sexer les individus.

Pour les paramètres Bd, WCM et BCR (largeur de l'extrémité distale, largeur du condyle latéral et écart entre les reliefs intermédiaires), on observe une séparation complète entre mâles et femelles. Pour les autres, il y a un chevauchement des distributions des deux classes. Cela ne concerne alors que les individus placés au-delà du 3^e quartile pour les mâles et en dessous du premier quartile pour les femelles soit 25% ou moins de la sous-population formée par le sexe. Les histogrammes (figure 19) illustrent la variabilité de ce chevauchement des valeurs selon les paramètres mesurés.

Les résultats du test de Fisher-Snedecor de comparaison des variances sont disponibles en annexe 5. Les variances sont statistiquement identiques pour les paramètres Bd, WCM, DCL et DCM. Pour les autres, la différence observée plus haut n'est pas due à l'échantillonnage.

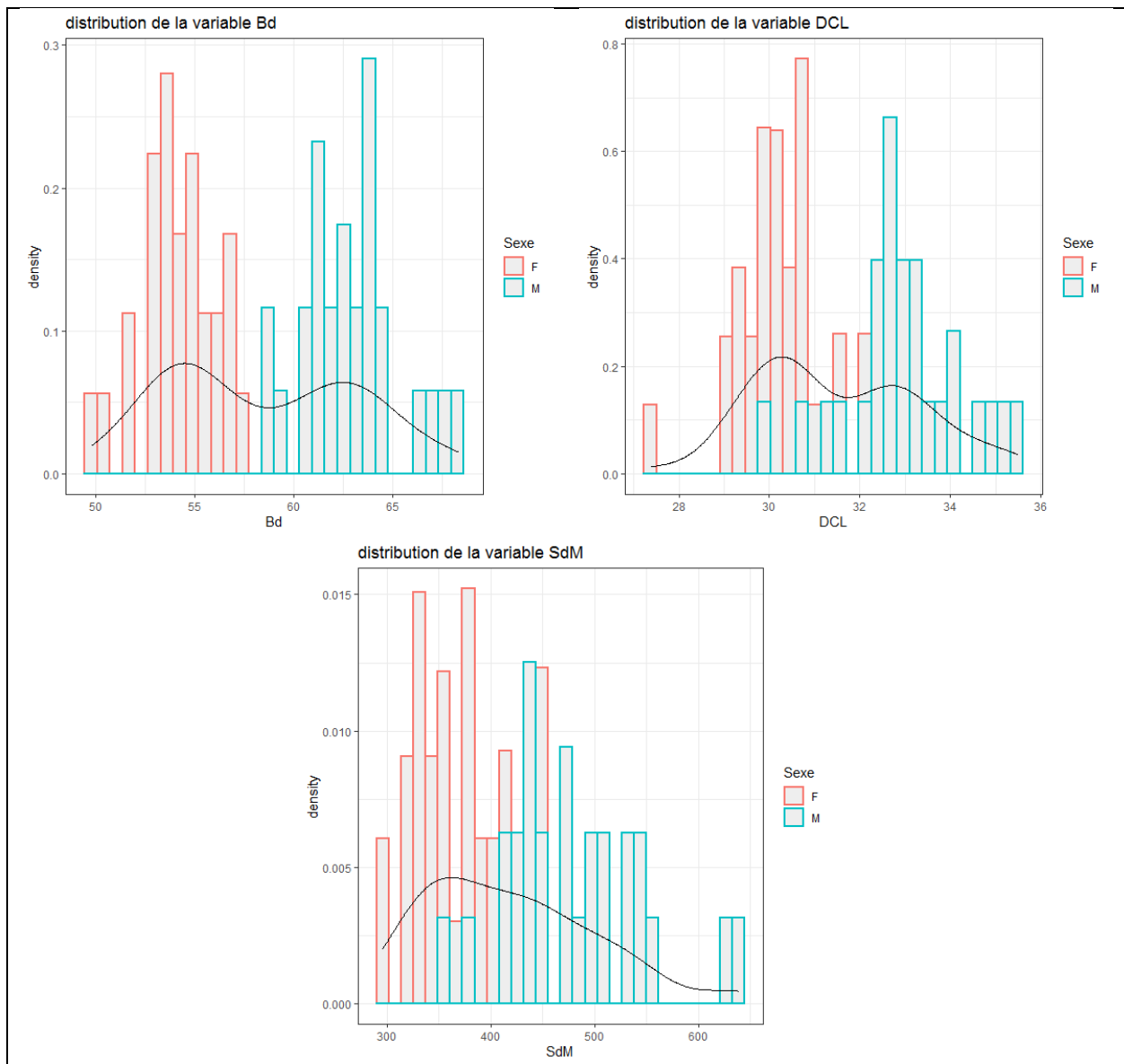


Figure 19: Distribution des mesures des mâles et des femelles pour Bd, DCL et SdM dans l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam). 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles). Histogramme et courbe de densité. Avec : Bd = largeur de l'extrémité distale du métacarpe ; DCL = épaisseur du condyle latéral au niveau du relief intermédiaire ; SdM = projeté de la moitié dorsale de la surface articulaire du condyle médial sur un plan parallèle au plan longitudinal de l'os.

Il existe une différence significative entre les moyennes des mâles et des femelles dans l'échantillon Amsterdam pour les 12 mesures de l'extrémité distale du métacarpe.

1.3. Evaluation de l'efficacité des variables pour le sexage

Dans le but de sélectionner les paramètres les plus pertinents pour le sexage des bovins à partir de l'extrémité distale du métacarpe, différents indicateurs ont été calculés.

Tableau IV: Corrélation empirique (η^2) entre le sexe et les différents paramètres mesurés sur l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam). 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles).
Significativité du test : (***) = p-value <0,01. Cf. tableau I et figure 12 pour la définition des mesures.

Paramètre	η^2
WCM	0,816 (***)
Bd	0,801 (***)
WCL	0,750 (***)
BCR	0,746 (***)
DCL	0,636 (***)
DEM	0,627 (***)
DEL	0,569 (***)
DCM	0,559 (***)
Sd	0,559 (***)
Dd	0,552 (***)
SdL	0,552 (***)
SdM	0,543 (***)

L'étude de la corrélation empirique des mesures avec le sexe permet de comparer avec quelle intensité chacune des 12 variables est liée au sexe. Le tableau IV rassemble les coefficients de corrélation empirique (η^2) qui sont d'autant plus élevés que la liaison étudiée est intense. On constate que les variables les plus fortement liées au sexe sont WCM, Bd, WCL et BCR, qui correspondent chacune à la largeur de l'extrémité distale du métacarpe. En revanche, Dd et les mesures de surfaces sont moins bien corrélées au sexe. Ces dernières semblent donc un peu moins adaptées au sexage des métacarpes.

Ces différences de capacité à sexer sont confirmées par le calcul du coefficient de dimorphisme sexuel (DS) et de l'indice de recouvrement (B) présentés dans le tableau V. Une variable permet une séparation des sexes d'autant meilleure que le rapport DS/B est élevé. Les paramètres de surfaces possèdent un important coefficient de dimorphisme sexuel mais il est associé à un fort indice de recouvrement. A nouveau, il apparaît que les variables Sd, SdL et SdM sont moins efficaces pour sexer. A l'inverse, BCR, WCL, Bd et, dans une moindre mesure, WCM semblent être les plus pertinents pour mettre au point une méthode de sexage. Enfin, le compartiment médial de l'extrémité distale du métacarpe n'apparaît pas plus dimorphique que le compartiment latéral.

Tableau V: Indices de dimorphisme sexuel (DS) et de recouvrement (B) des différents paramètres ostéométriques dans l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam). 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles). Cf. tableau I et figure 12 pour la définition des mesures. Cf. figure 16 pour les formules de calcul de DS et B.

variable	DS	B	DS/B
Bd	16,00	- 1,7	9,41
Dd	10,68	7,41	0,69
WCL	15,42	1,13	13,65
WCM	16,12	- 2,52	6,40
DCL	9,55	7,36	1,30
DCM	9,27	6,95	1,33
DEM	11,24	2,95	3,81
DEL	10,27	7,21	1,42
BCR	15,42	- 0,37	41,68
Sd	32,87	21,8	1,51
SdL	32,76	14,92	2,20
SdM	32,99	29,44	1,12

La corrélation entre les mesures étudiées et le sexe est importante dans l'échantillon Amsterdam, en particulier pour les mesures de largeur (WCL, WCM, Bd et BCR). Celles-ci présentent aussi les meilleurs rapports DS/B (qui présagent de la capacité à sexer). Les mesures de surfaces possèdent un important coefficient de dimorphisme sexuel mais également un fort indice de recouvrement, ce qui les rend moins efficaces pour différencier les males des femelles.

1.4. Analyse multivariée

L'analyse multivariée vise à décrire les relations entre les paramètres et identifier les similarités et différences entre les variables, en vue d'une sélection des mesures.

1.4.1. Corrélations de Pearson

Comme l'indique la matrice ci-dessous (figure 20), les variables sont particulièrement corrélées entre elles. Les coefficients de corrélation de Pearson sont, en effet, compris entre 0.69 (DEL et SdM) et 0.99 (Sd et SdM). Cette autocorrélation des données empêche les algorithmes de régression logistique multiple de converger. Ces résultats soutiennent l'idée qu'une réduction du nombre de variables est possible tout en conservant la capacité de sexage.

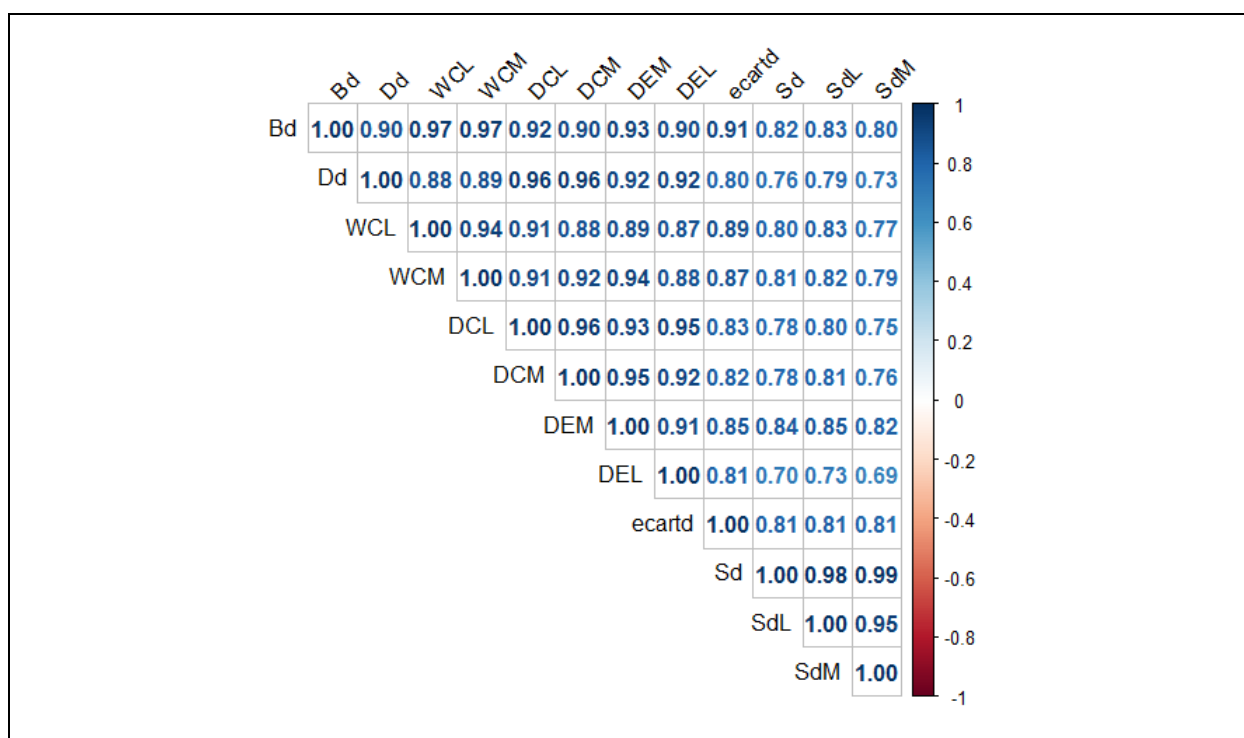


Figure 20: Corrélations entre les 12 mesures étudiées dans l'échantillon Amsterdam : matrice des coefficients de corrélation de Pearson. Cf. tableau I et figure 12 pour la définition des mesures.

1.4.2. Analyse en composantes principales (ACP)

Les graphes issus de l'ACP incluant les 12 paramètres sont présentés sur les figures 21 et 22. Seuls les deux premiers axes de l'analyse ont été retenus car ils expliquent 93,7% de la variabilité du nuage de points. Bien qu'il n'y ait pas de séparation complète des mâles et des femelles sur le plan formé par les axes I et II (figure 21), les ellipses de confiance des centres de gravité des deux classes sont bien disjointes le long de l'axe I.

Sur le graphe des variables (figure 21) les mesures de surface se distinguent des autres paramètres. Ce sont les seules à être significativement corrélées à l'axe II au seuil de p-value de 0,05 (cf. annexe 7). Or le sexe n'est pas significativement corrélé aux valeurs de l'axe II (p -value : $6,039 \cdot 10^{-1}$). Cet axe explique d'ailleurs seulement 5,1% de la variance. Ces éléments s'ajoutent aux précédents pour conclure que les mesures de surface articulaire (Sd, SdL et SdM) ne permettent pas une différenciation efficace des femelles et des mâles de notre échantillon.

La même ACP a été réalisée en excluant les mesures de surface (annexe 8). Cette fois, le nuage de points montre une distribution discontinue des mâles et des femelles sur le premier plan (figure 22). L'inertie du plan est de 95,0%, ce qui est excellent. Les 9 variables étudiées peuvent donc être rassemblées en deux composantes qui suffisent à séparer les mâles des femelles.

La contribution des variables à l'axe I est relativement homogène, avec des valeurs comprises entre 10,2 et 11,6 %. Le sexe est bien corrélé à l'axe I ($\eta^2 = 0,728$, p -value = $1,256615 \cdot 10^{-16}$). BCR, DCL et Dd sont les paramètres qui interviennent le plus dans la construction de l'axe 2.

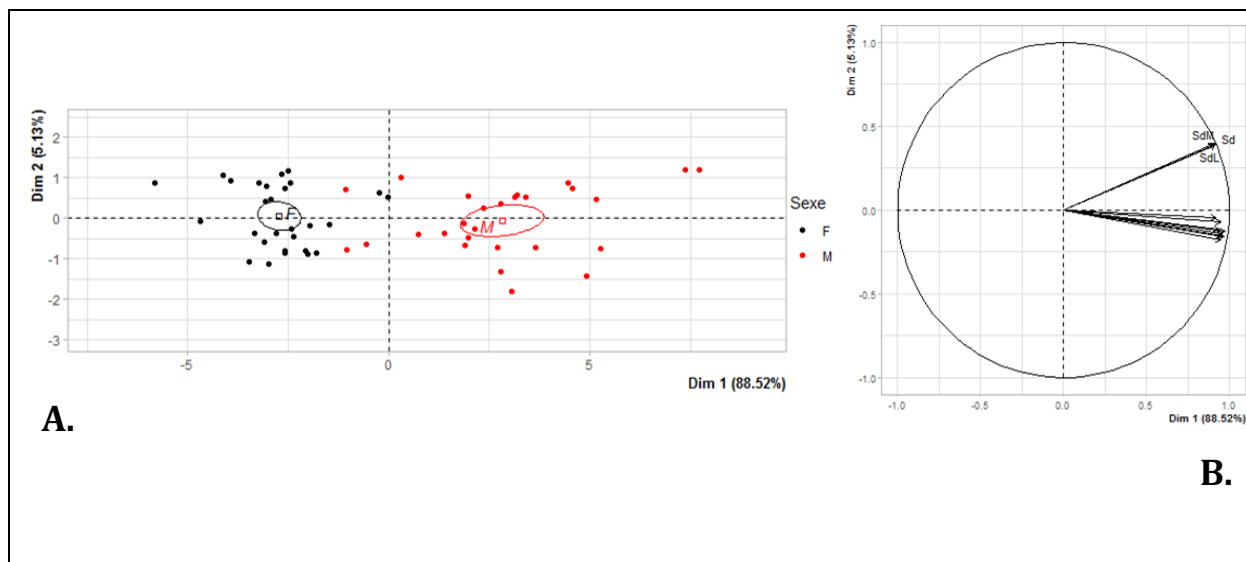


Figure 21: Graphe des individus (A.) et des variables (B.) de l'ACP portant sur les métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam) 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles) 12 mesures de l'extrémité distale. Valeurs centrées-réduites.

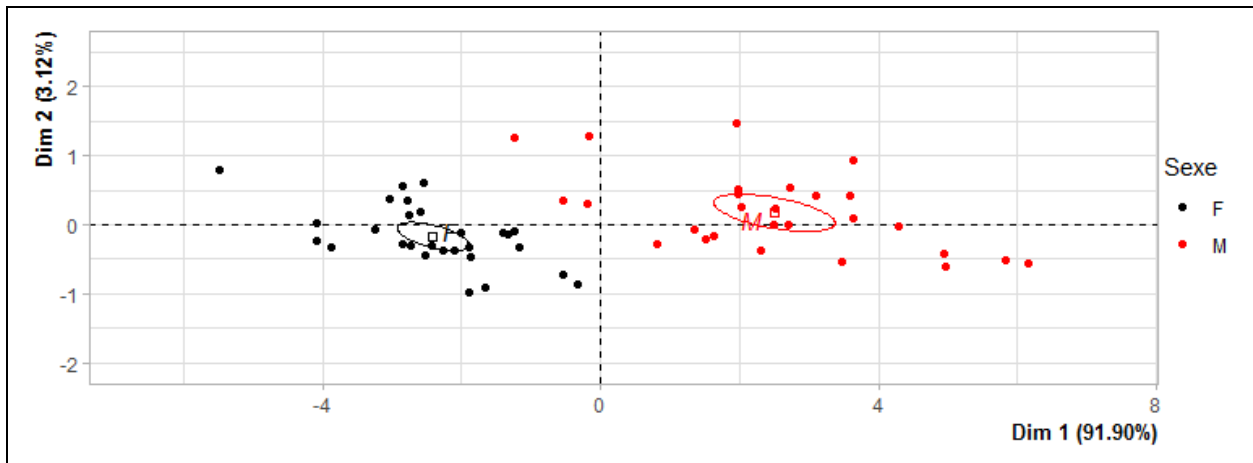


Figure 22: Graphe des individus de l'ACP portant sur les métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam), après exclusion des mesures de surface articulaires. 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles). 9 mesures de l'extrémité distale. Valeurs centrées-réduites.

1.4.3. Analyse discriminante linéaire (LDA)

Cette analyse confirme qu'il est possible de séparer les mâles des femelles de l'échantillon Amsterdam à partir des mesures de l'extrémité distale du métacarpe (figure 23). L'étude des coefficients de discrimination (figure 23) montre que les mesures de surface ne jouent pas un rôle significatif (coefficient proche de 0) et confirme qu'elles sont peu utiles au sexage.

L'emploi de l'analyse discriminante linéaire pas à pas pour sélectionner les variables les plus efficaces au sexage n'a pas pu aboutir à un résultat. En effet, plusieurs paramètres ont un taux d'erreur nul. Dès lors, l'algorithme qui repose sur l'amélioration du taux d'erreur s'arrête prématurément.

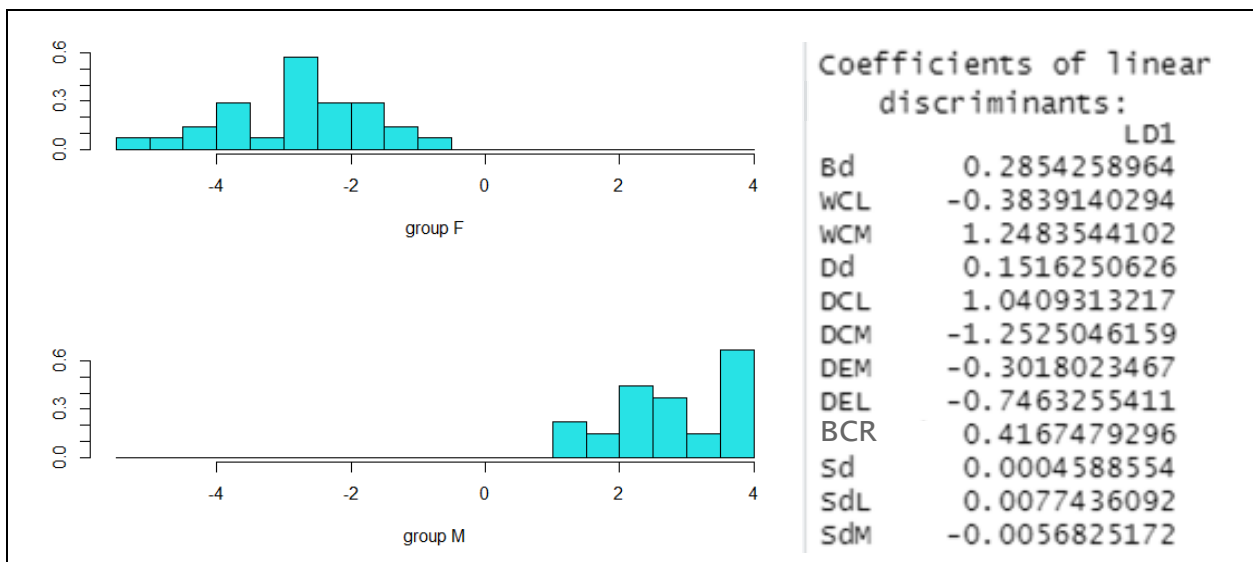


Figure 23: Analyse discriminante linéaire de l'échantillon Amsterdam (27 mâles et 28 femelles). 12 mesures de l'extrémité distale. Histogramme de projection des individus sur l'axe de la LDA et coefficients de discrimination linéaire. Cf. tableau I et figure 12 pour la définition des mesures.

L'analyse multivariée montre que les mesures de surface articulaire ont un comportement différent des autres mesures de l'extrémité distale du métacarpe dans l'échantillon Amsterdam. A nouveau, il apparaît que les surfaces sont peu impliquées dans la discrimination mâles-femelles. Lorsqu'on ne prend pas en compte ces mesures de surface, l'ACP permet une séparation complète des deux sexes.

1.5. Proposition d'un protocole de sexage par indices et évaluation du résultat

Au vu des résultats des analyses bivariées et multivariées des 12 variables, il ne paraît pas pertinent d'utiliser les mesures de surface pour sexer les métacarpes de l'échantillon Amsterdam. La méthode des indices (cf. II-A-4.1.4.2) n'a donc pas été appliquée à Sd, SdL et SdM.

Les bornes de sexage i_1 et i_2 telles que définies précédemment (cf. II-A.4.1.4.2) sont disponibles en annexe 9. Pour rappel, une erreur de sexage correspond à un mâle classé femelle et inversement. Un classement "indéterminé" est renvoyé lorsque l'individu se trouve dans la zone de recouvrement des distributions des deux groupes. Le détail des résultats de sexage pour chaque individu figure en annexe 10.

Pris individuellement, les paramètres Bd, WCM, WCL, DCM, DCL et BCR permettent de sexer sans erreur entre 36,4% (pour DCL) et 74,6% (pour BCR) des individus. Le taux d'indétermination est trop élevé pour être satisfaisant.

Tableau VI: Efficacité du sexage des métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam) par la méthode statistique (dite "des indices") portant individuellement sur chaque paramètre. 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles) Cf. tableau I et figure 12 pour la définition des mesures. Cf. partie II-A-4.1.4.2. pour la description de la méthode.

	Paramètre de sexage								
	Bd	Dd	WCL	WCM	DCL	DCM	DEM	DEL	BCR
nombre d'erreur	0	1	0	0	0	0	4	2	0
taux d'erreur (%)	0	1,8	0	0	0	0	7,3	3,6	0
nombre d'indéterminé	15	28	15	13	35	32	18	24	14
Indétermination (%)	27,3	50,9	27,3	23,6	63,6	58,2	32,7	43,6	25,4

Cependant, on peut croiser les résultats des différentes variables et proposer le protocole de décision A, présenté sur la figure 24. Cette interprétation multiple permet de compléter les conclusions d'un paramètre par celles des autres. Les résultats obtenus sont alors bien meilleurs (cf. tableau VI).

Si le niveau de risque accepté est faible, le protocole A permet de sexer 63,6% de la population avec certitude et sans erreur (11 individus ont en effet un classement moins sûr et sont écartés). En acceptant les classements un peu moins sûrs, le risque d'erreur est légèrement plus élevé (1,8%) mais on peut sexer 83,6% de la population.

Au vu des taux d'erreur portés par Dd, DEM et DEL, un sexage limité aux six autres mesures (protocole B, cf. figure 24) a été envisagé. Il permet de sexer 78,2 % de la population sans erreur.

Dans le cas de notre échantillon Amsterdam, au vu des résultats précédents, un sexage basé uniquement sur les variables Bd, WCL et BCR est aussi envisageable. C'est le protocole C (cf. figure 24). Ses performances sont légèrement inférieures à celles du protocole B (25,5% d'indétermination).

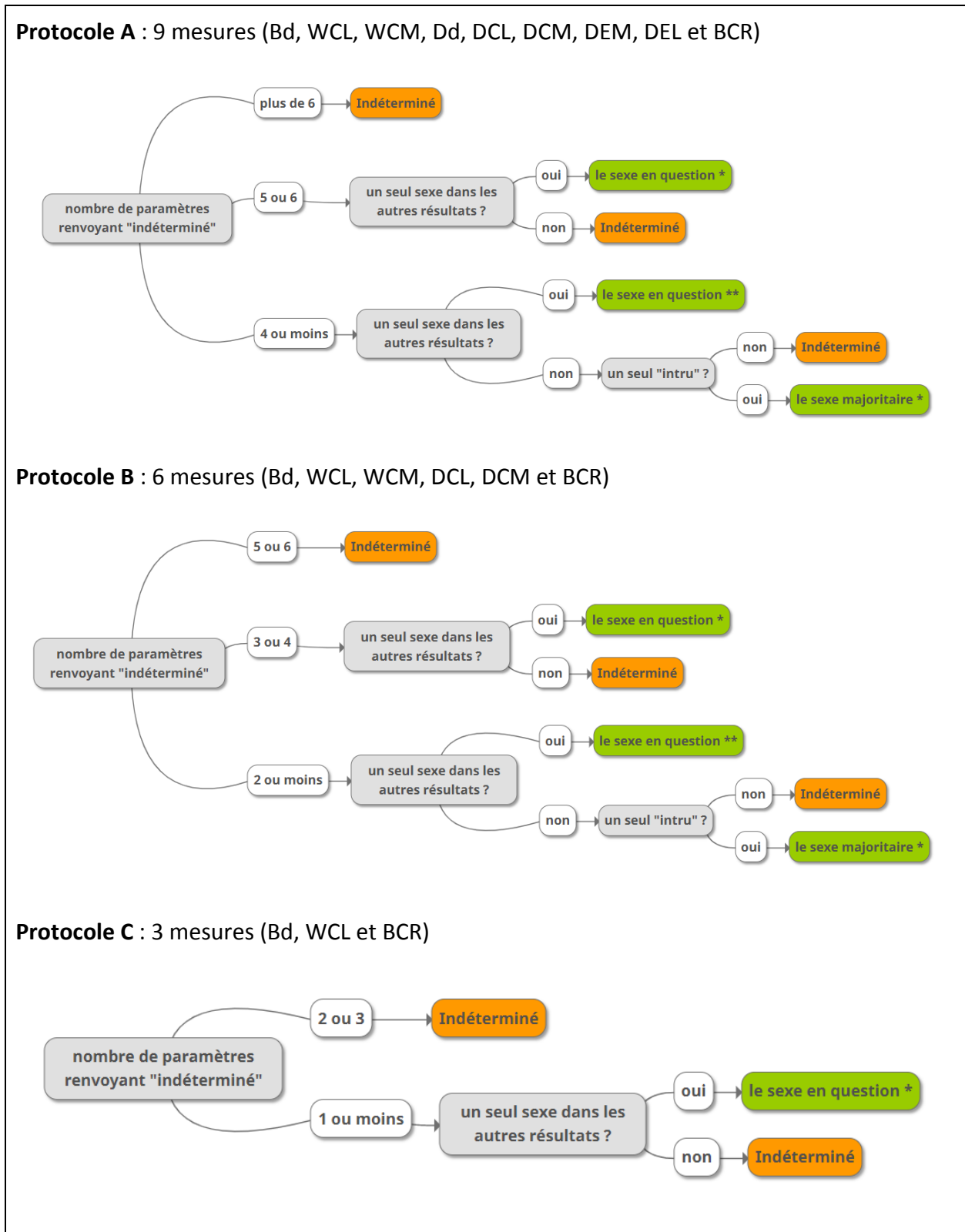


Figure 24: Interprétation du sexage des métacarpes bovins par la méthode statistique (dite “des indices”) portant conjointement sur 9 (protocole A), 6 (protocole B) et 3 (protocole C) paramètres de l’extrémité distale. Avec : * = sexage relativement sûr ** = sexage très sûr. Cf. tableau I et figure 12 pour la définition des mesures. Cf. partie II-A-4.1.4.1. pour la description de la méthode des indices.

Tableau VII : Efficacité du sexage des métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam) par la méthode statistique (dite "des indices") portant conjointement sur 9 (protocole A), 6 (protocole B) et 3 (protocole C) paramètres de l'extrémité distale. 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles). Le classement "sans risque" consiste à considérer les individus dont le classement est relativement sûr (*, cf. figure 24) comme des individus non classés. Cf. figure 24 pour la définition des protocoles A, B et C. Cf. partie II-A-4.1.4.1. pour la description de la méthode des indices.

	protocole A sans risque	protocole A	protocole B sans risque	protocole B	protocole C
nombre d'erreur	0	1	0	0	0
taux d'erreur (%)	0	1,8	0	0	0
nombre d'indéterminé	9	9	12	12	14
Indétermination (%)	16,4	16,4	21,8	21,8	25,5
nombre de *	11	-	6	-	-
non classés (%)	36,4	16,4	32,7	21,8	25,5

Les mesures de taille de l'extrémité distale du métacarpe permettent de sexer les individus de l'échantillon Amsterdam avec un taux d'erreur inférieur à 7,5%. L'interprétation conjointe des 9 paramètres à l'aide d'un algorithme de décision, permet d'abaisser le taux d'erreur à 1,8% et de limiter le nombre d'individus pour lesquels aucun résultat ne peut être donné.

2. Rapports

2.1. Statistique bivariée : dépendance vis-à-vis du sexe

Les rapports significativement dépendants du sexe, c'est-à-dire pour lesquels le test de Wilcoxon-Mann-Whithney révèle une différence de distribution entre mâles et femelles, sont au nombre de 37. Ils ont été nommés D1 à D37, et sont définis dans le tableau VIII ci-dessous. Ce sont les seuls à avoir subi la suite des analyses statistiques. La figure 25 représente visuellement la répartition de ces rapports parmi les 66 étudiés.

Dans le tableau VIII, ces rapports sont classés et regroupés en fonction de leur signification. La plupart des rapports témoignent de la forme de l'extrémité de l'os. Certains reflètent également l'importance relative d'un élément (trochlée, par exemple) par rapport à la dimension de l'extrémité distale dans une direction donnée.

A l'exception de D23, aucun des rapports D1 à D37 n'étudie l'importance relative du compartiment médial (ou latéral) sur une direction. Les mâles ne sont donc pas caractérisés par un développement exacerbé du compartiment médial.

Bd	WCL	WCM	Dd	DCL	DCM	DEM	DEL	BCR	Sd	SdL	SdM	
			D1	D2	D3	D4	D5					Bd
			D16	D13	D21	D29	D30					WCL
			D6	D14	D22	D7	D8					WCM
								D9	D10	D11	D12	Dd
						D15		D17	D18	D19	D20	DCL
						D23		D25	D26	D27	D28	DCM
								D31	D32	D33	D34	DEM
								D35	D36	D37	D24	DEL
												BCR
												Sd
												SdL
												SdM

Figure 25: Rapports de mesures présentant une différence significative de moyenne entre mâles et femelles dans l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam). 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles).

Cf. tableau I et figure 12 pour la définition des mesures.

Cf. tableau VIII pour la définition des rapports D1 à D37.

Tableau VIII: Définition et interprétation des 37 rapports présentant une différence significative de moyenne entre mâles et femelles dans l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam). 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles). Cf. tableau I et figure 12 pour la définition des mesures. Cf. Partie I pour l'anatomie du métacarpe bovin.

Rapport	Définition	Interprétation
D10	Dd^2/Sd	Relation entre l'épaisseur de l'extrémité distale et la taille de la surface articulaire, respectivement totale, latérale ou médiale.
D11	Dd^2/SdL	
D12	Dd^2/SdM	
D28	DCM^2/SdM	Relation entre l'épaisseur de l'extrémité distale et la surface articulaire, à l'échelle du compartiment médial.
D34	DEM^2/SdM	
D19	DCL^2/SdL	Relation entre l'épaisseur de l'extrémité distale et la surface articulaire, à l'échelle du compartiment latéral.
D37	DEL^2/SdL	
D18	DCL^2/Sd	Relation entre l'épaisseur du compartiment latéral et la taille de la surface articulaire, respectivement totale, ou médiale.
D20	DCL^2/SdM	
D36	DEL^2/Sd	
D24	DEL^2/SdM	
D26	DCM^2/Sd	Relation entre l'épaisseur du compartiment médial et la taille de la surface articulaire, respectivement totale, ou latérale.
D27	DCM^2/SdL	
D32	DEM^2/Sd	
D33	DEM^2/SdL	
D22	DCM/WCM	Forme du compartiment médial de l'extrémité distale : rapport épaisseur/largeur.
D7	WCM/DEM	Forme du compartiment médial de l'extrémité distale : rapport largeur/épaisseur.
D23	DCM/DEM	Importance relative de la trochlée médiale dans l'épaisseur du condyle médial.

Rapport	Définition	Interprétation
D13	DCL/WCL	Forme du compartiment latéral de l'extrémité distale : rapport épaisseur/largeur.
D30	WCL/DEL	Forme du compartiment latéral de l'extrémité distale : rapport largeur/épaisseur.
D2	Bd/DCL	Forme de l'extrémité distale : rapport largeur/épaisseur et importance relative du compartiment latéral par rapport à l'ensemble.
D5	Bd/DEL	
D3	Bd/DCM	Forme de l'extrémité distale : rapport largeur/épaisseur et importance relative du compartiment médial par rapport à l'ensemble.
D4	Bd/DEM	
D8	WCM/DEL	Forme de l'extrémité distale : rapport largeur/épaisseur et compartiment médial/latéral.
D29	WCL/DEM	Forme de l'extrémité distale : rapport largeur/épaisseur et compartiment latéral/médial.
D9	Dd/BCR	Forme de l'extrémité distale : rapport épaisseur/largeur.
D21	DCM/WCL	Forme de l'extrémité distale : rapport épaisseur/largeur et médial/latéral.
D14	DCL/WCM	Forme de l'extrémité distale : rapport épaisseur/largeur et latéral/médial.
D6	Dd/WCM	Forme de l'extrémité distale : rapport épaisseur/largeur et importance relative du compartiment médial.
D25	DCM/BCR	
D31	DEM/BCR	
D16	Dd/WCL	Forme de l'extrémité distale : rapport épaisseur/largeur. Importance relative du compartiment latéral.
D17	DCL/BCR	
D35	DEL/BCR	
D15	DCL/DEM	Forme de l'extrémité distale : épaisseur du compartiment latéral par rapport à celle du compartiment médial.

2.2. Analyse descriptive

Le tableau X révèle un chevauchement systématique entre les valeurs des mâles et des femelles. Ce chevauchement est plus ou moins important : il atteint 69,5% pour D24 tandis qu'il se limite à 1,6% pour D2. Par construction, on retrouve des coefficients de variation similaires à ceux des variables simples : plus de 10% pour les rapports impliquant des mesures de surface et moins de 5% pour les

autres. De même, les rapports contenant des mesures de surface possèdent une variabilité maximale près de quatre fois supérieure à celle des autres rapports (annexe 11).

A première vue, les mâles semblent donc caractérisés par l'importance de la largeur de l'extrémité distale, par rapport à l'épaisseur. De la même manière, les femelles prennent des valeurs supérieures aux mâles pour les paramètres étudiant l'épaisseur relativement à la surface. Les différences entre compartiment médial et compartiment latéral ne sont *a priori* pas les plus discriminantes.

Bien qu'il y ait statistiquement un lien entre ces rapports et le sexe, l'intensité de la corrélation (tableau IX) est relativement faible. Le coefficient η^2 dépasse 0,5 pour seulement 6 rapports. Ces résultats sont modérément encourageants quant à la possibilité de sexer à partir des rapports.

Tableau IX : Corrélation empirique entre le sexe et les rapports D1 à D37 dans l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam). 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles). Significativité du test : (***) = p-value <0,01 (**) = p-value <0,05. Cf. tableau VIII pour la définition des rapports.

Paramètre	Coefficient de corrélation empirique (η^2) avec la variable Sexe	Paramètre	Coefficient de corrélation empirique (η^2) avec la variable Sexe
D2	0,652 (***)	D26	0,213 (***)
D3	0,641 (***)	D27	0,205 (***)
D22	0,626 (***)	D9	0,198 (***)
D14	0,611 (***)	D28	0,195 (***)
D5	0,538 (***)	D18	0,195 (***)
D13	0,507 (***)	D19	0,191 (***)
D8	0,464 (***)	D20	0,175 (***)
D21	0,454 (***)	D36	0,144 (***)
D7	0,420 (***)	D37	0,140 (***)
D4	0,415 (***)	D10	0,133 (***)
D30	0,414 (***)	D11	0,131 (***)
D1	0,388 (***)	D24	0,131 (***)
D6	0,351 (***)	D12	0,119 (***)
D25	0,341 (***)	D32	0,110 (**)
D17	0,326 (***)	D34	0,108 (**)
D16	0,306 (***)	D33	0,094 (**)
D29	0,259 (***)	D23	0,093 (**)
D35	0,258 (***)	D15	0,073 (**)
D31	0,215 (***)		

Tableau X: Statistiques descriptives des 37 rapports de mesures de l'extrémité distale du métacarpe dans l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam, 55 individus). Avec : min = minimum; max = maximum; IQR = écart interquartile; σ = écart-type; CV = coefficient de variation. Cf. tableau VIII pour la définition des rapports.

paramètre	Mâles (n = 27)			Femelles (n= 28)		
	moyenne [min; max]	médiane (IQR)	σ (CV %)	moyenne [min; max]	médiane (IQR)	σ (CV %)
D1	1,88 [1,73; 2,03]	1,88 (1,86, 1,93)	0,07 (3,62)	1,79 [1,69; 1,89]	1,79 (1,77, 1,81)	0,04 (2,34)
D2	1,91 [1,84; 1,98]	1,90 (1,87, 1,93)	0,04 (2,16)	1,80 [1,70; 1,87]	1,80 (1,78, 1,82)	0,04 (2,10)
D3	1,9 [1,84; 1,99]	1,89 (1,88, 1,94)	0,04 (2,16)	1,79 [1,68;1,87]	1,79 (1,77, 1,82)	0,04 (2,41)
D4	2,41 [2,15; 2,52]	2,41 (2,40, 2,46)	0,07 (2,88)	2,31 [2,19;2,44]	2,31 (2,28, 2,34)	0,05 (2,27)
D5	2,57 [2,48; 2,72]	2,56 (2,53, 2,58)	0,06 (2,33)	2,44 [2,29;2,60]	2,42 (2,40, 2,48)	0,06 (2,51)
D6	1,13 [1,05; 1,23]	1,13 (1,11, 1,14)	0,05 (4,02)	1,18 [1,11;1,24]	1,19 (1,17, 1,20)	0,03 (2,65)
D7	1,14 [1,04; 1,19]	1,14 (1,13, 1,16)	0,03 (2,8)	1,09 [1,03;1,15]	1,09 (1,07, 1,11)	0,03 (2,47)
D8	1,21 [1,16; 1,3]	1,21 (1,19, 1,24)	0,03 (2,78)	1,15 [1,10;1,23]	1,15 (1,13, 1,17)	0,03 (2,98)
D9	1,13 [1,03; 1,2]	1,13 (1,09, 1,17)	0,05 (4,53)	1,18 [1,09;1,30]	1,18 (1,15, 1,20)	0,05 (4,06)
D10	1,18 [1,00; 1,39]	1,20 (1,10, 1,24)	0,11 (9,16)	1,28 [1,06;1,54]	1,29 (1,14, 1,40)	0,15 (11,61)
D11	2,35 [1,98; 2,81]	2,35 (2,17, 2,50)	0,22 (9,35)	2,55 [2,11;3,04]	2,52 (2,31, 2,83)	0,29 (11,24)
D12	2,36 [2,00; 2,81]	2,38 (2,16, 2,48)	0,23 (9,92)	2,56 [2,13;3,12]	2,61 (2,29, 2,80)	0,32 (12,65)
D13	1,14 [1,05; 1,19]	1,14 (1,12, 1,16)	0,03 (2,73)	1,20 [1,14;1,25]	1,20 (1,17, 1,22)	0,03 (2,49)
D14	1,11 [1,06; 1,16]	1,11 (1,09, 1,13)	0,03 (2,34)	1,18 [1,11;1,23]	1,19 (1,16, 1,19)	0,03 (2,42)
D15	1,27 [1,11; 1,34]	1,26 (1,26, 1,28)	0,04 (3,13)	1,28 [1,22;1,33]	1,29 (1,27, 1,30)	0,02 (1,93)
D16	1,15 [1,03; 1,25]	1,16 (1,12, 1,17)	0,04 (3,8)	1,20 [1,14;1,25]	1,21 (1,18, 1,23)	0,03 (2,59)
D17	1,11 [1,04; 1,23]	1,12 (1,07, 1,13)	0,05 (4,22)	1,17 [1,10;1,27]	1,17 (1,14, 1,20)	0,04 (3,33)
D18	1,15 [0,98; 1,41]	1,16 (1,05, 1,20)	0,12 (10,09)	1,27 [1,10;1,53]	1,25 (1,14, 1,37)	0,13 (10,29)
D19	2,29	2,30	0,24	2,53	2,44	0,26

	Mâles (n = 27)			Femelles (n= 28)		
<i>paramètre</i>	<i>moyenne [min; max]</i>	<i>médiane (IQR)</i>	<i>σ (CV %)</i>	<i>moyenne [min; max]</i>	<i>médiane (IQR)</i>	<i>σ (CV %)</i>
	[1,94; 2,82]	(2,13, 2,49)	(10,25)	[2,18;3,02]	(2,32, 2,79)	(10,10)
D20	2,30 [1,97; 2,83]	2,26 (2,08, 2,45)	0,25 (10,83)	2,54 [2,17; 3,10]	2,58 (2,29, 2,73)	0,28 (11,20)
D21	1,14 [1,05; 1,19]	1,15 (1,12, 1,16)	0,04 (3,17)	1,20 [1,13; 1,27]	1,21 (1,18, 1,23)	0,04 (2,92)
D22	1,11 [1,06; 1,16]	1,11 (1,10, 1,13)	0,03 (2,35)	1,19 [1,12;1,24]	1,19 (1,17, 1,20)	0,03 (2,45)
D23	1,27 [1,10; 1,35]	1,27 (1,26, 1,29)	0,04 (3,23)	1,29 [1,21;1,34]	1,29 (1,28, 1,31)	0,03 (2,00)
D24	1,27 [1,03; 1,54]	1,25 (1,17, 1,38)	0,14 (10,7)	1,38 [1,13;1,75]	1,38 (1,25, 1,52)	0,17 (12,42)
D25	1,12 [1,05; 1,20]	1,12 (1,07, 1,15)	0,04 (3,98)	1,18 [1,10;1,29]	1,17 (1,15, 1,20)	0,04 (3,70)
D26	1,15 [1,00; 1,37]	1,13 (1,05, 1,22)	0,11 (9,94)	1,28 [1,10;1,55]	1,26 (1,17, 1,39)	0,13 (10,28)
D27	2,31 [1,95; 2,81]	2,31 (2,10, 2,52)	0,24 (10,48)	2,55 [2,20;3,06]	2,48 (2,36, 2,78)	0,25 (9,96)
D28	2,31 [2,01; 2,77]	2,29 (2,11, 2,47)	0,24 (10,31)	2,57 [2,17;3,14]	2,54 (2,31, 2,78)	0,29 (11,34)
D29	1,12 [0,99; 1,21]	1,11 (1,10, 1,14)	0,04 (3,56)	1,07 [1,01;1,15]	1,07 (1,05, 1,08)	0,03 (2,88)
D30	1,19 [1,13; 1,28]	1,19 (1,17, 1,20)	0,03 (2,34)	1,13 [1,08;1,21]	1,13 (1,11, 1,16)	0,04 (3,15)
D31	0,88 [0,82; 0,97]	0,88 (0,85, 0,90)	0,04 (4,11)	0,91 [0,86;0,98]	0,91 (0,90, 0,93)	0,03 (3,06)
D32	0,72 [0,61; 0,95]	0,70 (0,66, 0,76)	0,08 (10,54)	0,77 [0,65;0,92]	0,76 (0,71, 0,83)	0,07 (9,35)
D33	1,43 [1,21; 2,04]	1,41 (1,33, 1,49)	0,17 (11,9)	1,53 [1,32;1,78]	1,48 (1,42, 1,66)	0,14 (9,06)
D34	1,43 [1,24; 1,77]	1,39 (1,32, 1,53)	0,15 (10,2)	1,54 [1,28;1,91]	1,53 (1,40, 1,66)	0,16 (10,43)
D35	0,83 [0,76; 0,92]	0,82 (0,80, 0,84)	0,04 (4,34)	0,86 [0,80;0,93]	0,86 (0,85, 0,88)	0,03 (3,51)
D36	0,63 [0,53; 0,77]	0,65 (0,58, 0,68)	0,06 (9,98)	0,69 [0,56; 0,84]	0,68 (0,62, 0,76)	0,08 (11,6)
D37	1,26 [1,05; 1,54]	1,27 (1,16, 1,35)	0,13 (10,19)	1,38 [1,12; 1,63]	1,32 (1,26; 1,54)	0,16 (11,44)

2.3. Evaluation de l'efficacité des rapports pour le sexage

Tout comme pour les variables simples, différents indicateurs ont été calculés afin d'identifier les paramètres les plus pertinents pour le sexage.

La capacité de sexage des rapports apparaît bien moindre que celle des variables simples. D2, D3, D5, D13, D14, D21 et D22 sont les seuls rapports à avoir un indice DS/B dépassant 1. Ce sont 7 variables qui rapportent la largeur sur l'épaisseur (cf. tableau VIII).

Tableau XI: Indices de dimorphisme sexuel (DS) et de recouvrement (B) des différents rapports de mesures de l'extrémité distale du métacarpe dans l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam). 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles). Cf. tableau VIII pour la définition des rapports. Cf. figure xx pour les formules de calcul de DS et B.

Rapport	DS	B	DS/B
D1	4,92	9,22	0,53
D2	5,91	1,60	3,69
D3	6,17	1,38	4,47
D4	4,39	13,46	0,33
D5	5,26	4,98	1,06
D6	4,97	-10,82	0,46
D7	4,52	10,02	0,45
D8	5,39	6,47	0,83
D9	4,28	-10,27	0,42
D10	8,5	-30,78	0,28
D11	8,31	-33,26	0,25
D12	8,67	-31,86	0,27
D13	5,33	-3,69	1,44
D14	6,04	-4,91	1,23
D15	1,44	-9,68	0,15
D16	4,28	-9,37	0,46
D17	5,29	-12,08	0,44
D18	10,39	-28,71	0,36
D19	10,22	-29,11	0,35
D20	10,53	-30,09	0,35
D21	5,59	-5,21	1,07
D22	6,31	-3,54	1,78
D23	1,69	-11,64	0,15
D24	9,35	-36,44	0,26
D25	5,58	-9,66	0,58

Rapport	DS	B	DS/B
D26	10,96	-24,77	0,44
D27	10,73	-28,00	0,38
D28	11,16	-27,62	0,40
D29	3,84	16,22	0,24
D30	4,68	6,77	0,69
D31	3,76	-12,59	0,30
D32	7,10	-45,06	0,16
D33	6,83	-55,29	0,12
D34	7,34	-38,54	0,19
D35	4,65	-14,39	0,32
D36	9,21	-36,86	0,25
D37	9,04	-37,28	0,24

Dans l'échantillon Amsterdam, 37 rapports présentent une différence significative de moyenne entre mâles et femelles. Les mâles sont caractérisés par l'importance de la largeur de l'extrémité distale, par rapport à l'épaisseur.

La corrélation de ces variables avec le sexe est inférieure à celle observée pour les variables simples. L'indicateur DS/B révèle que les rapports différencient moins bien les mâles et les femelles que les mesures de largeur ou d'épaisseur de l'extrémité distale du métacarpe (plus faible dimorphisme et plus fort recouvrement mâles-femelles).

2.4. Analyse multivariée

Cette analyse tend, comme précédemment, à décrire les relations entre les paramètres et identifier les similarités et différences entre les variables, en vue d'une sélection.

2.4.1. Corrélations de Pearson

Tout comme les variables simples, les données fournies par les rapports sont en grande partie autocorrélées, ce qui rend l'utilisation de la régression logistique multiple impossible. Sur la matrice des corrélations (figure 26), on distingue toutefois 3 groupes de comportement différent, annotés A, B et C. Le premier est composé des rapports de largeur sur épaisseur, le second correspond aux rapports d'épaisseur sur largeur et le troisième comprend tous les rapports impliquant des mesures de surfaces.

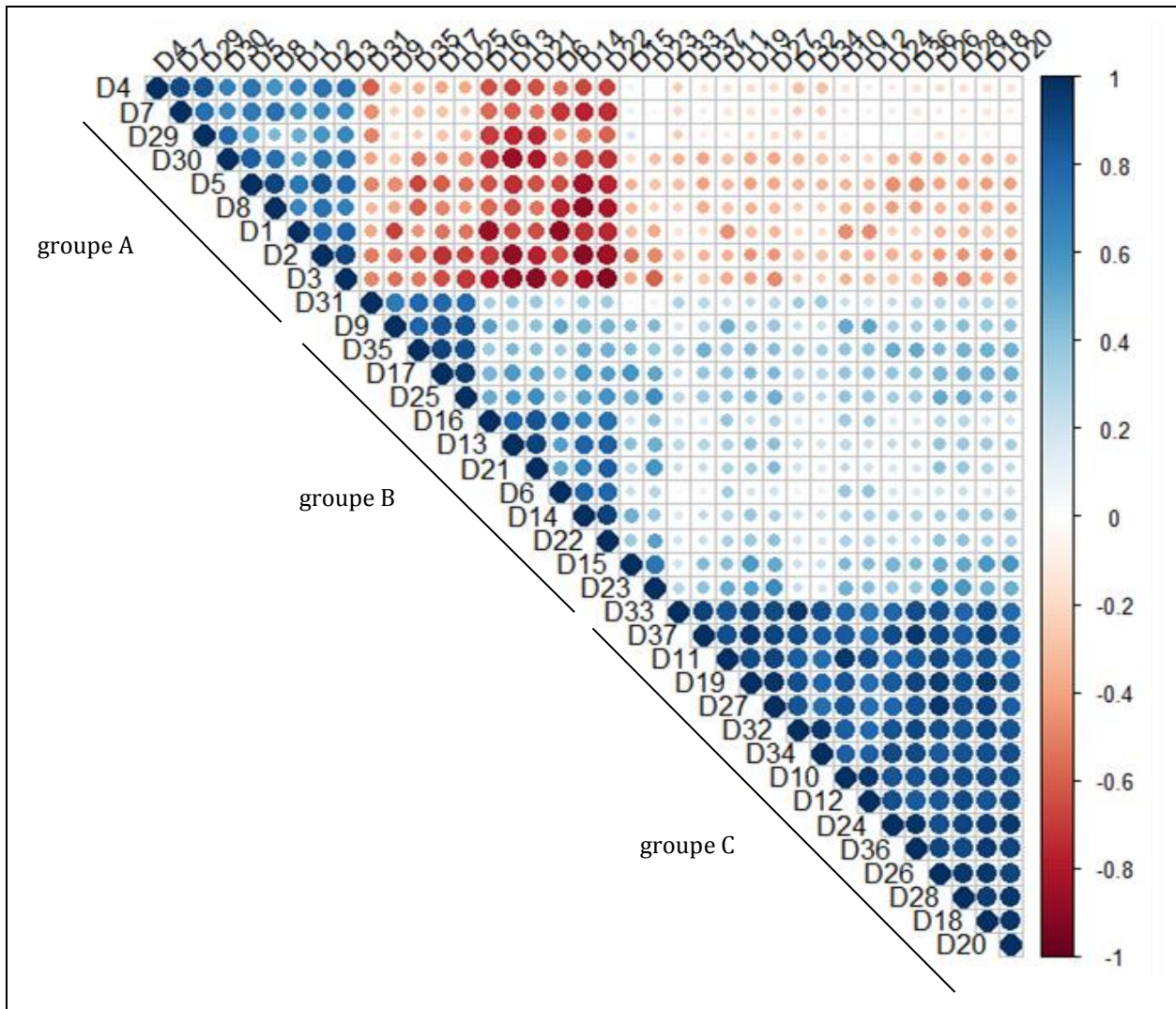


Figure 26: Matrice des corrélations entre les 37 rapports de mesures de l'extrémité distale du métacarpe bovin. Représentation par cercles des coefficients de corrélation de Pearson pour l'échantillon Amsterdam. 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles). Cf. tableau VIII pour la définition des rapports.

2.4.2. Analyse en composantes principales

L'analyse en composantes principales (ACP) révèle que les variables peuvent être rassemblées en 3 groupes (cf. figure 27), comme identifié sur la matrice des corrélations (figure 26). On note cependant qu'un certain nombre de variables ne sont pas parfaitement projetées sur le plan (D15 par exemple). Il n'est donc pas possible de conclure quant aux corrélations entre les variables uniquement à partir du graphe des variables de l'ACP.

Le plan formé par les axes I et II porte 72,1% de l'information du nuage de points. Le jeu de 37 rapports peut donc être résumé en deux variables composites avec une perte modérée d'information. Le nuage de points montre une distribution continue des deux sexes sur le premier plan, avec une plus grande superposition des deux classes que ce qui était observé sur l'ACP des mesures brutes (cf. II-B-1.4.2).

On observe que les femelles se positionnent plutôt haut sur l'axe I et bas sur l'axe II. Tandis que les mâles prennent des coordonnées élevées sur l'axe II et faibles sur l'axe I. L'axe I est fortement corrélé à D26, D18, D28, D10, D27, D20, D19, D11, D36, D12 ($\eta^2 > 0,8$) qui correspondent aux rapports de l'épaisseur sur la surface articulaire. Aucune variable n'est corrélée à l'axe II avec un coefficient de plus de 0,6. A nouveau, il apparaît donc que les femelles se distinguent des mâles par l'importance de l'épaisseur de leur extrémité distale par rapport aux surfaces articulaires.

Enfin, les variables D15, D23, D31, D35, D17, D25 contribuent peu à la construction du premier plan. Elles interviennent dans la construction des axes III et IV qui forment le second plan. Sur ce plan, les ellipses de confiance des barycentres des sous-populations mâles et femelles sont superposées (cf. annexe 12).

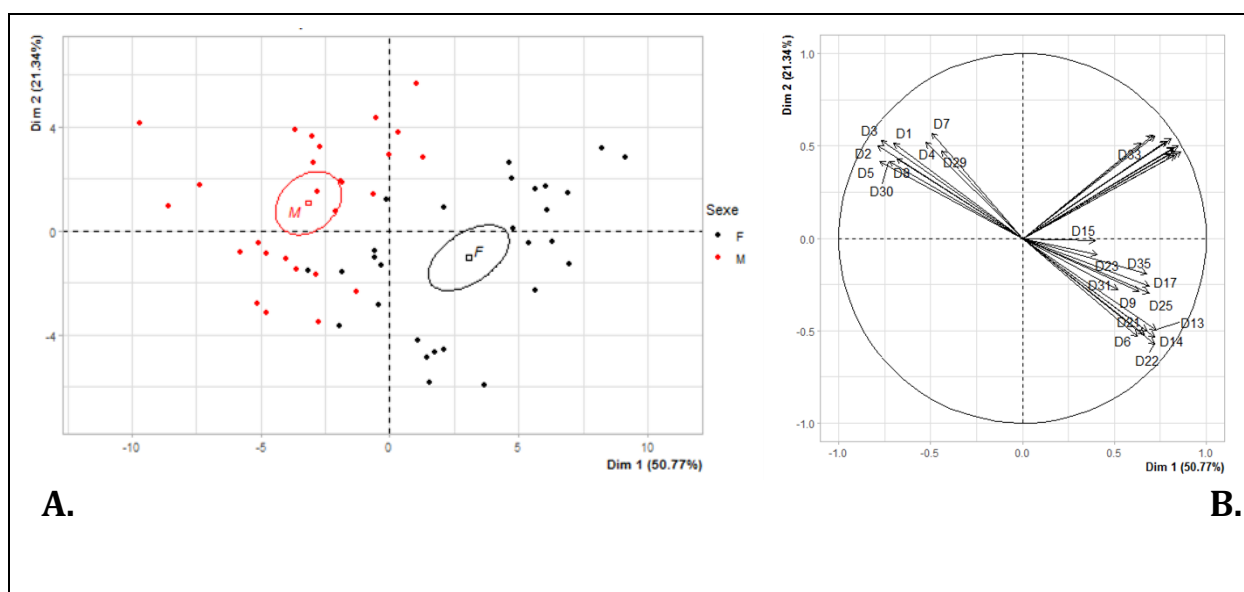


Figure 27: Graphe des individus (A.) et des variables (B.) de l'ACP portant sur 37 rapports de mesures de l'extrémité distale des métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam). 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles). Valeurs centrées-réduites. Cf. tableau VIII pour la définition des rapports.

L'analyse multivariée montre que les 37 rapports étudiés peuvent être divisés en 3 groupes. Les analyses descriptives ne parviennent pas à séparer complètement les mâles des femelles de l'échantillon Amsterdam à partir des rapports.

2.5. Création d'un modèle discriminant par PLS-DA

Bien que la capacité de sexage des rapports étudiés soit moindre que celle des mesures brutes, une analyse discriminante PLS-DA (cf. II-A-2.3.4.1) a été conduite pour construire un modèle prédictif à partir des 37 variables. L'algorithme aboutit à deux composantes qui séparent dans une certaine mesure mâles et femelles (figure 28). Cependant une superposition des deux sous-populations persiste. Ce modèle ne prévoit pas l'existence d'un classement "indéterminé" pour les individus situés dans la zone de superposition des deux sexes. Le taux d'erreur est donc plus grand mais un sexe est proposé pour tous les individus. Ainsi, le taux d'erreur moyen du sexage par ce modèle est de 9,1%. Il va de 0 à 33% selon l'échantillon de cross-validation utilisé.

Il est donc possible de sexer les métacarpes à partir de ces 37 rapports en utilisant un modèle d'analyse qui maximise la différence entre les deux classes. Le modèle obtenu est toutefois associé à un risque d'erreur supérieur à celui des modèles mis au point sur les mesures brutes (9,1% contre 1,8%).

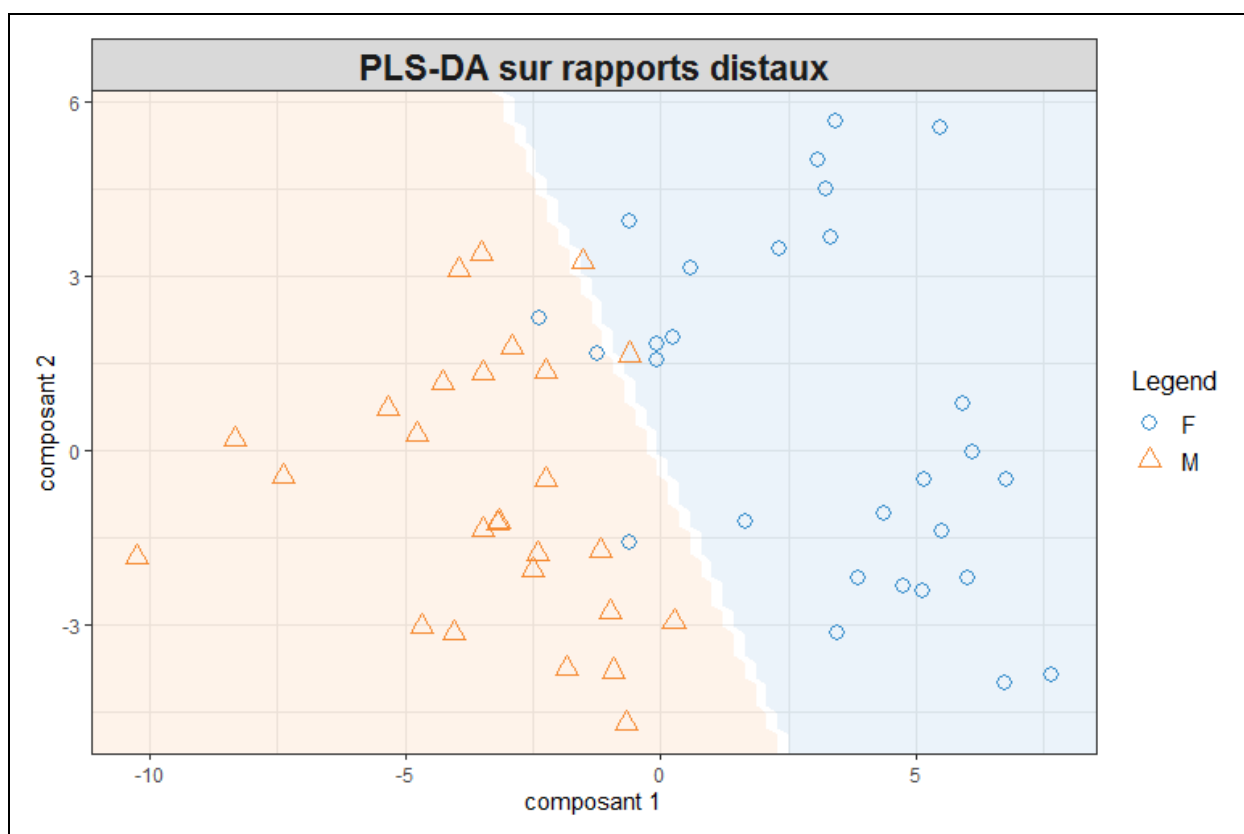


Figure 28: PLS-DA portant sur 37 rapports de mesures de l'extrémité distale des métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam). 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles). Les couleurs en fond correspondent à la prédiction du sexe par le modèle. Les points représentent la position des individus de l'échantillon.

2.6. Proposition d'un protocole de sexage par indices et évaluation du résultat

La méthode de sexage mise au point par Borvon et Guintard en 2009 a été appliquée aux sept rapports dont DS/B dépassait 1 (à savoir : D2, D3, D5, D13, D14, D21 et D22. cf. annexe 13). Que l'interprétation soit individuelle ou globale, avec l'algorithme de décision (figure 29), le taux d'indétermination est extrêmement élevé (tableau XII). Contrairement à ce qui a pu être observé sur les variables simples, l'interprétation conjointe de plusieurs paramètres ne permet pas de diminuer l'indétermination. Cette sélection de rapports ne se prête donc pas au sexage par la méthode des indices sur l'échantillon Amsterdam.

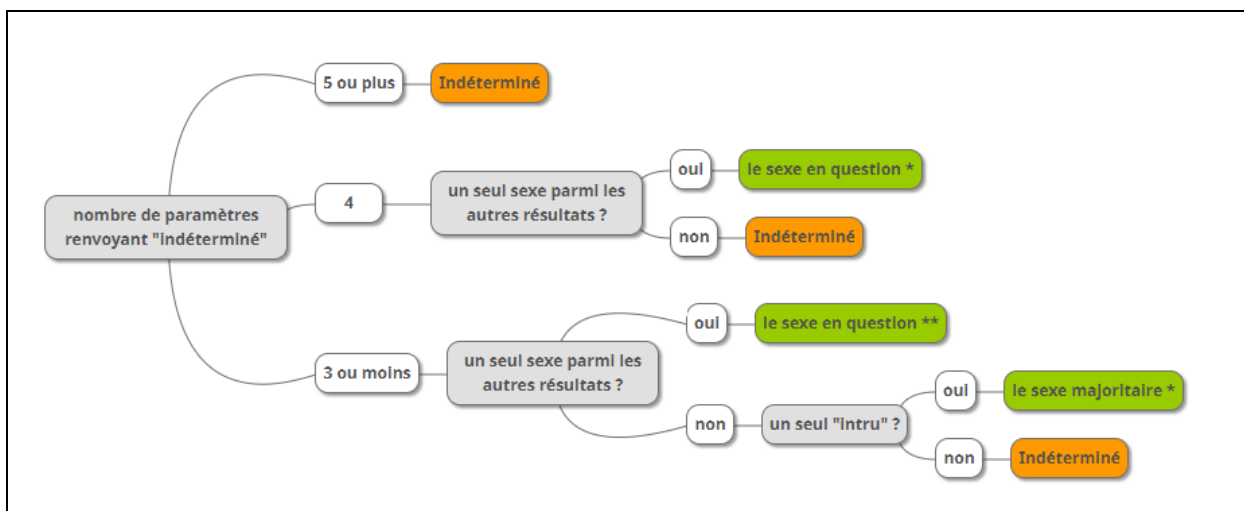


Figure 29: Interprétation du sexage des métacarpes bovins par la méthode statistique (dite "des indices") portant conjointement sur 7 rapports de mesures de l'extrémité distale (D2, D3, D5, D13, D14, D21 et D22).

* = sexage relativement sûr. ** = sexage très sûr. Cf. tableau VIII pour la définition des rapports.

Cf. partie II-A-4.1.4.1. pour la description de la méthode des indices.

Tableau XII: Efficacité du sexage des métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam) par la méthode statistique (dite "des indices") portant conjointement sur 7 rapports de mesures de l'extrémité distale (protocole D). 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles). Le classement "sans risque" consiste à considérer les individus dont le classement est relativement sûr (*, cf. figure 29) comme des individus non classés. Cf. figure 29 pour la définition du protocole D. Cf. partie II-A-4.1.4.1. pour la description de la méthode des indices.

	D2	D3	D5	D8	D13	D14	D22	protocole D	
								sans risque	avec risque
nombre d'erreur	0	0	0	0	0	0	0	0	0
nombre d'indéterminé	48	42	47	43	42	45	45	42	
nombre de *	-							6	-
non classés (%)	87,27	76,36	85,45	78,18	76,36	81,82	81,82	87,27	76,36

L'analyse discriminante par la méthode des moindres carrés permet d'obtenir un modèle de sexage de l'échantillon Amsterdam associé à 9,1% d'erreur en moyenne. La méthode des indices, basée sur les 7 rapports les plus efficaces pour séparer mâles et femelles, ne permet de conclure que pour un quart des individus environ.

C. Conclusion et discussion

1. Conclusion des résultats et liens avec les études antérieures

1.1. Sexage à partir de l'extrémité distale du métacarpe

Les résultats exposés précédemment montrent qu'il existe, dans l'échantillon Amsterdam, une corrélation entre les douze mesures de l'extrémité distale du métacarpe et le sexe. En moyenne, les femelles prennent des valeurs inférieures à celle des mâles pour chaque paramètre. Les mesures des surfaces articulaires (Sd, SdL et SdM) se prêtent moins bien au sexage que les distances entre repères osseux. En effet, elles présentent un plus grand recouvrement des distributions des mâles et des femelles.

Prises individuellement, les mesures Bd, WCM, WCL, DCM, DCL et BCR⁴ suffisent pour sexer entre 36 et 74% des individus et cela sans erreur. Dd, DEM et DEL⁵ sont, eux, associés à un taux d'erreur entre 1,4 et 7,3%. En croisant les résultats de plusieurs paramètres à l'aide d'un algorithme de décision, on obtient un sexage de 83,6% de la population avec une exactitude de 98,2%. En modulant l'algorithme de décision, l'exactitude du sexage peut atteindre 100%, au prix d'un plus grand nombre d'individus sans résultat (environ 35%).

Il est donc possible de sexer les bovins de la « race » Amsterdam à partir de mesures de l'extrémité distale du métacarpe uniquement, en employant une méthode basée sur la variabilité de la population.

L'étude du dimorphisme sexuel et de la corrélation empirique avec le sexe révèle que les paramètres de largeur (Bd, WCM, WCL et BCR) sont ceux qui permettent la meilleure séparation mâles-femelles à partir de l'extrémité distale du métacarpe.

Guintard (1996) observait déjà dans la race Charolaise que les mesures de largeur du métacarpe et du métatarse étaient plus discriminantes que les autres. Le dimorphisme sexuel (DS) de la largeur de l'extrémité distale du métacarpe atteint d'ailleurs, dans l'échantillon Amsterdam, un niveau similaire à celui calculé pour l'extrémité proximale chez les charolais (respectivement 16% et 14% environ).

1.2. Forme de l'extrémité distale

Le dimorphisme sexuel des métacarpes s'exprime également sur la forme de l'extrémité distale puisque 37 des 66 rapports de mesures étudiés présentent une différence significative entre mâles et femelles dans notre échantillon. Les mâles sont caractérisés par l'importance de la largeur de l'extrémité distale, par rapport à l'épaisseur.

⁴ Cf. tableau I pour la définition des mesures.

⁵ idem

Cependant, la forme de l'extrémité distale apparaît moins adaptée au sexage que les mesures "simples" : bien qu'il existe un lien statistique entre les 37 rapports et le sexe, la corrélation est faible et le dimorphisme porté par ces variables est particulièrement limité. Ainsi, les méthodes de sexages par indices sont peu satisfaisantes, puisqu'elles aboutissent à un résultat pour seulement 20% des individus environ. L'analyse discriminante PLS-DA permet de sexer avec 9,1% d'erreur, soit 7,3 points de plus que pour les mesures simples. L'étude de l'extrémité distale des métacarpes ne met en évidence aucun rapport qui se distingue par son efficacité pour le sexage, contrairement aux rapports qui existent sur un métacarpe entier (indice de gracilité, par exemple).

Dans ses travaux de 1997, Albarella a mis en évidence une variation importante de la forme des métapodes bovins en Angleterre avec les changements d'époque et de région. Selon lui, l'âge ne peut pas expliquer cette différence et, dans les échantillons considérés, la variation de forme attribuée à la race (ou au morphotype) est supérieure à celle attribuable au *sex ratio*.

Les résultats obtenus sur l'échantillon Amsterdam renforcent la conclusion d'Albarella : le sexe n'est vraisemblablement pas le facteur majeur de variation de la forme des métacarpes bovins, en particulier pour l'extrémité distale. Il est probable que d'autres éléments comme le morphotype, l'environnement ou le déroulement de la croissance exercent une plus grande influence que le sexe sur la forme de l'extrémité de ces os.

Les rapports impliquant la grande longueur du métapode (SD/GL, Bp/GL et Bd/GL) ont cependant fait leurs preuves quant à la séparation des mâles et des femelles dans une population bovine (Zalkin 1960 ; Fock 1966 ; Méniel 1984 ; Guintard 1998b ; Davis *et al.* 2012 ; Davis *et al.* 2018). Ces rapports reflètent la forme générale de l'os tandis que les rapports définis sur l'échantillon Amsterdam correspondent à la forme de l'extrémité distale uniquement. De plus, la grande longueur du métapode (GL) est peu dimorphique (DS=1,1%). Ceci pourrait expliquer que ces rapports fonctionnent mieux que ceux mettant en relation largeur, épaisseur et surface de l'extrémité distale dont le dimorphisme varie de 9,3 à 33%.

1.3. Compartiment médial versus latéral

Dans l'échantillon Amsterdam, les mesures intéressant le compartiment médial n'apparaissent pas plus discriminantes que celles concernant le compartiment latéral. Ainsi WCL est plus dimorphique que WCM tandis que DEM est plus performant que DEL. Par ailleurs, à l'exception de D23, aucun des 37 rapports n'étudie l'importance relative du compartiment médial (ou latéral) sur une direction. Les mâles ne sont donc pas caractérisés par un développement exacerbé du compartiment médial.

De même, le compartiment médial n'est pas plus performant que le compartiment latéral dans l'étude des métacarpes de Beja (Portugal) au XVe siècle, réalisée par Davis (2012). En effet, les variables DEL et WCL semblent fournir de meilleurs résultats que leurs homologues médiaux pour séparer les mâles des femelles.

Or, du fait de la position du centre de gravité, le poids s'exerce plus fortement en région médiale du membre chez les bovins et le dimorphisme sexuel s'exprime principalement par des variations du poids vif. On pourrait donc logiquement s'attendre à ce que le dimorphisme sexuel du compartiment médial du métapode soit plus important que celui du compartiment latéral. Cette théorie est soutenue par Thomas (1988) à partir d'observations sur des os archéologiques (Angleterre, VII-IXe siècles) et modernes (Aberdeen Angus, Danish Red, Hereford et Frisone).

Les échantillons de notre travail, comme ceux de Davis ne sont pas suffisamment grands pour conclure sur cette question. Le morphotype pourrait expliquer ces résultats contradictoires, avec un dimorphisme plutôt latéral que médial dans certaines races. Un élargissement pathologique du compartiment médial (décrit par certains auteurs comme la conséquence du travail de traction) pourrait aussi justifier les observations de Thomas. Enfin, la méthodologie de Thomas présente certaines limites (mélange de races, âges, régions et époques différents et sexe inconnu pour une partie des individus) qui peuvent interférer avec le résultat.

1.4. Surfaces articulaires

Les surfaces articulaires de l'extrémité distale du métacarpe portent un dimorphisme important dans l'échantillon Amsterdam, avec un indice DS deux fois plus grand que celui des mesures linéaires. Cependant, le recouvrement des distributions des deux sexes est trois à quatre fois supérieur pour les mesures Sd, SdL et SdM que pour les 9 autres paramètres. Par ailleurs, la corrélation entre le sexe et les surfaces articulaires distales est inférieure à celle reliant le sexe aux mesures linéaires.

Dans leur étude sur les dromadaires, Babelhadj *et al.* (2022) ont également observé un dimorphisme sexuel pour les surfaces articulaires de l'extrémité proximale du métacarpe. Mais, à l'instar des résultats obtenus ici sur les bovins de l'île Amsterdam, les mesures de surface articulaire fournissent des résultats similaires ou inférieurs à ceux des mesures linéaires pour séparer les deux sexes chez les dromadaires des races Sahraoui et Targui.

Ainsi, les mesures linéaires, qui sont plus rapides à réaliser, fournissent de meilleurs résultats que les surfaces articulaires et sont préférables pour distinguer mâles et femelles.

1.5. Variabilité

Il n'existe pas de référence concernant la variabilité maximale (V_m) des mesures du compartiment médial ou latéral de l'extrémité distale du métacarpe bovin dans la littérature. L'échantillon Amsterdam est trop petit pour prétendre fixer des références à partir des calculs réalisés dans cette étude. Ils fournissent toutefois un ordre de grandeur des résultats attendus selon que la population contienne un ou deux sexes. Il semble que le comportement des variables WCL, WCM, DCL, DCM, DEM, DEL et BCR soit similaire aux variables de taille générale (Bd, Bp, Dd, Dp ...)

2. Validité des résultats

2.1. Choix de l'échantillon

Pour constituer l'échantillon Amsterdam, nous avons utilisé les deux métacarpes de chaque individu (sauf exception). La variabilité individuelle représentée par cet échantillon est donc deux fois moindre que sa taille. Cependant, cela permet d'augmenter la puissance des tests statistiques pour un même nombre d'individus disponibles. De plus, les populations étudiées en archéozoologie contiennent *a priori* également les métacarpes gauche et droit provenant d'un même individu. Par exemple, le site archéologique de Rezé/*Ratiatum* a fourni 67 fragments distaux de métacarpes gauches et 60 fragments distaux de métacarpes droits. Enfin, bien qu'il y ait généralement des variations entre les métapodes gauches et droits d'un même individu, les études précédentes sur la race Charolaise (Guintard 1996) ont montré qu'il n'y avait pas de différence significative du dimorphisme sexuel entre les deux côtés.

2.2. Puissance statistique

La puissance statistique d'un test ($1-\beta$) correspond à la probabilité de rejeter l'hypothèse nulle H_0 sans se tromper. Dans notre cas, l'hypothèse nulle correspond par exemple au fait que la moyenne des mâles est similaire à celle des femelles pour un paramètre. Le risque de seconde espèce β correspond au risque de se tromper en concluant que la différence entre les deux groupes n'existe pas alors que celle-ci est réelle, c'est-à-dire en acceptant H_0 alors qu'elle est fausse. Le risque de première espèce α correspond, quant à lui, au risque de se tromper en rejetant H_0 . Comme cela est classiquement admis, un risque α inférieur ou égal à 0,05 a été accepté lors des tests statistiques.

Tableau XIII: Puissance et risques statistiques de première et seconde espèce.

décision prise	réalité	
	H_0 est vraie	H_0 est fausse
rejet de H_0	α = risque de première espèce	
acceptation de H_0	$1-\beta$ = puissance	β = risque de seconde espèce

La puissance des tests de comparaison des moyennes (Student comme Welsh) a été évaluée par la fonction `power.t.test` (stats) qui tient compte de l'écart entre les moyennes, de l'écart-type et du nombre d'individus pour calculer la puissance. Pour chacune des 12 variables la puissance atteint ou dépasse 99,9% (cf. annexe 6). La taille de notre échantillon est donc bien suffisante pour permettre une interprétation confiante des résultats obtenus. En effet, 10 individus par classe suffisent à obtenir une puissance de 97% lorsque la différence de moyenne est de 3,8 mm et l'écart-type de 2,1.

Lorsque les conditions d'application du test de Student n'étaient pas réunies (pour les rapports par exemple) c'est le test de Wilcoxon qui a été utilisé. Nous ne disposons pas d'une fonction permettant de calculer la puissance de ce dernier. Dans le cas où les conditions du test de Student sont remplies, il serait légèrement moins puissant que le test de Student (Bridge, Sawilowsky 1999). Cependant, lorsque les distributions ne suivent pas la loi Normale, le test de Wilcoxon se montrerait soit meilleur (si la distribution est asymétrique) soit relativement proche (si la distribution est symétrique) que le test de Student en termes de puissance.

2.3. Choix des mesures

Les mesures de l'extrémité distale du métacarpe étudiées ici sont au nombre de 12. Ceci est plus élevé que la plupart des méthodes de sexages disponibles dans la littérature. Cependant, en 1998 Guintard recensait déjà 26 mesures intéressant l'extrémité distale, auxquelles s'ajoutent les mesures utilisées par Davis (2012 - DEL, DEM, WCL et WCM) et Brugal (1985 - BCR) ainsi que les mesures de surface conçues dans le cadre de ce travail. Du fait du temps limité accordé à ce travail, toutes n'ont pas pu être étudiées. Certaines ont été écartées à partir de l'usure observée sur les vestiges du site archéologique de Rezé (cf. II-A-3.6). Elles semblaient en effet moins judicieuses dans une démarche de sexage de populations archéologiques. Ce travail ne peut donc pas prétendre être une étude ostéométrique complète et exhaustive de l'extrémité distale du métacarpe. Il s'inscrit dans une démarche plus pratique visant à mettre au point une méthode applicable aux vestiges archéologiques.

Les mesures de surface articulaires distales ont été définies pour cette étude. Il s'agit de la projection de la surface d'un ou des condyle(s) sur un plan parallèle à la grande longueur de l'os. Les condyles sont cylindriques; par construction, la surface obtenue par projection est inférieure à leur surface réelle (cf. figure 30). Une partie de l'information est donc perdue, notamment la variation liée à la hauteur du relief intermédiaire.

La méthode de projection présente cependant l'avantage d'être abordable, facile et relativement rapide à réaliser. Elle ne nécessite qu'un trépied et un appareil photo. De plus, l'erreur liée à la projection est supposée être la même pour les trois mesures de surface. Les proportions entre Sd, SdL et SdM sont donc *a priori* conservées.

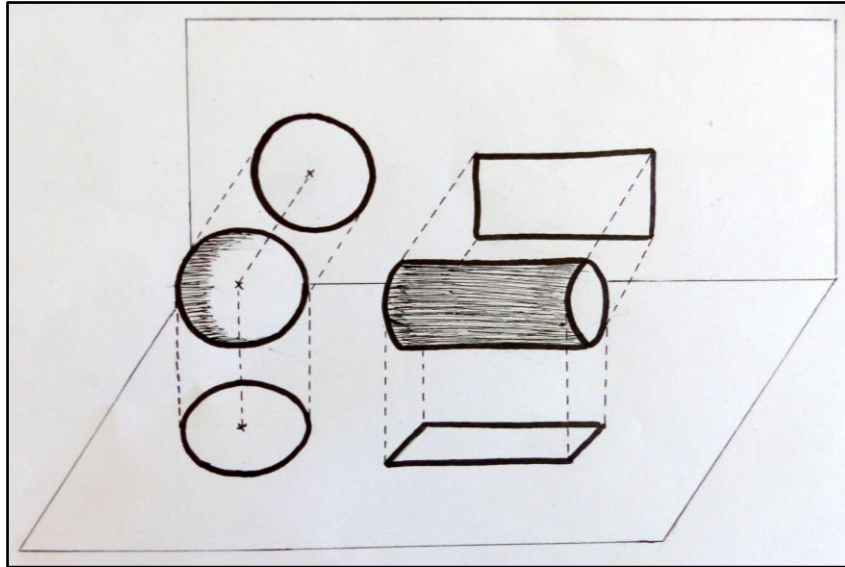


Figure 30: Illustration de la perte de surface associée à la projection d'une sphère ou d'un cylindre.
(Réalisation : Louvaine Ferrand)

Une approche par *geometric morphometric measurement* (GMM) à partir d'un scan 3D de l'extrémité distale du métacarpe permettrait d'analyser plus finement la forme de l'os et des surfaces articulaires. Cette méthode s'oppose à l'approche classique qui est linéaire (*linear morphometric measurement* - LMM) et revient à étudier la position dans l'espace de plusieurs points (*landmarks*) définis sur l'os (Brassard *et al.* 2020 ; Brassard *et al.* 2021 ; Brassard *et al.* 2023).

Associée à la tomодensitométrie, qui renseigne sur l'épaisseur de la corticale de l'os, elle pourrait permettre de comprendre les contraintes biomécaniques exercées sur l'extrémité distale du métacarpe et expliquer pourquoi le dimorphisme sexuel ne s'exprime pas de la même manière sur toutes les parties de l'extrémité distale. En effet, il est possible qu'il existe des zones plus "stables" que d'autres car soumises à plus de contraintes fonctionnelles qui empêchent l'expression de la variabilité inter et intra-race.

3. Implications et suites du travail

Le but de ce travail est d'aboutir à une méthode de sexage applicable à des populations archéologiques telles que celle de Rezé/*Ratiatum*. La question qui émerge à partir des résultats obtenus dans cette partie est donc : dans quelle mesure ces résultats sont généralisables à l'ensemble des races bovines ? Ces mesures de l'extrémité distale du métacarpe sont-elles applicables à des populations archéologiques pour permettre leur sexage ? Ces questions seront traitées dans la suite de ce travail.

En raison du temps qui lui a été alloué, cette étude s'est limitée à l'extrémité distale du métacarpe. Dans quelle mesure les résultats obtenus ici se retrouvent sur les autres portions du métapode ? Une analyse similaire de l'extrémité proximale serait envisageable. De même, le métatarse pourrait faire l'objet d'une étude analogue.

III. Etude de la capacité de généralisation des résultats précédents

A. Matériel et méthode

1. Description des échantillons utilisés

Afin d'évaluer dans quelle mesure les résultats précédents peuvent être extrapolés à d'autres races ou populations de l'espèce bovine, trois autres échantillons d'os ont été étudiés. Il s'agit de groupes de bovins de morphotypes et époques différents issus des collections de l'unité d'anatomie comparée de l'Ecole Nationale Vétérinaire de Nantes (Oniris). Tous ces os sont entiers, aucun doute n'existe sur leur latéralisation. Les effectifs de ces échantillons sont limités (moins de 20). Pour les races Charolaise et Taureau de combat espagnol, c'est la disponibilité des os qui a constitué le principal facteur limitant. Pour les bovins du site d'Andone (Charente-Maritime), c'est la détermination du sexe par ostéométrie qui a restreint le nombre d'individus sélectionnés.

1.1. Echantillon "Charolais" : race charolaise

Cet échantillon est composé de 17 métacarpes, provenant de 7 femelles et 10 mâles charolais et issus des collections accessibles (tableau XIV). Ces os ont fait l'objet d'une étude par Guintard (1998b). Récoltés entre 1992 et 1993 dans des abattoirs français, le sexe a été relevé avant abattage et constitue donc un paramètre sûr. Tous ces bovins possédaient huit incisives adultes au moment de l'abattage ; ils ont donc tous plus de 52 mois (Barone 1999). Cet échantillon sera désigné dans la suite de ce travail comme l'échantillon "Charolais".

Tableau XIV: Identification, sexe et latéralisation des os constituant l'échantillon Charolais.

Femelles (n = 7)	Mâles (n = 10)
28061 g, 28061 d, 28062 g, 28062 d, 28059 g, 28059 d, 28060 g	18003 g, 18004 g, 18004 d, 18005 g, 18005 d, 18049 d, 18049 g, 18052 g, 18051 d, 18044 d

1.2. Echantillon "Espagne" : race Taureau de Combat Espagnol

Ce groupe de onze métacarpes est composé de deux mâles et neuf femelles. Il s'agit uniquement de métacarpes gauches. Les ossements mâles ont été récupérés en avril 1998 à l'issue de la corrida aux arènes de Madrid (Las Ventas). Les femelles ont été récoltées à l'abattoir de Nîmes en 1996 (Tekkouk-Zemmouchi, Guintard 2007). Le sexe constitue à nouveau un paramètre certain. Ce groupe sera désigné par la suite comme l'échantillon "Espagne".

Tableau XV: Références des os constituant l'échantillon Espagne.

Femelles (n = 9)	Mâles (n = 2)
2, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11	1MAD, 2MAD

1.3. Echantillon "Andone" : population médiévale du site d'Andone (Charente-Maritime)

Les os constituant cet échantillon sont issus des vestiges bovins provenant du site archéologique médiéval d'Andone (Charente-Maritime), datés des Xe et XIe siècles (Grenouilloux 1989). Ils ont été le support d'une étude réalisée en 2009 par Borvon et Guintard. Ce travail visait à développer une méthodologie de sexage utilisant des indices propres à la population étudiée, en opposition à la méthode par inférence (cf. Partie I-IV-3).

Le sexe de ces os a été estimé grâce à quatre indices (deux mesures et deux rapports de mesures), chacun avec deux niveaux de certitude. Seuls les individus dont le sexage était fortement assuré ont été conservés pour former l'échantillon étudié ici. Il s'agit de dix individus ayant au moins la moitié des résultats catégorisés avec un plus grand niveau de certitude (**) et n'ayant pas été classés à la fois mâle et femelle. La liste des métarpes, leur latéralisation ainsi que les résultats de leur sexage par cette étude sont présentés dans le tableau XVI ci-dessous. Ce groupe sera désigné dans la suite comme l'échantillon "Andone".

Tableau XVI: Echantillon Andone et résultats du sexage par Guintard et Borvon (2009) sur 4 paramètres. Avec : d = largeur de la diaphyse à mi-longueur de l'os; GL = grande longueur de l'os ; Bp = largeur maximale de l'extrémité distale du métacarpe ; ** = résultat fortement assuré et * = résultat moyennement assuré.

Individu et latéralisation	Résultats du sexage par Guintard et Borvon, 2009			
	d/GL	d	Bp/GL	Bp
1d	F*	F*	F**	F**
4g	F**	F*	F**	F*
6d	M**	M*	M**	M**
8d	F**	F*	F**	F*
9d	F**	F*	F**	F**
10g	M**	M**	M*	M*
12d	F**	F**	F**	F**
13d	M**	M**	M**	M**
15g	M**	M**	M**	M**
16d	M**	M**	M**	M**

2. Mesures réalisées

Les mesures réalisées sur ces os sont identiques à celles décrites dans le paragraphe II-A-3.1. pour l'échantillon Amsterdam. Pour rappel, ces 12 mesures de l'extrémité distale du métacarpe (mesures dites "simples"), correspondent à des données de taille (au sens général, *size* en anglais) selon différents axes, tandis que leurs rapports fournissent des informations quant à la forme de l'extrémité distale du métacarpe. L'ensemble des données récoltées ont été compilées dans un tableur au format .xlsx et sont disponibles en annexe 14.

3. Analyse statistique

L'ensemble des traitements statistiques a été réalisé sur le logiciel R (version 2022.02). Comme précédemment, les fonctions R utilisées seront citées, suivies du package correspondant, avec la mise en page suivante : fonction (package).

3.1. Analyse descriptive

Les statistiques simples décrivant chaque échantillon ont été calculées de manière similaire à l'échantillon Amsterdam (cf. II-A-4). Des graphiques en boîte de dispersion ont été réalisés à l'aide de la fonction `boxplot` (`graphics`).

3.2. Analyse bivariée

L'analyse bivariée menée sur ces échantillons est similaire à celle conduite sur l'échantillon Amsterdam. La dépendance des paramètres (les variables "simples" comme les 66 rapports) vis-à-vis du sexe a été évaluée par le test de Wilcoxon-Mann-Whitney (cf. II-A-4.2.1.). L'utilisation de ce test se justifie par la petite taille des échantillons. De même, l'égalité des variances a été évaluée à l'aide du test de Fisher-Snedecor pour les échantillons Charolais et Andone, lorsque ses conditions d'application étaient réunies. Ces tests permettent de vérifier que la différence de moyenne ou de variance observée entre mâles et femelles n'est pas liée à l'échantillonnage.

La variance n'a pas été étudiée pour les bovins de l'échantillon Espagne car il ne contient que deux individus mâles. Dès lors, la dispersion de ces deux mâles autour de leur valeur moyenne est peu représentative de la variabilité de la population.

Comme pour la population bovine de l'île d'Amsterdam (cf. II-A-4.1.2.3.), l'intensité de la corrélation entre les variables et le sexe a été mesurée à l'aide de la corrélation empirique η^2 .

L'indice de dimorphisme sexuel DS, l'indice de recouvrement B (cf. II-A-4.1.4.) et la variabilité maximale V_m (cf. II-A-4.1.1.4.) ont été calculés à titre indicatif pour les mesures simples. En effet, ces calculs sont tributaires de l'échantillonnage car ils utilisent les valeurs extrêmes. Les échantillons utilisés dans cette partie sont trop petits pour que ces indicateurs soient réellement pertinents. L'efficacité du sexage a donc été évaluée par d'autres moyens.

3.3. Evaluation de l'efficacité du sexage

Plusieurs méthodes de sexage ont ensuite été appliquées aux échantillons. Les individus mal classés ou non classés ont été dénombrés pour évaluer la qualité de ces sexages.

3.3.1. Sexage par une méthode propre à la population - variables simples

La méthode des indices (cf. II-A-4.1.4.2.) a été appliquée aux variables simples dont les moyennes étaient statistiquement différentes entre mâles et femelles.

3.3.2. Sexage par une méthode propre à la population - rapports

Une analyse discriminante par PLS (cf. II-A-4.2.3.1.) sur les rapports a été conduite pour les échantillons Charolais et Andone. La composition de l'échantillon Espagne n'a pas permis l'application de l'algorithme. En effet, le nombre de mâles est trop faible pour pouvoir constituer suffisamment de blocs de *cross-validation* contenant les deux sexes.

A noter qu'une analyse PLS-DA portant sur les échantillons Amsterdam, Charolais, Andone et Espagne mélangés pour former une seule population n'a pas été réalisée. Les quatre échantillons apparaissent très différents les uns des autres (cf. figure 31). Une analyse commune n'est donc pas pertinente. En effet, pour sexer il faut une unité géographique et temporelle (Guintard, Borvon 2009) sinon le risque de mauvais classement augmente fortement.

3.3.3. Sexage par inférence

Enfin, il s'agissait aussi de déterminer si les modèles construits à partir de la population Amsterdam peuvent être employés directement sur d'autres échantillons, par principe d'inférence. Les bornes établies sur les variables simples et le modèle PLS-DA construit à partir de l'échantillon Amsterdam ont donc été appliqués tels quels aux trois échantillons.



Figure 31: Diversité de forme et de taille des métacarpes de quatre morphotypes différents : échantillons Charolais (A. mâle 18052G et B. femelle 28060G) ; Amsterdam (C. mâle 31G et D. femelle 18G) ; Espagne (E. mâle MAD1 G et F. femelle E7G) et Andone (G. mâle 16D et H. femelle 1D).

B. Résultats

1. Résultats concernant les variables dites “simples”

1.1. Analyses descriptive et bivariée

Les résultats de l'analyse descriptive pour les trois échantillons étudiés dans cette partie sont présentés dans les tableaux XVII, XVIII et XIX.

A nouveau, les mâles prennent des valeurs supérieures aux femelles pour tous les paramètres considérés. Dans l'échantillon Andone, la séparation entre les sexes est complète pour la moitié des variables, à savoir Bd, WCL, WCM, Dd, DEM et BCR (cf. tableau I pour la définition des mesures). Pour les autres variables, la superposition des distributions ne concerne pas plus de 25% de la population. Dans l'échantillon Charolais, le recouvrement entre les sexes est systématique. Pour les variables Sd, DCM et DEM, il concerne plus de 25% des individus.

Les résultats du test de Wilcoxon-Mann-Whitney (annexe 15) permettent de conclure que la différence de médiane entre les deux classes est statistiquement significative pour l'ensemble des variables dans l'échantillon Andone. Pour l'échantillon Charolais, seule la différence observée pour la variable DEM n'est pas significative : elle peut s'expliquer par l'échantillonnage. Dans l'échantillon Espagne, les valeurs prises par les mâles et les femelles ne sont pas statistiquement différentes pour Dd, DCL, DCM, DEL et DEM.

La variabilité de la distribution des mâles est supérieure à celle des femelles dans les échantillons Charolais et Andone, comme c'était le cas pour l'échantillon Amsterdam. Pour Andone, le test de Fisher-Snedecor (annexe 16) indique que cette différence peut être attribuée à l'échantillonnage. En revanche, la différence de variance entre les sexes pour DEL et WCM dans le groupe Charolais est statistiquement significative. La variabilité des mâles de l'échantillon Espagne n'a pas été étudiée du fait du trop petit nombre d'individus. Celle des femelles atteint des niveaux similaires aux résultats observés pour les autres échantillons et pour la population Amsterdam, sauf pour les mesures de surface.

Tableau XVII : Statistiques descriptives des 12 mesures de l'extrémité distale du métacarpe dans l'échantillon Andone (site d'Andone, Charente-Maritime, X-XIe siècles) (10 individus). Avec : IQR = écart interquartile, σ = écart-type, CV = coefficient de variation. Cf. tableau I pour la signification des paramètres mesurés.

paramètre (unité)	mâles (n = 5)			femelles (n= 5)		
	moyenne [min; max]	médiane (IQR)	σ (CV %)	moyenne [min; max]	médiane (IQR)	σ (CV %)
Bd (mm)	59,4 [56,3; 63,8]	58,1 (57,8; 61,2)	3,02 (5,08)	50,7 [49,2; 52,6]	51,0 (49,6; 51,2)	1,36 (2,68)
WCL (mm)	29,0 [26,9; 32,4]	28,1 (27,7; 29,9)	2,2 (7,57)	23,8 [22,8; 24,8]	23,6 (23,5; 24,1)	0,74 (3,13)
WCM (mm)	27,6 [26,2; 28,9]	27,7 (26,5; 28,7)	1,23 (4,47)	23,4 [22,8; 24,2]	23,4 (23,0; 23,5)	0,54 (2,31)
Dd (mm)	30,1 [29; 31,4]	29,8 (29,0; 31,1)	1,14 (3,80)	28,1 [26,4; 28,9]	28,3 (28,1; 28,7)	0,99 (3,53)
DCL (mm)	29,7 [27,8; 31,4]	29,5 (28,7; 31,1)	1,54 (5,19)	27,6 [26; 28,7]	28,2 (26,8; 28,2)	1,13 (4,11)
DCM (mm)	29,4 [27,9; 31,1]	29,7 (28,6; 29,8)	1,23 (4,17)	27,7 [26,1; 28,7]	27,7 (27,3; 28,5)	1,04 (3,77)
DEM (mm)	24,3 [23; 26,1]	23,7 (23,1; 25,5)	1,43 (5,89)	21,5 [20,6; 22,3]	21,5 (21,2; 22,0)	0,67 (3,11)
DEL (mm)	22,0 [20,7; 23,4]	22,0 (21,5; 22,5)	1,02 (4,62)	20,8 [19,2; 21,6]	21,1 (21,0; 21,3)	0,94 (4,53)
BCR (mm)	27,3 [26,6; 28,1]	27,5 (26,7; 27,8)	0,67 (2,43)	24,7 [23,8; 26]	24,1 (24,0; 25,4)	0,98 (3,97)
Sd (mm²)	694,0 [635; 807,2]	658 (646; 724)	72,13 (10,39)	586,1 [532,6; 653]	586 (565; 594)	44,27 (7,55)
SdL (mm²)	350,2 [321,7; 409]	332 (329; 359)	35,78 (10,22)	297,9 [265,7; 332]	296 (293; 304)	23,79 (7,98)
SdM (mm²)	343,7 [302,7; 398,2]	336 (317; 365)	38,28 (11,14)	288,1 [266,9; 321]	290 (269; 293)	21,88 (7,59)

Tableau XVIII : Statistiques descriptives des 12 mesures de l'extrémité distale du métacarpe dans l'échantillon Charolais (17 individus). Avec : IQR = écart interquartile, σ = écart-type, CV = coefficient de variation. Cf. tableau I pour la signification des paramètres mesurés.

	mâles (n = 10)			femelles (n = 7)		
<i>paramètre (unité)</i>	<i>moyenne [min; max]</i>	<i>médiane (IQR)</i>	<i>σ (CV %)</i>	<i>moyenne [min; max]</i>	<i>médiane (IQR)</i>	<i>σ (CV %)</i>
Bd (mm)	86,2 [76,3; 93]	87,0 (86,0; 89,1)	5,77 (6,70)	77,2 [73,5; 80,5]	77,6 (75,4; 79,0)	2,57 (3,33)
WCL (mm)	39,3 [35,8; 43]	39,2 (38,7; 40,2)	2,38 (6,05)	36,2 [34,9; 37,2]	36,9 (35,3; 37,0)	1,01 (2,79)
WCM (mm)	41,5 [36,3; 44,6]	42,3 (40,6; 43,9)	2,97 (7,14)	37,2 [35,7; 38,7]	37,7 (36,4; 37,9)	1,13 (3,02)
Dd (mm)	47,0 [43,5; 49,7]	47,2 (46,3; 48,8)	2,19 (4,65)	43,9 [41,9; 46,4]	43,8 (42,7; 45,0)	1,65 (3,75)
DCL (mm)	45,4 [42; 47,9]	45,85 (43,73; 47,50)	2,33 (5,13)	42,6 [40,4; 44,4]	42,9 (41,7; 43,5)	1,49 (3,49)
DCM (mm)	46,9 [43,3; 49,5]	47,6 (44,9; 48,9)	2,32 (4,95)	43,7 [42,1; 46]	43,4 (42,8; 44,6)	1,45 (3,32)
DEM (mm)	36,0 [32,7; 38,6]	36,6 (34,3; 37,7)	2,2 (6,11)	34,0 [32,4; 35,3]	34,40 (33,0; 35,0)	1,22 (3,59)
DEL (mm)	33,6 [30,1; 37,2]	33,4 (32,4; 34,8)	2,38 (7,11)	31,0 [29,8; 31,8]	31,30 (30,6; 31,6)	0,74 (2,38)
BCR (mm)	41,1 [36,8; 44]	41,8 (40,5; 42,3)	2,31 (5,62)	36,5 [34,4; 38,2]	37,0 (35,6; 37,5)	1,50 (4,11)
Sd (mm²)	1518,7 [1207; 1795]	1 578 (1 362; 1 688)	208,77 (13,75)	1213,4 [968,5; 1439]	1 228 (1 118; 1 310)	161,69 (13,33)
SdL (mm²)	736,5 [548,2; 888,2]	764 (645; 810)	115,42 (15,67)	607,0 [498,9; 724,3]	616 (543; 662)	84,35 (13,90)
SdM (mm²)	782,2 [613,4; 915,3]	801 (711; 851)	101,91 (13,03)	606,4 [469,6; 714,7]	612 (575; 649)	80,33 (13,25)

Tableau XIX : Statistiques descriptives des 12 mesures de l'extrémité distale du métacarpe dans l'échantillon Espagne (race Taureau de combat espagnol) (11 individus). Avec : IQR = écart interquartile, σ = écart-type, CV = coefficient de variation. Cf. tableau I pour la signification des paramètres mesurés.

	mâles (n = 2)			femelles (n = 9)		
<i>paramètre (unité)</i>	<i>moyenne [min; max]</i>	<i>médiane (IQR)</i>	<i>σ (CV %)</i>	<i>moyenne [min; max]</i>	<i>médiane (IQR)</i>	<i>σ (CV %)</i>
Bd (mm)	62,1 [60,3; 63,9]	non pertinent du fait de la taille de l'échantillon		54,7 [51,9; 56,3]	54,9 (53,8; 55,9)	1,45 (2,66)
WCL (mm)	29,3 [28,8; 29,8]			26,2 [25,3; 27,2]	26,2 (25,9; 26,5)	0,57 (2,16)
WCM (mm)	28,3 [27; 29,5]			25,5 [24,1; 26,8]	25,4 (25,0; 26,1)	0,82 (3,21)
Dd (mm)	32,8 [31,7; 33,8]			30,7 [28,7; 31,8]	30,9 (30,5; 31,2)	0,91 (2,95)
DCL (mm)	32,7 [31,6; 33,7]			30,7 [28,6; 31,8]	30,9 (30,7; 31,1)	0,92 (2,99)
DCM (mm)	32,1 [30,9; 33,3]			30,1 [27,6; 32,2]	30,0 (29,8; 30,5)	1,21 (4,02)
DEM (mm)	24,9 [23,9; 25,9]			23,0 [21,8; 23,9]	23,0 (22,6; 23,4)	0,69 (3,01)
DEL (mm)	23,8 [22,5; 25]			21,7 [20,2; 22,8]	21,8 (21,2; 22,1)	0,80 (3,70)
BCR (mm)	30,5 [29,8; 31,2]			26,8 [4,9; 28,3]	27,1 (26,3; 27,3)	1,15 (4,29)
Sd (mm²)	821,7 [781,1; 862,2]			696,4 [637,3; 730,1]	702 (688; 715)	28,94 (4,16)
SdL (mm²)	409,9 [380; 439,8]			347,2 [305,3; 365,7]	356 (344; 358)	20,74 (5,97)
SdM (mm²)	411,8 [401,1; 422,4]			349,2 [332; 364,8]	346 (345; 354)	10,48 (3,00)

Dans les trois échantillons étudiés, les mâles prennent des valeurs supérieures aux femelles pour chacune des 12 mesures de l'extrémité distale du métacarpe. Pour Andone, cette différence de moyenne est significative. Dans les échantillons Espagne et Charolais, une partie des résultats ne sont pas statistiquement significatifs, probablement à cause de la taille des échantillons.

La corrélation empirique des variables avec le sexe montre des résultats très différents selon l'échantillon (figure 32). Dans le groupe Charolais, aucune variable n'atteint un coefficient η^2 de plus de 0,6 et seul le coefficient η^2 de BCR dépasse 0,5 (annexe 18). Pour Andone, WCM, Bd, WCL, BCR et DEM sont les plus corrélées au sexe (annexe 19), avec des niveaux similaires à ceux observés pour Amsterdam. En revanche, là où DCL apparaissait bien corrélé au sexe dans l'échantillon Amsterdam, son coefficient η^2 avoisine 0,4 pour Andone. Dans l'échantillon Espagne, ce sont SdM, WCL, Bd, Sd et BCR qui sont particulièrement corrélés au sexe (annexe 20). En résumé, Andone est l'échantillon dont le comportement semble se rapprocher le plus de celui d'Amsterdam, sauf pour les mesures de l'épaisseur de l'extrémité distale du métacarpe.

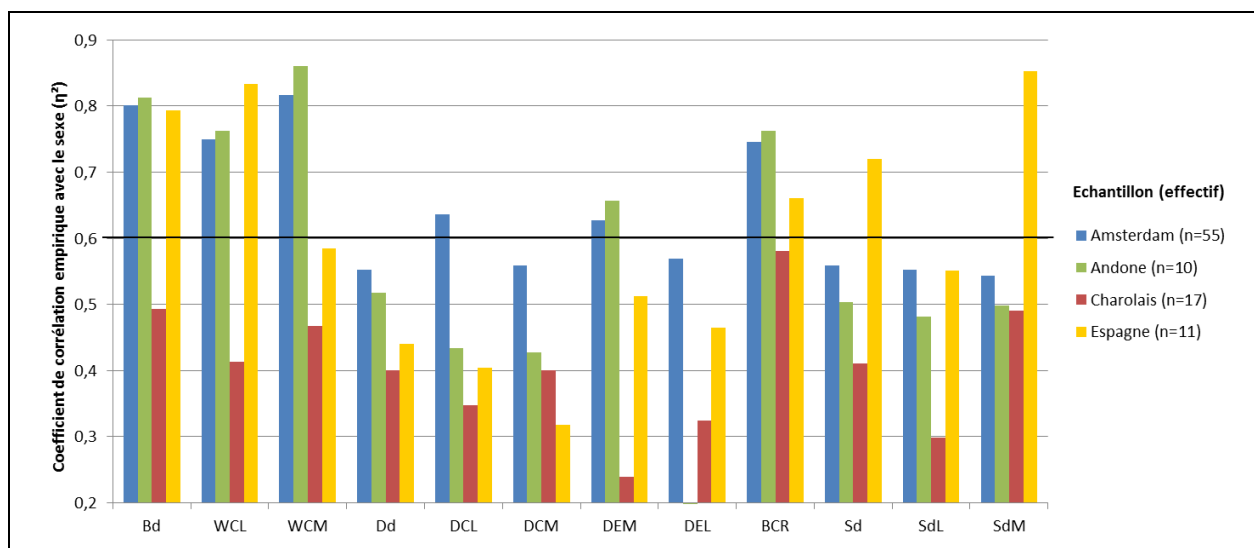


Figure 32 : Coefficients de corrélation empirique η^2 entre le sexe et chaque variable pour les quatre échantillons étudiés. Cf. tableau I pour la signification des paramètres mesurés.

Concernant l'indice de dimorphisme sexuel DS (figure 33 et annexe 21), les mesures de surfaces sont celles qui enregistrent le plus de différence entre les 4 échantillons. Au contraire, DCL, DEL et BCR sont les variables dont les résultats semblent les mieux conservés au passage d'un échantillon à l'autre. Le profil d'Andone se démarque des autres par les valeurs prises pour Dd et DCM. Le dimorphisme sexuel dans l'échantillon Charolais est important mais le recouvrement rend les paramètres *a priori* moins efficaces pour le sexage. Les mesures de surface et DCM apparaissent comme étant peu propices au sexage dans chaque échantillon (figure 34).

Pour la majorité des mesures, la variabilité maximale (Vm) observée alors que deux sexes sont présents est du même ordre de grandeur que celle obtenue chez Amsterdam en présence d'un seul sexe. Le seuil de 30% évoqué dans la littérature comme preuve de la présence de deux sexes (Guintard, Borvon 2009) est rarement atteint (figure 35 et annexe 22). Seuls Bd et WCM présentent des résultats encourageants et laissent penser que la variabilité maximale de ces mesures peut indiquer la présence d'un ou deux sexes dans une population. Le seuil à dépasser pour envisager la présence de deux sexes serait plus proche de 20% que de 30%.

Il faut toutefois rappeler ici que ces indicateurs (DS, B et Vm) n'ont été calculés qu'à titre indicatif, car la faible taille des échantillons les rend peu fiables (cf. III-A-3.2.).

L'échantillon Andone semble se comporter de manière similaire à l'échantillon Amsterdam sauf pour les mesures d'épaisseur de l'extrémité distale. Dans l'échantillon charolais, la corrélation entre les mesures et le sexe, bien que présente, est beaucoup plus faibles que dans les autres morphotypes étudiés.

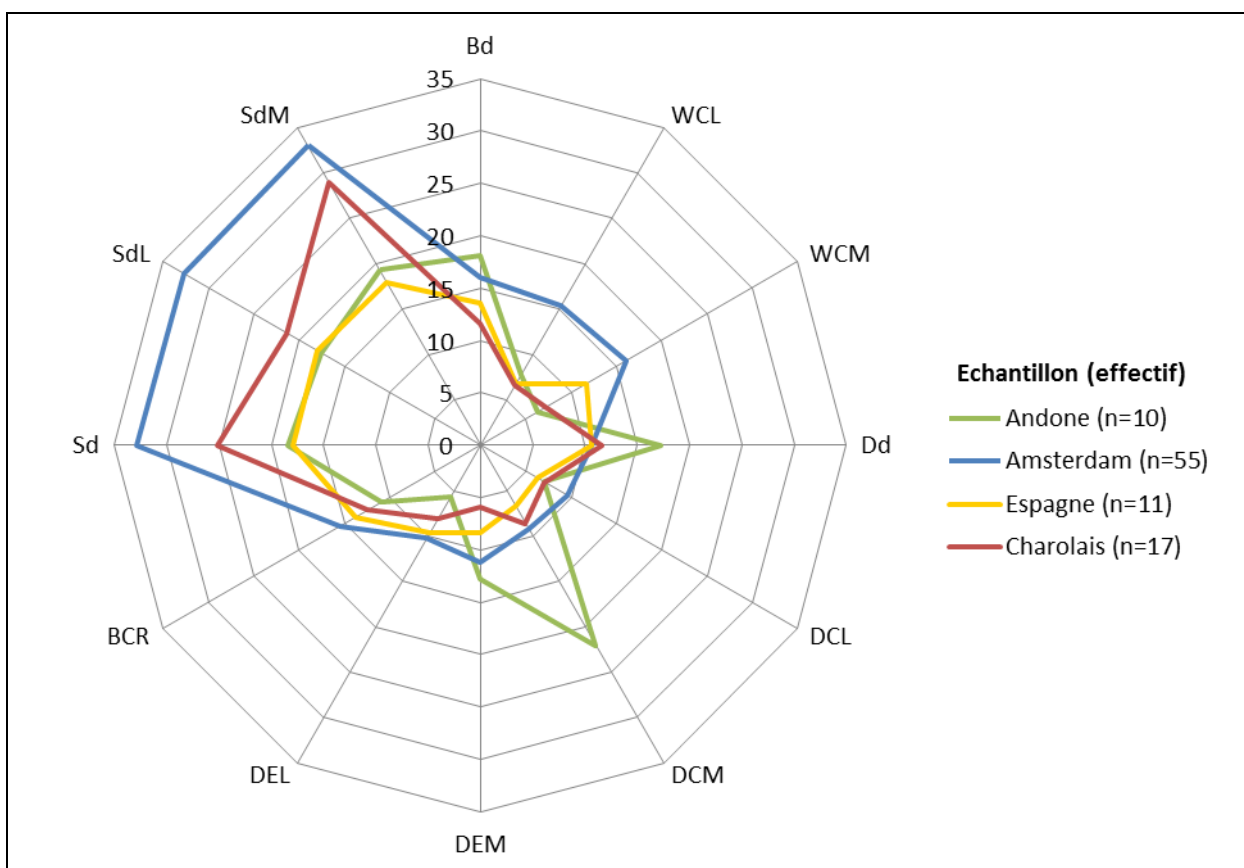


Figure 33 : Indice de dimorphisme sexuel (DS) des différents échantillons pour chaque paramètre mesuré. Cf. figure 16 pour la formule de calcul de DS. Cf. tableau I pour la signification des paramètres mesurés.

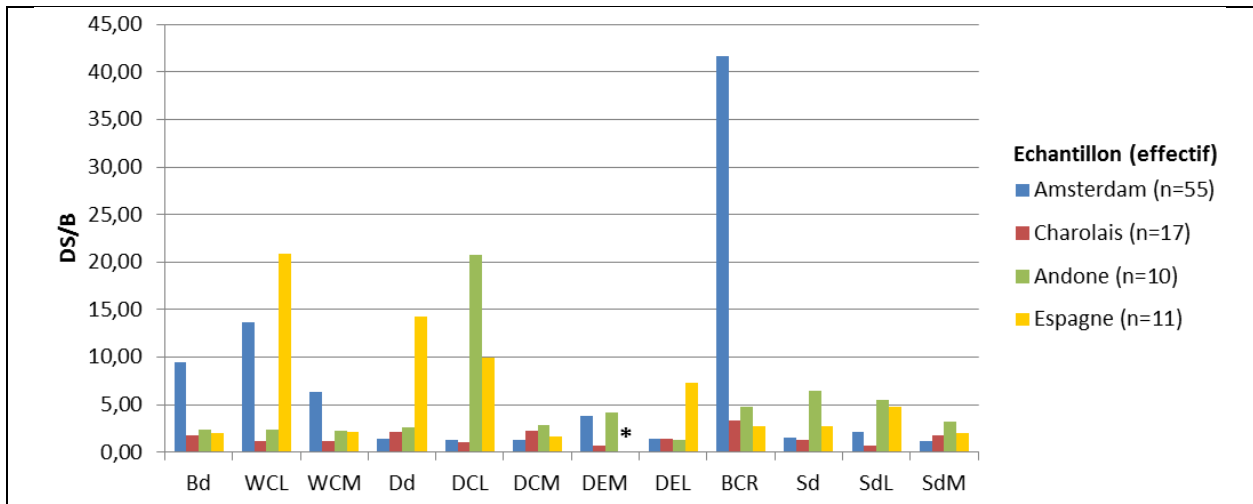


Figure 34 : Rapport dimorphisme sexuel/recouvrement (DS/B) des différents échantillons pour chaque paramètre mesuré. Cf. figure 16 pour la formule de calcul de DS et B. Cf. tableau I pour la signification des paramètres mesurés. * le rapport DS/B pour DEM n'est pas calculable dans l'échantillon Espagne car B = 0.

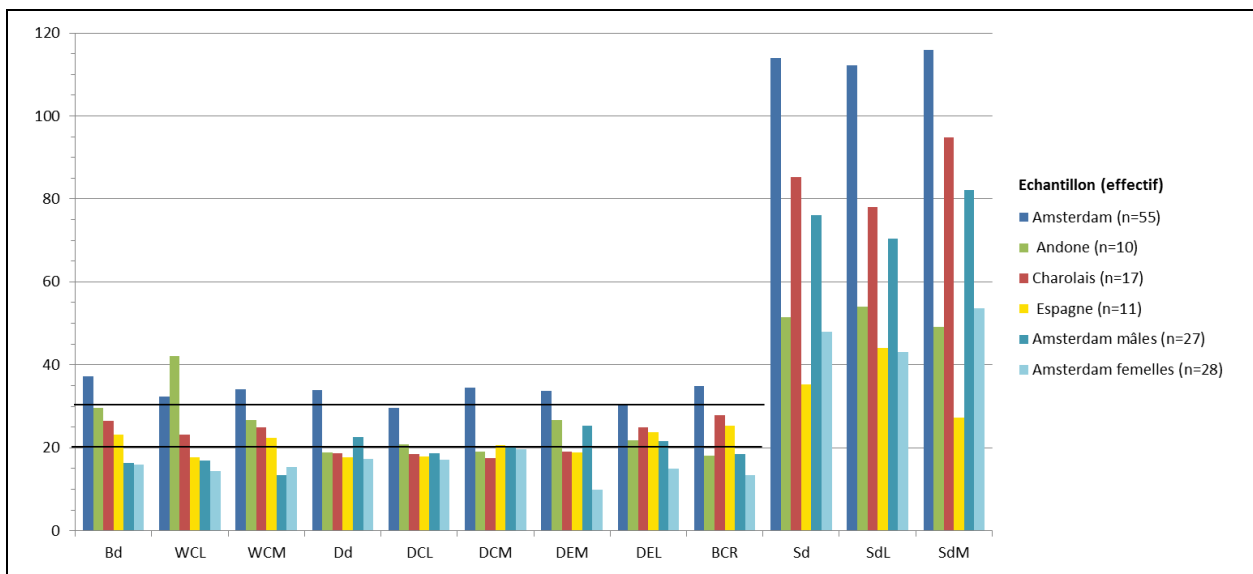


Figure 35 : Variabilité maximale (Vm) des différents échantillons pour chaque paramètre. $Vm = (\max - \min) / \min \times 100$. Cf. tableau I pour la signification des paramètres mesurés.

1.2. Efficacité du sexage

Les résultats du sexage par la méthode des bornes propres à la population étudiée (cf. II-A-4.1.4.2.) sont présentés dans les tableaux XX, XXI et XXII; les détails figurent en annexes 23 à 26. Pour rappel, une erreur de classement correspond à un mâle classé femelle ou inversement. Un classement indéterminé est obtenu pour les individus situés entre les deux bornes utilisées pour sexer.

Dans l'échantillon Andone, seuls les paramètres de surface sont associés à des erreurs de classement (tableau XX). Prises individuellement, les autres variables permettent de sexer entre 87,3 et 96,4% de l'échantillon et cela sans erreur. Ces résultats sont meilleurs que ceux observés sur Amsterdam (cf. II-B-1.5.). Pour l'échantillon Charolais, en revanche, seul DCL n'est associé à aucune erreur (tableau XXI). Enfin, l'échantillon Espagne se démarque par une part importante des individus pour lesquels le sexe reste indéterminé (tableau XXII).

Lorsque l'on interprète conjointement les variables, selon les protocoles définis en partie II-B-1.5, on observe à nouveau des comportements différents selon les échantillons (tableaux XXIII à XXVII). Contrairement à l'échantillon Amsterdam, prendre en compte plusieurs mesures augmente le pourcentage d'individus non classés par rapport au sexage basé sur les variables interprétées individuellement. La part d'individus dont le sexe est indéterminé dans l'échantillon Charolais est plus faible que celle des autres échantillons. En revanche, le taux d'erreur est plus élevé, avec deux individus systématiquement mal classés (18005g et 18005d).

Ainsi, le protocole A permet de sexer 45,5% de l'échantillon Espagne, 60% de l'échantillon Andone et 63,6% de l'échantillon Amsterdam avec un haut niveau de certitude et cela sans erreur. Il permet aussi de classer 70,6% de l'échantillon Charolais mais 25% (3 sur 12) des individus classés sont des erreurs.

La généralisation des protocoles de sexage est donc plutôt satisfaisante pour les trois échantillons, du point de vue du taux d'erreur. Le taux d'individus non classés est en revanche supérieur aux résultats de l'échantillon Amsterdam. Ceci s'explique probablement par la petite taille des échantillons.

Enfin, les résultats semblent d'autant meilleurs que la population n'a pas subi une sélection marquée vers un morphotype d'orientation bouchère, comme c'est le cas pour la race Charolaise.

Tableau XX : Résultats du sexage des individus de l'échantillon Andone (site de Andone, Charente-Maritime, X-XIe siècles, 10 individus) d'après chacune des 12 mesures réalisées sur l'extrémité distale du métacarpe.

Sexage par la méthode des bornes propres à la population étudiée.

Cf. II-A-4.1.4.2. pour le détail de la méthode. Cf. tableau I pour la signification des paramètres mesurés.

	Paramètre de sexage											
	Dd	DCL	DCM	Bd	WCL	WCM	DEM	DEL	BCR	Sd	SdL	SdM
Nombre d'erreur	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1
Taux d'erreur (%)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	10,0	0,0	10,0
Nombre d'indéterminé	7	6	8	3	3	2	4	7	4	3	4	3
Indétermination (%)	12,7	10,9	14,6	5,5	5,5	3,6	7,3	12,7	7,3	5,5	7,3	5,5

Tableau XXI : Résultats du sexage des individus de l'échantillon Charolais (17 individus) d'après chacune des 12 mesures réalisées sur l'extrémité distale du métacarpe.

Sexage par la méthode des bornes propres à la population étudiée.

Cf. II-A-4.1.4.2. pour le détail de la méthode. Cf. tableau I pour la signification des paramètres mesurés.

	Paramètre de sexage											
	Dd	DCL	DCM	Bd	WCL	WCM	DEM	DEL	BCR	Sd	SdL	SdM
Nombre d'erreur	1	0	1	2	2	2	2	2	1	2	2	1
Taux d'erreur (%)	5,9	0,0	5,9	11,8	11,8	11,8	11,8	11,8	5,9	11,8	11,8	5,9
Nombre d'indéterminé	9	10	7	6	7	4	8	6	4	4	2	4
Indétermination (%)	16,4	18,2	12,7	10,9	12,7	7,3	14,6	10,9	7,3	7,3	3,6	7,3

Tableau XXII : Résultats du sexage des individus de l'échantillon Espagne (race Taureau de combat espagnol, 17 individus) d'après chacune des 12 mesures réalisées sur l'extrémité distale du métacarpe. Sexage par la méthode des bornes propres à la population étudiée.
Cf. II-A-4.1.4.2. pour le détail de la méthode. Cf. tableau I pour la signification des paramètres mesurés.

	paramètre de sexage											
	Dd	DCL	DCM	Bd	WCL	WCM	DEM	DEL	BCR	Sd	SdL	SdM
Nombre d'erreur	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Taux d'erreur (%)	0,0	0,0	9,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Nombre d'indéterminé	6	9	8	5	5	9	7	7	6	4	6	2
Indétermination (%)	54,6	81,8	72,7	45,5	45,5	81,8	63,6	63,6	54,6	36,4	54,6	18,2

Tableau XXIII : Résultats du sexage des individus des différents échantillons par le protocole A sans prise de risque, basé sur 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe.
Le classement "sans risque" consiste à considérer les individus dont le classement est moins sûr comme des individus non classés. Cf. figure 24 pour la description du protocole de sexage A.

Echantillon (effectif)	Protocole A sans risque			
	Amsterdam (55)	Andone (10)	Charolais (17)	Espagne (11)
Nombre d'erreur	0	0	2	0
Taux d'erreur (%)	0,0	0,0	11,8	0,0
Nombre d'indéterminé	9	3	3	6
Indétermination (%)	16,4	30	17,6	54,5
Nombre d'incertain	11	1	2	1
Non classés (%)	36,4	40,0	29,4	63,6

Tableau XXIV : Résultats du sexage des individus des différents échantillons par le protocole A, basé sur 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe.
Cf. figure 24 pour la description du protocole de sexage A.

	Protocole A			
Echantillon (effectif)	Amsterdam (55)	Andone (10)	Charolais (17)	Espagne (11)
Nombre d'erreur	1	0	2	0
Taux d'erreur (%)	1,8	0,0	11,8	0,0
Nombre d'indéterminé	9	3	3	6
Non classés = Indétermination (%)	16,4	30,0	17,6	54,5

Tableau XXV : Résultats du sexage des individus des différents échantillons par le protocole B sans prise de risque, basé sur 6 mesures de l'extrémité distale du métacarpe.
Le classement "sans risque" consiste à considérer les individus dont le classement est moins sûr comme des individus non classés. Cf. figure 24 pour la description du protocole de sexage B.

	Protocole B sans risque			
Echantillon (effectif)	Amsterdam (55)	Andone (10)	Charolais (17)	Espagne (11)
Nombre d'erreur	0	0	1	0
Taux d'erreur (%)	0	0	5,9	0
Nombre d'indéterminé	12	3	2	6
Indétermination (%)	21,8	30,0	11,8	54,5
Nombre d'incertain	6	1	7	3
Non classés (%)	32,7	40,0	52,9	81,8

Tableau XXVI : Résultats du sexage des individus des différents échantillons par le protocole B, basé sur 6 mesures de l'extrémité distale du métacarpe.
Cf. figure 24 pour la description du protocole de sexage B.

	Protocole B			
Echantillon (effectif)	Amsterdam (55)	Andone (10)	Charolais (17)	Espagne (11)
Nombre d'erreur	0	0	2	0
Taux d'erreur (%)	0,0	0,0	11,8	0,0
Nombre d'indéterminé	12	3	2	6
Non classés = Indétermination (%)	21,8	30,0	11,8	54,5

Tableau XXVII : Résultats du sexage des individus des différents échantillons par le protocole C, basé sur 7 mesures de l'extrémité distale du métacarpe.
Cf. figure 24 pour la description du protocole de sexage C.

	Protocole C			
Echantillon (effectif)	Amsterdam (55)	Andone (10)	Charolais (17)	Espagne (11)
Nombre d'erreur	0	0	2	0
Taux d'erreur (%)	0,0	0,0	11,8	0,0
Nombre d'indéterminé	14	3	8	5
Non classés = Indétermination (%)	25,5	30,0	47,1	45,5

Enfin, comme attendu (cf. Partie I- IV-E-3.), l'application des bornes de sexage définies sur Amsterdam aux autres échantillons, selon le principe d'inférence, ne fournit pas de résultat satisfaisant (annexes 27 à 29). Les métapodes charolais sont globalement plus grands que ceux d'Amsterdam tandis que ceux d'Andone tendent à être plus petits. En conséquence, les femelles charolaises sont quasi systématiquement classées comme mâles et les individus de l'échantillon Andone sont quasiment tous catégorisés comme femelles. Pour l'échantillon Espagne, l'erreur porte alternativement sur les mâles ou les femelles, selon le paramètre considéré. A chaque fois, l'erreur concerne entre 50 et 100% de la sous-population concernée.

La généralisation des protocoles de sexage est donc plutôt satisfaisante pour les trois échantillons, du point de vue du taux d'erreur. Le taux d'individus non classés est en revanche supérieur aux résultats de l'échantillon Amsterdam, probablement à cause de la petite taille des échantillons. Les résultats suggèrent que le sexage des bovins à partir de l'extrémité distale du métacarpe est d'autant meilleur que la population n'a pas subi une sélection vers un morphotype à forte orientation bouchère. A ce titre, le modèle mis au point ici serait donc bien adapté aux populations archéologiques.

2. Résultats concernant les rapports de variables

2.1. Analyses descriptive et bivariée

Les rapports présentant une différence significative entre les sexes, d'après le test de Wilcoxon-Mann-Whitney, sont représentés en couleur sur la figure 36. On constate que le profil de chaque échantillon est différent et un certain nombre de rapports "perdent" leur significativité.

A contrario, des rapports dont la différence mâle-femelle était non significative dans l'échantillon Amsterdam deviennent significatifs dans les nouveaux échantillons, en particulier celui de Andone. Ces 16 rapports nouvellement significatifs ont été nommés A1 à A15 et E1. Ils sont définis dans le tableau XXVIII.

Les échantillons étudiés ici sont trop faibles pour conclure à autre chose que des tendances mais il semble que le morphotype influence la forme de l'extrémité du métacarpe. Parmi les 16 « nouveaux » rapports ainsi définis, 6 traitent de l'importance relative des compartiments médial et latéral dans l'extrémité distale sur une unique direction. Un seul rapport de ce type était significatif sur l'échantillon Amsterdam (cf. II-B-2.1.).

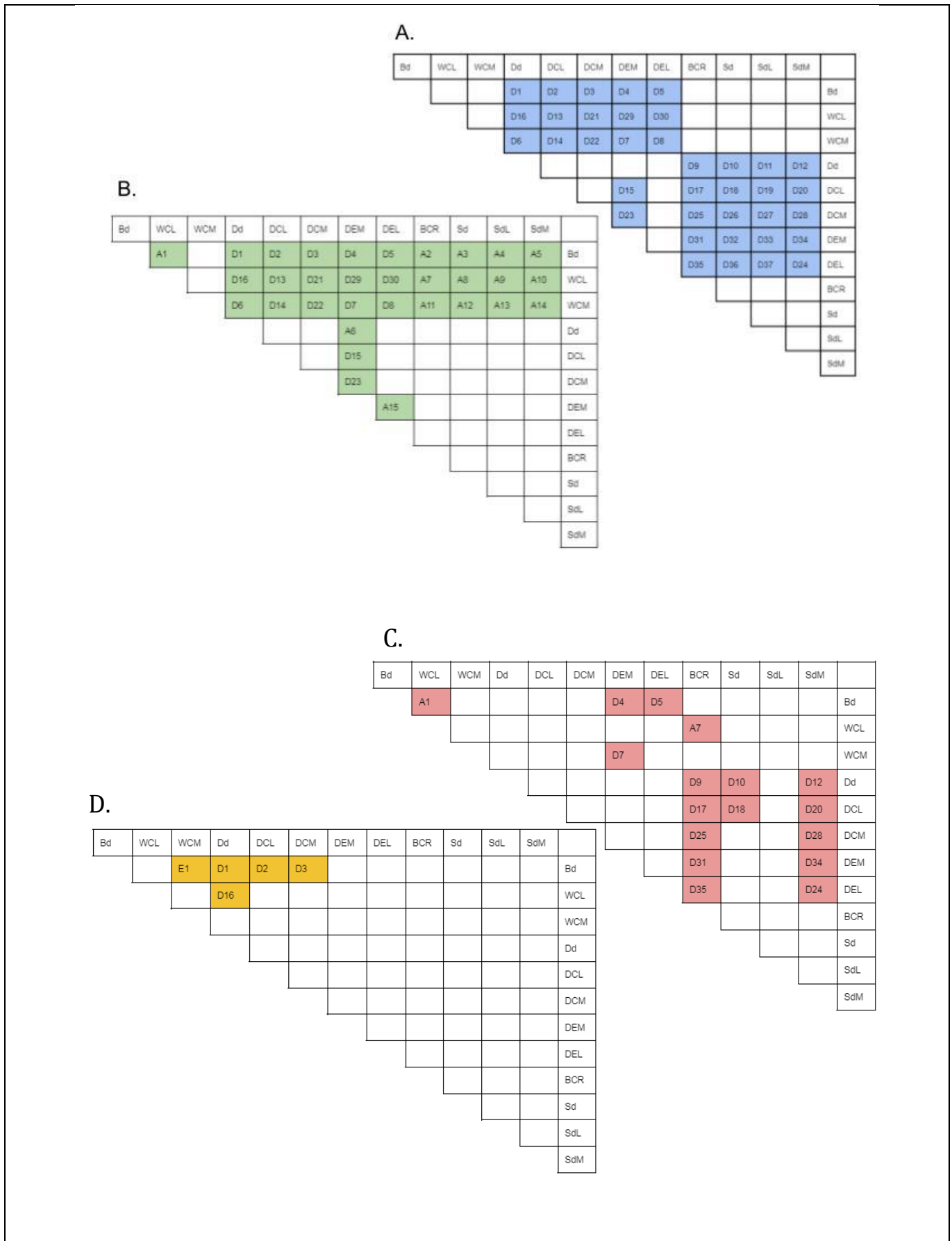


Figure 36 : Cartes des rapports dont la différence entre mâles et femelles est significative au seuil de 95% pour les échantillons (A.) Amsterdam (55 individus), (B.) Andone (10 individus), (C.) Charolais (17 individus) et (D.) Espagne (11 individus). Basé sur les résultats du test de Wilcoxon-Mann-Whitney.

Tableau XXVIII : Définition et interprétation des « nouveaux » rapports dont la différence mâles-femelles est significative au seuil de 95% dans les échantillons Andone et Espagne. Pour les rapports impliquant les mesures de surface, le numérateur est au carré afin d'obtenir un résultat sans unité, comme les autres rapports de mesures (tableau VIII). Cf. tableau I pour la signification des paramètres mesurés.

Rapport	Définition	Interprétation	Population correspondante
A1	Bd/WCL	Importance relative du compartiment latéral dans la largeur de l'extrémité distale	Andone & Espagne
A2	Bd/BCR	Importance relative de l'écart entre les quilles articulaires dans la largeur de l'extrémité distale	Andone
A3	Bd^2/Sd	Relation entre la largeur de l'extrémité distale et la taille de la surface articulaire respectivement totale, latérale ou médiale	
A4	Bd^2/SdL		
A5	Bd^2/SdM		
A6	Dd/DEM	Importance relative de la trochlée médiale dans l'épaisseur de l'extrémité distale	
A7	WCL/BCR	Largeur du compartiment latéral de l'extrémité distale par rapport à la largeur entre les quilles articulaires	
A8	WCL^2/Sd	Relation entre l'épaisseur du compartiment latéral de l'extrémité distale et la taille de la surface articulaire respectivement totale, latérale ou médiale	
A9	WCL^2/SdL		
A10	WCL^2/SdM		
A11	WCM/BCR	Largeur du compartiment médial de l'extrémité distale par rapport à la largeur entre les quilles articulaires	
A12	WCM^2/Sd	Relation entre l'épaisseur du compartiment médial de l'extrémité distale et la taille de la surface articulaire respectivement totale, latérale ou médiale	
A13	WCM^2/SdL		
A14	WCM^2/SdM		
A15	DEM/DEL	Forme de l'extrémité distale : rapport médial/latéral dans l'épaisseur	
E1	Bd/WCM	Importance relative du compartiment médial dans la largeur de l'extrémité distale	

Pour Andone, on compte 34 rapports significatifs dont 15 « nouveaux » (A1 à A15). Un recouvrement des valeurs entre mâles et femelles n'est présent que pour 10 des rapports. Ce résultat doit toutefois être interprété avec précautions en raison de la faible taille de l'échantillon (cf. III-C-1). Les rapports les plus corrélés au sexe ($\eta^2 > 0,8$ cf. tableau XXX) sont D1, D6, D13, D16, et, A10. Les valeurs prises par l'indicateur DS/B sont plus grandes que celles observées pour Amsterdam (cf. II-B-1.3), avec onze rapports dont DS/B dépasse 10 (tableau XXXI). Les variables les plus efficaces pour le sexage semblent donc être à la fois des rapports identifiés sur Amsterdam (D4, D8, D25) et de nouveaux rapports (A9, A12, A13 etc.). Ces rapports traitent principalement de l'importance de l'épaisseur par rapport à la largeur. Les mâles tendent à se distinguer par l'importance de la largeur de l'extrémité distale du métacarpe par rapport à son épaisseur, comme dans l'échantillon Amsterdam.

Pour l'échantillon Charolais, deux nouveaux rapports sont significatifs. Il s'agit de A1 et A7. Sur les 17 variables significativement liées au sexe d'après le test de Wilcoxon, seul D17 possède un coefficient de corrélation empirique η^2 de plus de 0,6 (annexe 30). Le dimorphisme sexuel dans cet échantillon semble donc s'appliquer principalement sur l'importance de l'épaisseur du compartiment latéral par rapport à la largeur de l'extrémité distale. Concernant DS/B, on retrouve l'ordre de grandeur observé sur Amsterdam, avec seulement D17, D9 et D7 qui dépassent 1 (tableau XXXIII).

Dans l'échantillon Espagne, le dimorphisme sexuel est détectable pour des rapports faisant intervenir la largeur et l'épaisseur (figure 36 et tableau XXXV). Les mâles semblent caractérisés par une plus grande largeur de l'extrémité distale, comme pour Amsterdam. De plus, E1 s'intéresse à l'importance relative du compartiment médial dans la largeur de l'extrémité distale. Les femelles semblent être marquées par une plus grande importance du compartiment médial. Par ailleurs, DS/B est très élevé pour D16, en lien avec la très faible valeur du recouvrement (cf. tableau XXXVI).

Tableau XXIX : Statistiques descriptives des rapports de mesures distales du métacarpe dont la différence mâles-femelles est significative au seuil de 95% dans l'échantillon Andone (10 individus).
 Avec : IQR = écart interquartile, σ = écart-type, CV = coefficient de variation.
 Cf. tableaux VIII et XXIX pour la définition des paramètres.

paramètre	mâles (n = 5)			femelles (n = 5)		
	moyenne [min; max]	médiane (IQR)	σ (CV %)	moyenne [min; max]	médiane (IQR)	σ (CV %)
D1	1,98 [1,94; 2,05]	1,95 (1,95; 1,99)	0,05 (2,33)	1,81 [1,75; 1,86]	1,82 (1,78; 1,82)	0,04 (2,39)
D2	2,00 [1,95; 2,05]	2,01 (1,97; 2,03)	0,04 (2,09)	1,84 [1,76; 1,90]	1,83 (1,82; 1,89)	0,06 (3,21)
D3	2,02 [1,96; 2,14]	1,97 (1,97; 2,07)	0,08 (4,04)	1,83 [1,78; 1,89]	1,85 (1,79; 1,88)	0,05 (2,67)
D4	2,45 [2,40; 2,51]	2,44 (2,44; 2,45)	0,04 (1,67)	2,36 [2,25; 2,41]	2,38 (2,36; 2,39)	0,06 (2,55)
D5	2,70 [2,58; 2,90]	2,69 (2,62; 2,72)	0,12 (4,59)	2,44 [2,36; 2,56]	2,42 (2,40; 2,44)	0,08 (3,11)
D6	1,09 [1,05; 1,12]	1,09 (1,08; 1,11)	0,03 (2,73)	1,20 [1,16; 1,23]	1,20 (1,19; 1,23)	0,03 (2,44)
D7	1,14 [1,11; 1,20]	1,13 (1,12; 1,13)	0,04 (3,38)	1,09 [1,05; 1,11]	1,09 (1,09; 1,10)	0,02 (2,27)
D8	1,25 [1,18; 1,31]	1,27 (1,23; 1,29)	0,05 (4,26)	1,12 [1,10; 1,19]	1,11 (1,10; 1,12)	0,04 (3,31)
D13	1,03 [0,96; 1,05]	1,04 (1,03; 1,05)	0,04 (3,67)	1,16 [1,14; 1,2]	1,16 (1,14; 1,17)	0,03 (2,23)
D14	1,08 [1,04; 1,11]	1,08 (1,06; 1,09)	0,03 (2,76)	1,18 [1,14; 1,23]	1,19 (1,15; 1,20)	0,04 (3,10)
D15	1,22 [1,19; 1,25]	1,23 (1,20; 1,24)	0,03 (2,05)	1,28 [1,26; 1,31]	1,28 (1,26; 1,29)	0,02 (1,57)
D16	1,04 [0,96; 1,08]	1,05 (1,05; 1,06)	0,05 (4,41)	1,18 [1,16; 1,22]	1,17 (1,17; 1,20)	0,03 (2,23)
D21	1,02 [0,92; 1,06]	1,04 (1,01; 1,06)	0,06 (5,78)	1,16 [1,13; 1,22]	1,15 (1,14; 1,18)	0,03 (2,88)
D22	1,07 [1,01; 1,12]	1,08 (1,03; 1,09)	0,05 (4,35)	1,18 [1,14; 1,23]	1,18 (1,16; 1,20)	0,03 (2,77)
D23	1,21 [1,14; 1,25]	1,22 (1,21; 1,24)	0,04 (3,54)	1,29 [1,26; 1,35]	1,27 (1,27; 1,28)	0,04 (3,01)
D25	1,08 [1,05; 1,11]	1,07 (1,07; 1,08)	0,02 (1,98)	1,12 [1,10; 1,15]	1,12 (1,10; 1,13)	0,02 (2,05)
D29	1,19 [1,16; 1,24]	1,19 (1,17; 1,20)	0,03 (2,57)	1,10 [1,07; 1,12]	1,11 (1,11; 1,11)	0,02 (1,88)
D30	1,32 [1,25; 1,47]	1,29 (1,28; 1,30)	0,09 (6,74)	1,14 [1,12; 1,19]	1,13 (1,12; 1,15)	0,03 (2,51)

<i>paramètre</i>	mâles (n = 5)			femelles (n = 5)		
	<i>moyenne</i> [min; max]	<i>médiane</i> (IQR)	σ (CV %)	<i>moyenne</i> [min; max]	<i>médiane</i> (IQR)	σ (CV %)
A1	2,05 [1,97; 2,09]	2,07 (2,05; 2,09)	0,05 (2,44)	2,13 [2,11; 2,16]	2,12 (2,12; 2,16)	0,02 (1,07)
A3	5,10 [4,99; 5,17]	5,13 (5,04; 5,17)	0,08 (1,59)	4,41 [4,08; 4,92]	4,35 (4,24; 4,44)	0,32 (7,25)
A4	10,11 [9,54; 10,49]	10,15 (9,95; 10,43)	0,39 (3,83)	8,68 [7,98; 9,87]	8,33 (8,32; 8,89)	0,74 (8,54)
A5	10,31 [10,05; 10,53]	10,27 (10,22; 10,47)	0,19 (1,89)	8,96 [8,34; 9,82]	8,87 (8,62; 9,14)	0,57 (6,33)
A6	1,24 [1,19; 1,26]	1,26 (1,23; 1,26)	0,03 (2,34)	1,30 [1,28; 1,35]	1,30 (1,29; 1,31)	0,03 (2,22)
A7	1,06 [1,01; 1,18]	1,04 (1,01; 1,06)	0,07 (6,59)	0,96 [0,91; 1,00]	0,98 (0,96; 0,98)	0,03 (3,62)
A8	1,21 [1,14; 1,3]	1,20 (1,19; 1,23)	0,06 (4,94)	0,97 [0,88; 1,09]	0,95 (0,94; 0,98)	0,08 (8,12)
A9	2,40 [2,18; 2,57]	2,45 (2,33; 2,49)	0,15 (6,33)	1,90 [1,71; 2,19]	1,87 (1,85; 1,90)	0,17 (9,10)
A10	2,45 [2,35; 2,64]	2,42 (2,39; 2,45)	0,11 (4,51)	1,97 [1,79; 2,18]	1,92 (1,90; 2,05)	0,15 (7,59)
A11	1,01 [0,95; 1,05]	1,02 (0,98; 1,04)	0,04 (4,09)	0,95 [0,90; 0,98]	0,96 (0,95; 0,96)	0,03 (3,01)
A12	1,10 [1,03; 1,19]	1,08 (1,07; 1,14)	0,06 (5,50)	0,94 [0,88; 1,04]	0,93 (0,90; 0,94)	0,06 (6,63)
A13	2,18 [2,04; 2,33]	2,18 (2,07; 2,29)	0,13 (5,97)	1,84 [1,71; 2,08]	1,79 (1,76; 1,87)	0,14 (7,79)
A14	2,23 [2,09; 2,42]	2,26 (2,10; 2,27)	0,14 (6,14)	1,90 [1,79; 2,07]	1,87 (1,82; 1,96)	0,11 (5,96)
A15	1,10 [1,05; 1,19]	1,09 (1,07; 1,12)	0,05 (4,72)	1,03 [1,00; 1,07]	1,03 (1,01; 1,05)	0,03 (2,72)

Tableau XXX : Coefficients de corrélation empirique η^2 entre le sexe et chaque rapport dont la différence mâles-femelles est significative au seuil de 95% dans l'échantillon Andone (10 individus). Significativité du test : (***)=p-value <0,01, (**)= p-value <0,05. Cf. tableaux VIII et XXIII pour la définition des paramètres.

Paramètre	η^2	Paramètre	η^2
D13	0.844 (***)	A12	0.695 (***)
D16	0.82 (***)	D30	0.691 (***)
D1	0.819 (***)	D5	0.675 (***)
D6	0.816 (***)	A14	0.675 (***)
A10	0.809 (***)	D15	0.667 (***)
A8	0.794 (***)	A13	0.658 (***)
D29	0.785 (***)	A4	0.648 (***)
A5	0.761 (***)	A6	0.615 (***)
D2	0.757 (***)	A1	0.583 (**)
D14	0.751 (***)	D25	0.574 (**)
D21	0.746 (***)	D4	0.498 (**)
A9	0.746 (***)	D23	0.495 (**)
A3	0.736 (***)	A7	0.486 (**)
D22	0.723 (***)	A11	0.478 (**)
D8	0.718 (***)	A15	0.463 (**)
D3	0.705 (***)	D7	0.438 (**)
		A2	0.417 (**)

Tableau XXXI : Indice de dimorphisme sexuel (DS), indice de recouvrement (B) et valeur absolue de leur rapports (| DS/B |) pour chaque rapport dont la différence mâles-femelles est significative au seuil de 95% dans l'échantillon Andone (10 individus). Significativité du test : (***) = p-value <0,01, (**) = p-value <0,05. Cf. tableaux VIII et XXIII pour la définition des paramètres et figure 16 pour les formules de calcul de DS et B.

Rapport	DS	B	DS/B
D1	9,39	-4,00	2,35
D2	8,76	-2,36	3,71
D3	10,15	-3,64	2,79
D4	3,88	0,24	16,45
D5	10,88	-0,76	14,25
D6	10,20	17,01	0,60
D7	4,70	-0,04	107,54

Rapport	DS	B	DS/B
D8	11,69	0,83	14,16
D13	13,14	-7,52	1,75
D14	9,61	-2,38	4,04
D15	4,70	-1,13	4,15
D16	13,74	-6,89	1,99
D21	14,43	-6,14	2,35
D22	10,88	-2,09	5,20
D23	5,97	-0,47	12,68
D25	4,29	0,92	4,65
D29	8,10	-3,74	2,16
D30	15,47	-4,92	3,15
A1	4,01	-2,09	1,92
A2	5,62	1,65	3,40
A3	15,81	-1,40	11,33
A4	16,56	3,43	4,82
A5	15,09	-2,29	6,58
A6	5,29	-0,84	6,30
A7	9,97	-0,74	13,41
A8	25,38	-4,30	5,90
A9	26,24	0,38	68,16
A10	24,56	-7,45	3,29
A11	6,41	2,29	2,79
A12	17,71	0,21	83,51
A13	18,46	1,78	10,36
A14	16,99	-1,06	16,05
A15	6,74	1,86	3,62

Tableau XXXII : Statistiques descriptives des rapports de mesures distales du métacarpe dont la différence mâles-femelles est significative au seuil de 95% dans l'échantillon Charolais (17 individus). Avec : IQR = écart interquartile, σ = écart-type, CV = coefficient de variation. Cf. tableaux VIII et XXIII pour la définition des paramètres.

paramètre	mâles (n = 10)			femelles (n = 7)		
	moyenne [min; max]	médiane (IQR)	σ (CV %)	moyenne [min; max]	médiane (IQR)	σ (CV %)
D4	2,33 [2,21; 2,40]	2,37 (2,33; 2,46)	0,07 (2,99)	2,27 [2,20; 2,32]	2,28 (2,23; 2,30)	0,05 (2,03)
D5	2,58 [2,47; 2,72]	2,56 (2,52; 2,66)	0,11 (4,28)	2,50 [2,46; 2,57]	2,47 (2,46; 2,50)	0,05 (2,00)
D7	1,15 [1,08; 1,21]	1,16 (1,13; 1,19)	0,05 (4,29)	1,09 [1,08; 1,10]	1,10 (1,08; 1,10)	0,01 (0,81)
D9	1,17 [1,12; 1,21]	1,16 (1,12; 1,17)	0,03 (2,95)	1,21 [1,18; 1,23]	1,21 (1,19; 1,22)	0,02 (1,34)
D10	1,58 [1,52; 1,65]	1,48 (1,38; 1,57)	0,05 (3,24)	1,61 [1,43; 1,84]	1,60 (1,54; 1,64)	0,15 (9,19)
D12	3,03 [2,90; 3,15]	2,89 (2,68; 2,97)	0,10 (3,21)	3,26 [2,88; 3,79]	3,16 (3,10; 3,22)	0,33 (10,15)
D17	1,11 [1,07; 1,17]	1,11 (1,08; 1,12)	0,04 (3,84)	1,17 [1,16; 1,18]	1,16 (1,16; 1,18)	0,01 (1,12)
D18	1,44 [1,39; 1,54]	1,37 (1,32; 1,41)	0,06 (4,33)	1,51 [1,32; 1,71]	1,48 (1,47; 1,55)	0,14 (9,54)
D20	2,77 [2,62; 2,96]	2,65 (2,56; 2,70)	0,16 (5,82)	3,05 [2,66; 3,53]	2,96 (2,91; 3,07)	0,32 (10,48)
D24	1,51 [1,37; 1,59]	1,45 (1,41; 1,48)	0,09 (5,87)	1,62 [1,37; 1,96]	1,59 (1,51; 1,66)	0,23 (14,07)
D25	1,15 [1,08; 1,22]	1,15 (1,12; 1,17)	0,05 (4,47)	1,20 [1,17; 1,22]	1,20 (1,19; 1,21)	0,02 (1,51)
D28	2,98 [2,72; 3,19]	2,86 (2,72; 2,95)	0,18 (5,92)	3,21 [2,86; 3,77]	3,13 (3,08; 3,19)	0,34 (10,58)
D31	0,91 [0,87; 0,96]	0,88 (0,86; 0,89)	0,04 (4,85)	0,94 [0,92; 0,96]	0,93 (0,92; 0,96)	0,02 (2,02)
D34	1,85 [1,68; 2,1]	1,71 (1,56; 1,77)	0,18 (9,55)	1,96 [1,68; 2,28]	1,98 (1,77; 2,01)	0,22 (11,35)
D35	0,82 [0,79; 0,86]	0,813 (0,796; 0,820)	0,03 (3,40)	0,85 [0,82; 0,88]	0,859 (0,830; 0,864)	0,02 (2,78)
A1	2,19 [2,11; 2,24]	2,21 (2,16; 2,22)	0,05 (2,42)	2,13 [2,10; 2,18]	2,12 (2,11; 2,16)	0,03 (1,58)
A7	0,97 [0,93; 1,01]	0,956 (0,929; 0,977)	0,04 (3,83)	1,00 [0,97; 1,02]	1,005 (0,972; 1,011)	0,02 (2,38)

Tableau XXXIII : Indice de dimorphisme sexuel (DS), indice de recouvrement (B) et valeur absolue de leur rapports ($| DS/B |$) pour chaque paramètre dont la différence mâles-femelles est significative au seuil de 95% dans l'échantillon Charolais (17 individus). Significativité du test : (***) = p-value <0,01, (**) = p-value <0,05. Cf. tableaux VIII et XXIII pour la définition des paramètres et figure 16 pour les formules de calcul de DS et B.

Rapport	DS	B	$ DS/B $
D4	2,86	4,79	0,60
D5	3,51	4,28	0,82
D7	5,14	2,10	2,45
D9	3,72	2,59	1,43
D10	2,03	15,41	0,13
D12	7,44	9,17	0,81
D17	4,88	1,26	3,89
D18	4,38	16,34	0,27
D20	9,85	11,43	0,86
D24	7,57	16,18	0,47
D25	3,90	4,28	0,91
D28	7,84	11,72	0,67
D31	2,97	4,55	0,65
D34	5,78	24,47	0,24
D35	3,65	4,75	0,77
A1	2,69	3,59	0,75
A7	2,85	4,72	0,60

Tableau XXXIV : Statistiques descriptives des rapports de mesures distales du métacarpe dont la différence mâles-femelles est significative au seuil de 95% dans l'échantillon Espagne (11 individus). Avec : IQR = écart interquartile, σ = écart-type, CV = coefficient de variation. Cf. tableaux VIII et XXIII pour la définition des paramètres.

paramètre	mâles (n = 2)			femelles (n = 9)		
	moyenne [min; max]	médiane (IQR)	σ (CV %)	moyenne [min; max]	médiane (IQR)	σ (CV %)
D1	1,90 [1,89; 1,90]			1,78 [1,72; 1,85]	1,79 (1,75; 1,81)	0,04 (2,29)
D2	1,90 [1,90; 1,91]			1,78 [1,72; 1,84]	1,79 (1,74; 1,81)	0,04 (2,38)
D3	1,94 [1,92; 1,95]			1,82 [1,70; 1,88]	1,83 (1,80; 1,85)	0,05 (2,93)
D16	1,12 [1,10; 1,13]			1,17 [1,13; 1,20]	1,17 (1,15; 1,19)	0,02 (1,83)
E1	2,20 [2,17; 2,23]			2,14 [2,09; 2,16]	2,15 (2,14; 2,15)	0,02 (1,05)

Tableau XXXV : Coefficients de corrélation empirique η^2 entre le sexe et chaque paramètre dont la différence mâles-femelles est significative au seuil de 95% dans l'échantillon Espagne (11 individus). Significativité du test : (***)=p-value <0,01, (**)= p-value <0,05. Cf. tableaux VIII et XXIII pour la définition des paramètres.

Paramètre	η^2
D2	0,624 (***)
D1	0,611 (***)
D16	0,519 (**)
D3	0,478 (**)
E1	0,461 (**)

Tableau XXXVI : Indice de dimorphisme sexuel (DS), indice de recouvrement (B) et valeur absolue de leur rapports ($|DS/B|$) pour chaque paramètre dont la différence mâles-femelles est significative au seuil de 95% dans l'échantillon Espagne (11 individus). Significativité du test : (***) = p-value <0,01, (**) = p-value <0,05. Cf. tableaux VIII et XXIII pour la définition des paramètres et figure 16 pour les formules de calcul de DS et B.

Rapport	DS	B	$ DS/B $
D1	6,38	-2,29	2,78
D2	6,78	-2,90	2,33
D3	6,26	-2,01	3,12
D16	4,72	-0,01	336,51
E1	2,68	-0,22	12,41

Les échantillons étudiés ici sont trop faibles pour conclure à autre chose que des tendances mais il semble que le morphotype influence fortement la forme de l'extrémité du métacarpe

2.2. Tentatives de sexage

L'analyse PLS-DA conduite sur l'échantillon Andone est basée sur les cinq mâles et les cinq femelles, avec une *5-folds cross-validation*. Le modèle a été construit cinq fois avec, à chaque répétition, un couple mâle-femelle mis de côté pour la mesure de l'efficacité du sexage. Le taux d'erreur est systématiquement de 0. Pour l'échantillon Charolais, deux mâles ont dû être retirés aléatoirement afin de réaliser une *7-folds cross-validation* avec, à nouveau, un individu de chaque sexe utilisé pour la validation du modèle à chaque répétition. Le taux d'erreur moyen est de 35.71% (cf. annexe 31).

Le sexage à partir de la forme de l'extrémité distale du métacarpe semble donc possible sur une population bovine non sélectionnée comme celle du site d'Andone (Charente-Maritime, X-XIe siècles), à l'instar de celle de l'île Amsterdam, et beaucoup moins pour une population comme la race Charolaise.

Toutefois, ces modèles nécessitent de savoir quels rapports de mesures sont significativement liés au sexe dans la population considérée ; puisque, comme vu précédemment, il semble que le morphotype influence fortement la forme de l'extrémité distale du métacarpe. L'application d'un tel modèle de sexage à une population archéologique reposerait donc sur le principe d'inférence.

L'application inférentielle du modèle PLS-DA mis au point sur l'échantillon Amsterdam (cf. II-B-2.5) fournit un résultat relativement correct pour Andone (tableau XXXVII). En revanche, il est peu efficace pour sexer les échantillons Charolais et Espagne. Ces résultats sont cohérents avec les différences de significativité des rapports observées plus haut (cf. III-B-2.1) et rappellent les limites de l'inférence.

Tableau XXXVII : Application du modèle de sexage par PLS-DA établi sur Amsterdam aux autres échantillons. Modèle par PLS-DA basé sur 37 rapports de mesures distales du métacarpe sur 54 individus (27 mâles et 27 femelles) de l'île Amsterdam. Cf. II-B-2.5. pour la création du modèle.

Echantillon (effectif)	Amsterdam (n = 54)	Andone (n = 10)	Charolais (n = 17)	Espagne (n = 11)
Taux d'erreur (%)	8,9	10,0	29,4	30,0

Le sexage à partir de la forme de l'extrémité distale du métacarpe semble meilleur sur une population bovine non sélectionnée, comme celles du site d'Andone et de l'île Amsterdam, que pour une population comme la race Charolaise. L'application d'un tel modèle à une population archéologique reposerait forcément sur le principe d'inférence, avec les limites qui y sont inhérentes.

C. Discussion et conclusion

1. Biais d'échantillonnage

La taille des échantillons examinés ici – entre 10 et 17 individus par race et entre 2 et 10 individus par sexe – impose de considérer ces résultats uniquement comme des tendances. En effet, le risque de biais d'échantillonnage est élevé. Les indicateurs comme DS et B, qui reposent sur les valeurs extrêmes des populations, y sont particulièrement sensibles. De même, les taux d'erreur et d'indétermination calculés pour le sexage ne sont valables que pour ces échantillons. Ainsi, il serait nécessaire de répéter ces analyses avec des échantillons plus grands pour confirmer ou infirmer les tendances décrites ici.

2. Concernant les variables “simples”

Le dimorphisme sexuel porté par les 12 mesures étudiées se retrouve dans les échantillons Andone et Charolais. Les mâles tendent à prendre des valeurs plus grandes que celles des femelles pour chaque paramètre. Ce résultat s'inscrit en cohérence avec les données de la littérature, qui observe que le métacarpe des mâles est plus épais et plus large que celui des femelles dans de nombreuses races (Zalkin 1960 ; Fock 1966 ; Guintard 1996). Les résultats concernant l'échantillon Espagne sont plus nuancés, avec seulement 7 variables dont la différence entre mâles et femelles est significative. Toutefois cet échantillon est celui dont la structure est la plus discutable : il n'est composé que de 2 mâles pour 9 femelles.

Les mesures de surface apparaissent à nouveau moins pertinentes pour sexe que les mesures linéaires. Enfin, la variabilité maximale semble être un bon indicateur de l'homogénéité des populations de petits effectifs pour Bd et WCM uniquement.

La généralisation des protocoles de sexage basés sur plusieurs mesures de l'extrémité distale du métacarpe est davantage satisfaisante concernant le taux d'erreur que le taux d'individus non classés. Ceci s'explique probablement par la petite taille des échantillons.

L'échantillon Andone est celui dont le comportement est le plus proche de celui de l'échantillon Amsterdam. Pour Charolais, le taux d'erreur est plus important. Cependant, les erreurs correspondent à deux mâles quasi-systématiquement classés femelles. Il s'agit de 18005g et 18005d qui sont les deux métacarpes d'un même animal. Cet animal appartient à la catégorie des taureaux adultes. Son âge a été estimé à plus de 52 mois d'après le nombre d'incisives adultes relevées au moment de l'abattage (Guintard 1996). Les autres mâles de notre échantillon appartiennent à la même catégorie et ont été estimés comme ayant le même âge. L'âge ne peut donc pas expliquer que cet individu se distingue des autres mâles par une aussi petite taille. Par ailleurs, d'après les données publiées sur la race charolaise (Guintard 1996), ce mâle se situe dans l'intervalle $[m - \sigma ; m + \sigma]$ des taureaux Charolais pour la mesure Dd et dans l'intervalle $[m - 2\sigma ; m + 2\sigma]$ pour la mesure Bd (avec m la moyenne et σ l'écart-type). Ces intervalles rassemblent respectivement 68% et 95% de la population autour de la moyenne (cas d'une distribution Normale). Ainsi, cet individu ne correspond pas à un individu extrême (parmi les 5% les plus éloignés de la moyenne).

Pour l'échantillon Espagne, l'indétermination peut être expliquée par le faible nombre de mâles mais également par l'origine variable des os. En effet, les neuf femelles correspondent à du “tout-venant” récupéré en abattoir et dont le lignage n'est pas complètement garanti tandis que les mâles proviennent d'une arène de rang mondial (Tekkouk-Zemmouchi, Guintard 2007). La méthode de sexage utilisée repose sur la variabilité de l'échantillon (Guintard, Borvon 2009). Or cette variabilité est influencée par une origine hétérogène des individus et par l'effectif.

Enfin, nos résultats confirment également que l'inférence n'est pas pertinente pour la généralisation du dimorphisme de l'extrémité distale du métacarpe. Il semble en effet y avoir une variation de forme de l'extrémité distale du métacarpe selon le morphotype et l'époque.

3. Concernant les rapports de mesures

Les rapports des mesures permettent d'étudier la forme de l'extrémité distale du métacarpe, en s'affranchissant de "l'effet taille" qui distingue les mâles des femelles. Les différences entre mâles et femelles paraissent très peu stables d'un échantillon à l'autre. Le morphotype semble donc avoir une influence sur la forme de l'extrémité distale du métacarpe. Les tendances observées ici rejoignent les résultats de Fock (1966) et d'Albarella (1997). Ce dernier a observé une variation importante de la forme générale des métacarpes bovins en Angleterre selon l'époque et la région.

Il serait intéressant d'étudier d'autres populations, d'époques différentes ou sélectionnées vers d'autres morphotypes (orientation laitière avec la Prim'Holstein par exemple) pour confirmer cette interprétation. Une difficulté réside toutefois dans le fait que ces analyses nécessitent de connaître le sexe des individus, ce qui n'est pas chose aisée pour les populations anciennes.

Le modèle de sexage établi sur les rapports spécifiques de l'échantillon Andone offre des résultats bien meilleurs que celui de l'échantillon Charolais. Cependant, l'application d'un tel modèle à une population archéologique, suivant le principe d'inférence, est peu pertinente (cf. Partie I – IV-E-3). En effet, il nécessite une forte proximité morphologique entre le modèle et la population testée. En conséquence, l'intérêt des rapports pour le sexage d'une population ancienne est limité.

4. Conclusion

Cette partie visait à étudier dans quelle mesure les résultats obtenus sur la population bovine de l'île d'Amsterdam sont généralisables à d'autres populations. D'une manière générale, les résultats de l'échantillon Andone sont relativement proches de ceux de la population Amsterdam et le modèle de sexage basé sur neuf mesures de l'extrémité distale semble d'autant plus efficace que les populations ne sont pas sélectionnées vers l'orientation bouchère. Les rapports ne semblent pas pertinents pour sexer une population archéologique puisque la forme de l'extrémité distale du métacarpe bovin apparaît comme fortement influencée par le morphotype. En revanche, la différence entre mâles et femelles de la taille de l'extrémité distale du métacarpe – à savoir que les mâles prennent des valeurs plus élevées que les femelles en termes d'épaisseur comme de largeur – semble être une caractéristique générale de l'espèce bovine. Enfin, il ressort que les surfaces articulaires distales du métacarpe sont moins efficaces que les mesures linéaires pour distinguer les mâles des femelles.

Un sexage suivant la méthode des bornes propres à la population (par opposition à l'inférence) et basé sur les neuf mesures linéaires de l'extrémité distale est donc envisageable pour toutes les populations bovines dont les populations anciennes, comme celle de Rezé/*Ratiatum*.

IV. Cas du port antique de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique)

Les vestiges antiques du site de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique) sont exceptionnels à plusieurs titres : leur grand nombre – qui rend ces corpus particulièrement adaptés au sexage statistique basé sur la variabilité de la population – et la présence quasi-exclusive de métapodes sciés de telle sorte que seules les extrémités des os subsistent.

Ces ossements n'ont pas encore fait l'objet d'une étude ostéométrique et ont inspiré les étapes précédentes de ce travail, qui visaient à mettre au point une méthode de sexage à partir de l'extrémité distale du métacarpe.

A. Matériel et méthode

1. Description du matériel osseux

Le corpus étudié ici correspond aux extrémités distales de métacarpes bovins découverts lors des fouilles du site archéologique de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, cf. Partie I – V). Ils proviennent de 12 unités stratigraphiques (Us) différentes (tableau XXXVIII) issues de la zone 4 du quartier de Saint-Lupien (cf. figures 8 et 9). Le secteur 16 daté de 80 à 100/110 apr. J.C. fournit la majorité de ces ossements (Borvon 2020).

Sur les 128 os et fragments osseux disponibles, 2 ont été retirés car jugés trop abîmés (44321-9D et 44527-7D, cf. annexe 32). La latéralisation des fragments osseux a été établie par A. Borvon⁶, à partir de critères morphologiques. Le fragment 44489-7 (annexe 32) a été écarté car un doute subsistait sur sa latéralisation. Au total, la population étudiée est donc composée de 125 os dont 6 métacarpes entiers. L'âge de la majorité des bovins du site est estimé entre 2 et 4 ans (Borvon 2020). Les métacarpes étudiés ici sont entièrement ossifiés, ils appartiennent donc à des animaux de plus de 2,5 ans (Barone 1999).

⁶ MR 7041 ArScAn, équipe Archéologies Environnementales (Nanterre) ; Laboratoire d'Anatomie Comparée, ONIRIS (École Nationale Vétérinaire, Agroalimentaire et de l'Alimentation, Nantes-Atlantique)

Tableau XXXVIII : Métacarpes bovins de la zone 4 du site de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, 80 - 100/110 apr. J.C.) 119 fragments distaux et 6 métacarpes entiers. Cf. figure 9 pour la carte de la zone 4 et la position des secteurs.

Secteur de fouille	Us	Effectif	Référence des os
16	44092	42 dont 2 entiers	1D, 1G, 2D, 2G, 3D, 3G, 4G, 5D, 5G, 6D, 6G, 7D, 7G, 8D, 8G, 9G, 9D, 10D, 10G, 11D, 11G, 12D, 12G, 13D, 13G, 14D, 14G, 15D, 15G, 16D, 16G, 17G, 18D, 19G, 20G, 21G, 22G, 23G, 24G, 25G, Entier D, Entier G
	44005	41 dont 1 entier	1G, 2G, 4G, 5G, 6G, 7G, 8G, 9G, 10G, 11G, 12G, 13G, 14G, 15G, 16G, 16'G entier, 17D, 18D, 19D, 20D, 21D, 22D, 23D, 24D, 25D, 26D, 27D, 28D, 29D, 30D, 31D, 32G, 33D, 34D, 37D, 38D, 39D, 40D, 41D, 42D, 43D
	44350	8 dont 2 entiers	1G entier, 2D entier, 3G, 4G, 5G, 6D, 7G, 8D
	44321	3	1G, 2G, 3G
14	44529	2	1G, 2G
	40861	2 dont 1 entier	1D, 5D entier
	40862	4	1G, 2G, 3G, 4D
	44527	6	3G, 4G, 6D, 5D, 8D, 12G
14-16	44489	11	1D, 2G, 3D, 4G, 5G, 6D, 8D, 9D, 10G, 11G, 12G
	40742	1	1D
16	44528	1	2G
16	44526	4	1G, 2D, 3D, 4D

2. Mesures réalisées

Les mesures réalisées sur ces os sont les neuf mesures linéaires de l'extrémité distale du métacarpe définies précédemment (cf. II-A-3.1). Pour les métacarpes entiers, la grande longueur (GL) et la largeur minimale de la diaphyse (SD), telles que définies par Von den Driesch (1976), ont également été mesurées. Ces mesures sont rappelées en figure 37.

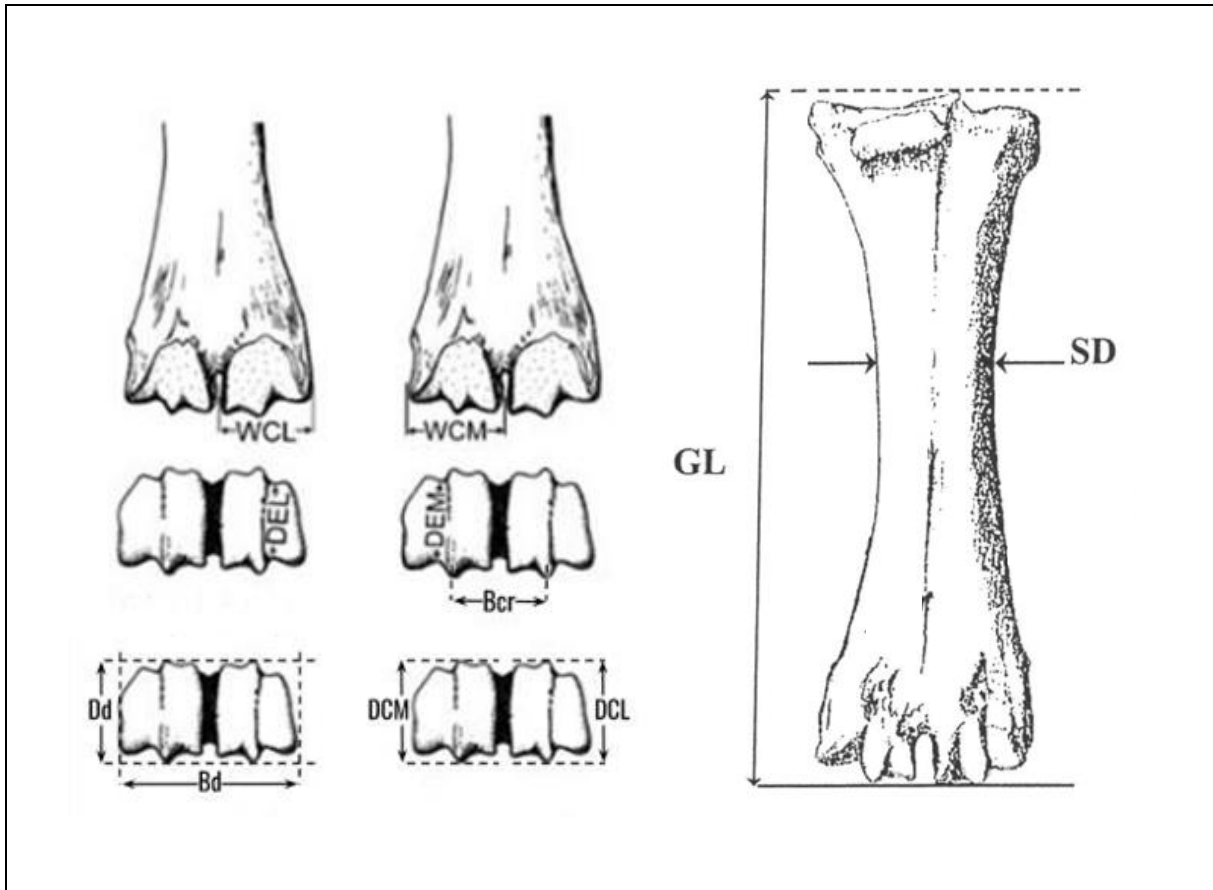


Figure 37 : Mesures réalisées sur les métacarpes du site de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique).
 Avec GL = grande longueur de l'os et SD = largeur minimale de la diaphyse.
 Cf. tableau I pour la définition des mesures de l'extrémité distale.

3. Analyses statistiques

Les données récoltées ont été compilées dans un tableur au format .xlsx et sont disponibles en annexe 33. L'ensemble des traitements statistiques a été réalisé sur le logiciel R (version 2022.02).

3.1. Statistiques descriptives

Les statistiques simples permettant de décrire la population, à savoir la moyenne, le minimum (min), le maximum (max), la médiane, l'écart interquartile (IQR), l'écart-type (σ) et le coefficient de variation (CV en %) ont été calculés.

Des représentations graphiques en nuage de points ont été réalisées pour identifier la présence d'éventuels individus extrêmes. Des histogrammes avec courbe de densité ont également été tracés dans le but d'observer une potentielle distribution bimodale. Enfin, une analyse en composantes principales (ACP, cf. II-A-4.1.3.2) a été menée dans le but d'identifier des groupes d'individus dont le comportement est similaire.

La variabilité maximale ($Vm = (max - min)/min \times 100$) a été calculée afin de vérifier sa compatibilité avec la présence d'un ou plusieurs sexes dans cette population archéologique.

3.2. Sexage de la population

La méthode établie sur la population Amsterdam a été appliquée à tous les métacarpes entiers et fragments distaux de métacarpes. Ce sexage est basé sur la variabilité et utilise des bornes propres à la population étudiée pour estimer le sexe à partir de chacune des neuf mesures réalisées. Les résultats sont ensuite interprétés conjointement pour conclure quant au sexe probable de chaque individu (figure 38). On distingue deux niveaux de certitude (* et **) pour le résultat final.

Le sexage par indices basé sur SD et la gracilité (SD/GL) – tel que proposé par Borvon et Guintard (2009) – a été envisagé pour les six os entiers du site de Rezé/*Ratiatum*. Cependant, la vérification préalable de la variabilité a montré que les conditions n'étaient pas réunies pour appliquer cette méthode, probablement à cause de la faible taille de l'échantillon. Un sexage par inférence a donc dû être utilisé pour ces métacarpes entiers. L'objectif était ici de comparer les résultats du sexage basé sur l'extrémité distale à ceux obtenus à partir des méthodes utilisant la gracilité de l'os, déjà disponibles dans la littérature.

ETUDE PREALABLE DE LA VARIABILITE : Vm pour Bd et WCM

< 20 % : un seul sexe ou échantillon trop petit

> 20% et < 60% : deux sexes d'un même morphotype

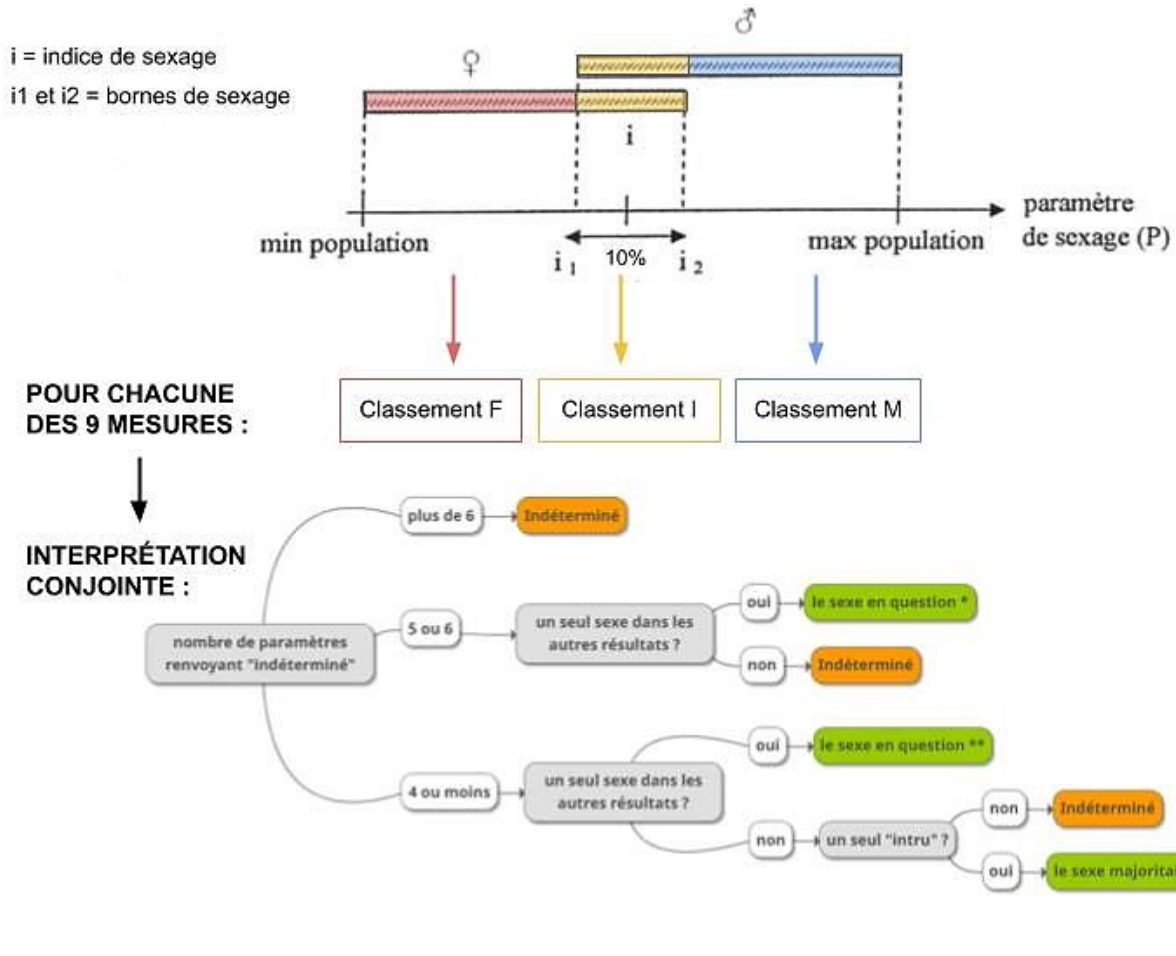


Figure 38 : Protocole de sexage par indices basé sur 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe bovin. Avec : F= femelle ; M = mâle ; I = indéterminé ; * = résultat moyennement assuré et ** = résultat très assuré.

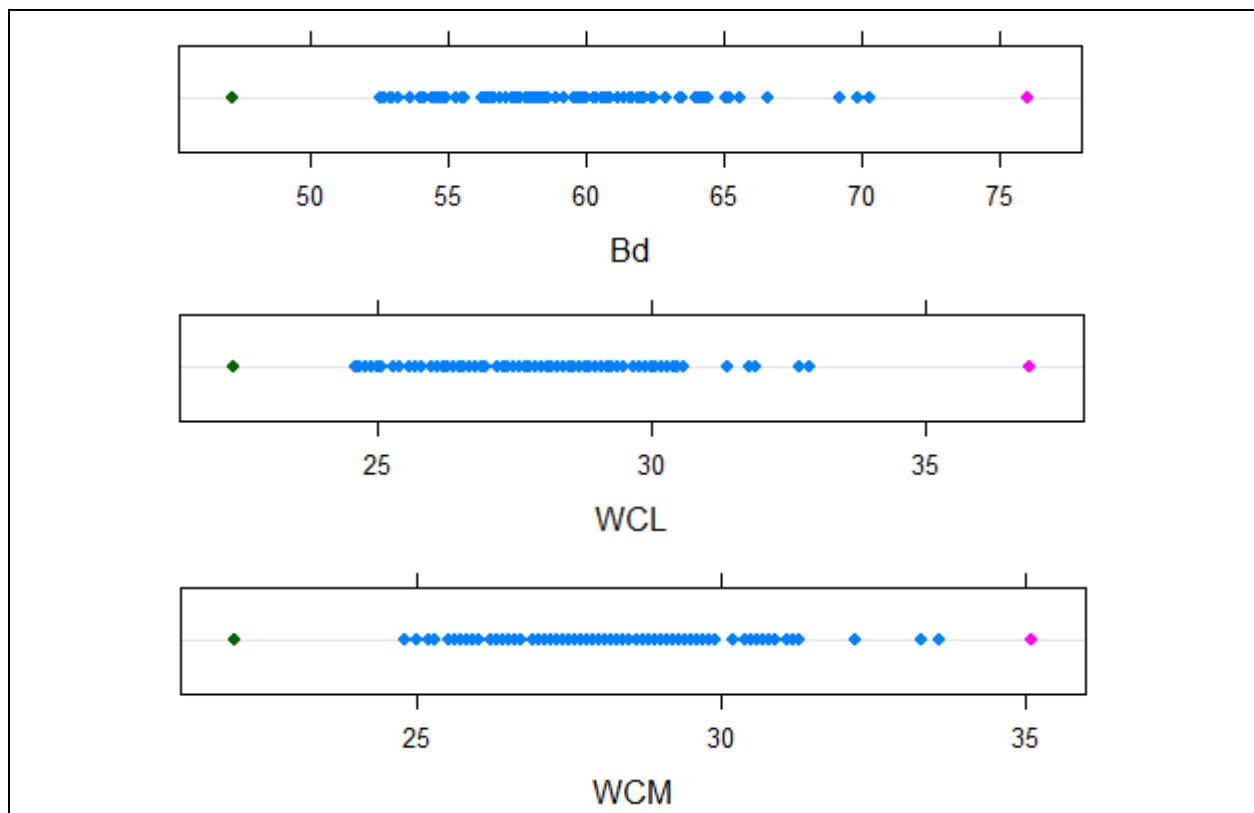
B. Résultats

1. Analyse descriptive

Les représentations graphiques de la population archéologique (figure 39) révèlent deux individus extrêmes en termes de largeur. Il s'agit des individus 44528-2G et 44092-11D. L'individu 44528-2G se distingue également des autres individus pour les mesures Dd, DCL et DEM.

S'agit-il d'un très grand mâle (pour 44528-2G) et d'une très petite femelle (pour 44092-11D), ou bien de bovins appartenant à des morphotypes différents ? Lorsque ces deux individus sont inclus dans la population du site de Rezé, la variabilité maximale (V_m) pour Bd et WCM atteint 60% (tableau XXXIX). C'est le seuil proposé dans la littérature comme indicateur d'un mélange de morphotypes (Guintard, Borvon 2009). Lorsqu'on écarte les deux os extrêmes, V_m retombe à des niveaux compatibles avec la présence de deux sexes au sein d'un même morphotype. Ces éléments orientent vers la seconde hypothèse. Les individus 44528-2G et 44092-11D ont donc été retirés pour la suite des analyses.

Les individus 44092-13D et 44005-7D ne sont extrêmes que pour l'épaisseur du condyle latéral (DCM), ils ont donc été conservés. Une déformation pathologique de ces os n'est pas exclue.



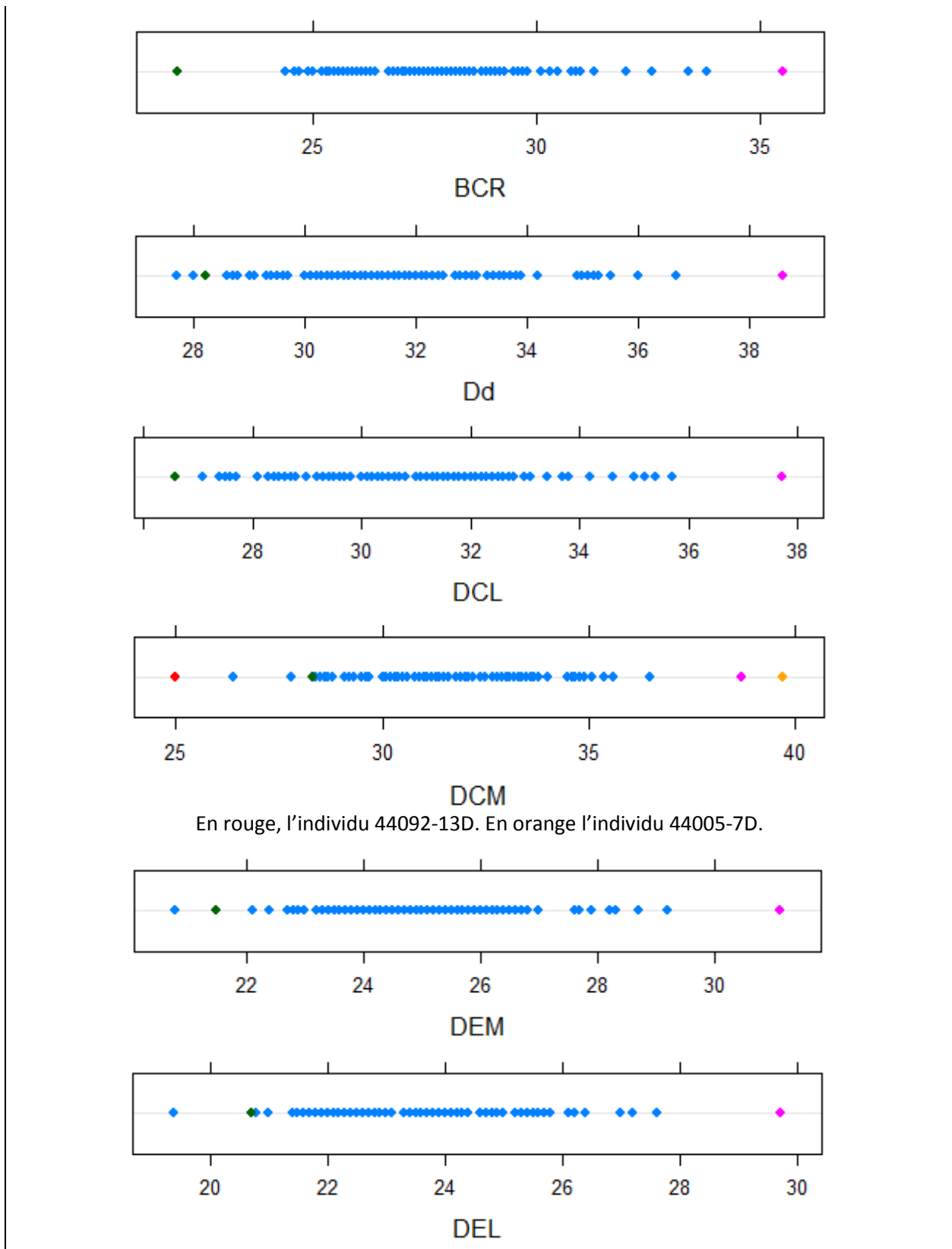


Figure 39 : Distribution des métacarpes bovins du site de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, 80 à 100/110 apr. J.C.) pour 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe. 119 extrémités distales de métacarpes et 6 métacarpes entiers. En rose le métacarpe 44528-2G et en noir le métacarpe 44092-11D.



Figure 40 : Métacarpes bovins du site de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, 80 - 100/110 apr. J.C.) : individus extrêmes comparés à un individu moyen (au centre).

A. US 44528- métacarpe 2G ; B. 44005 – métacarpe 34D ; C. US 44092- métacarpe 11D

Tableau XXXIX : Variabilité maximale de la population bovine de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, 80 à 100/110 apr. J.C.) pour Bd et WCM, avant et après retrait de deux individus extrêmes (44528-2G et 44092-11D). 119 extrémités distales de métacarpes et 6 métacarpes entiers. Avec : Bd=largeur maximale de l'extrémité distale du métacarpe ; WCM = largeur du maximale du condyle médial.

Paramètre	Variabilité maximale	
	Population complète	Population après retrait des individus extrêmes
Bd	61,0	33,9
WCM	59,5	35,5

Les valeurs prises par Vm suggèrent également la présence d'au moins deux sexes dans la population du site de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique). Cette conclusion est corroborée par l'aspect bimodal de la distribution pour cinq des neuf variables. Deux sous-catégories plus ou moins superposées se dessinent (figure 41). Ces sous-groupes pourraient correspondre à deux sexes.

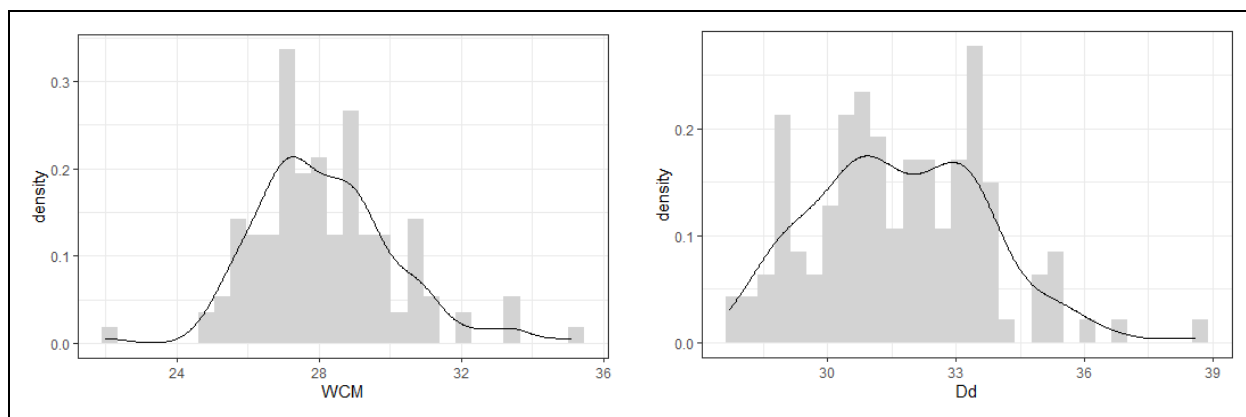


Figure 41 : Distribution des variables WCM et Dd dans la population bovine du site de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, 80 à 100/110 apr. J.C.). 119 extrémités distales de métacarpes et 6 métacarpes entiers.

Avec : Dd = épaisseur maximale de l'extrémité distale du métacarpe ; WCM = largeur maximale du condyle médial de l'extrémité distale du métacarpe. Les distributions des 5 autres mesures de l'extrémité distale du métacarpe sont disponibles en annexe 34.

Les statistiques descriptives résumant la population pour les neuf mesures sont présentées dans le tableau XL. DEM n'a pas pu être mesuré pour l'individu US44092-20G car il était abîmé localement (cf. annexe 35).

Le coefficient de variation pour la population entière est supérieur à 6% pour chaque variable, ce qui est similaire aux coefficients de variation obtenus précédemment dans les échantillons Amsterdam, Charolais et Andone. Ces derniers correspondent à des populations bovines homogènes contenant chacune deux sexes. Lorsque les sexes sont séparés, le coefficient de variation moyen dans ces échantillons est plutôt compris entre 3 et 3,5% chez les femelles et entre 4,6 et 5,9% chez les mâles (cf. II-B-1. et III-B-1.1.). A nouveau, ces résultats sont en faveur de la présence de plusieurs sexes dans la population de Rezé/*Ratiatum*.

Tableau XL : Statistiques descriptives des 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe dans la population bovine de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, 80 à 100/110 apr. J.C.). 117 extrémités distales de métacarpes et 6 métacarpes entiers. Avec: IQR = écart interquartile, σ = écart-type, CV = coefficient de variation. Cf. tableau I pour la signification des paramètres mesurés.

Paramètre (unité)	Moyenne [min; max]	Médiane (IQR)	σ (CV %)
Bd (mm)	59,0 [52,5; 70,3]	58,4 (56,5; 61,2)	3,67 (6,22)
WCL (mm)	27,7 [24,6; 32,9]	27,6 (26,5; 28,8)	1,75 (6,31)
WCM (mm)	28,2 [24,8; 33,6]	28,0 (27,0; 29,2)	1,82 (6,46)
Dd (mm)	31,7 [27,7; 36,7]	31,6 (30,4; 33,1)	1,93 (6,08)
DCL (mm)	31 [27,1; 35,7]	31,0 (29,7; 32,4)	1,90 (6,12)
DCM (mm)	31,6 [25; 39,7]	31,4 (30,3; 33,1)	2,18 (6,88)
DEM (mm)	25,1 [20,8; 29,2]	25,1 (23,9; 26,2)	1,56 (6,22)
DEL (mm)	23,7 [19,4; 27,6]	23,6 (22,5; 24,7)	1,50 (6,33)
BCR (mm)	27,8 [24,4; 33,8]	27,6 (26,4; 29,1)	1,86 (6,68)

Enfin, l'ACP ne permet pas de visualiser deux groupes distincts. En revanche, elle montre que les individus qui prennent de grandes valeurs pour certaines mesures prennent de grandes valeurs pour toutes les mesures. Il en va de même pour les petits qui sont petits sur toutes les mesures. Autrement dit, les individus se répartissent selon un axe de taille sur l'ensemble des mesures. Ce résultat est également cohérent avec la présence de deux sexes au sein d'un même morphotype.

Parmi les 125 ossements constituant la population étudiée, 2 individus extrêmes ont été écartés ; ils appartiennent probablement à un autre morphotype. La variabilité maximale, les coefficients de variation des neuf variables, les représentations graphiques et l'ACP du corpus de métacarpes archéologiques soutiennent l'hypothèse que la population bovine du site de Rezé/*Ratiatum* contient au moins deux sexes appartenant au même morphotype.

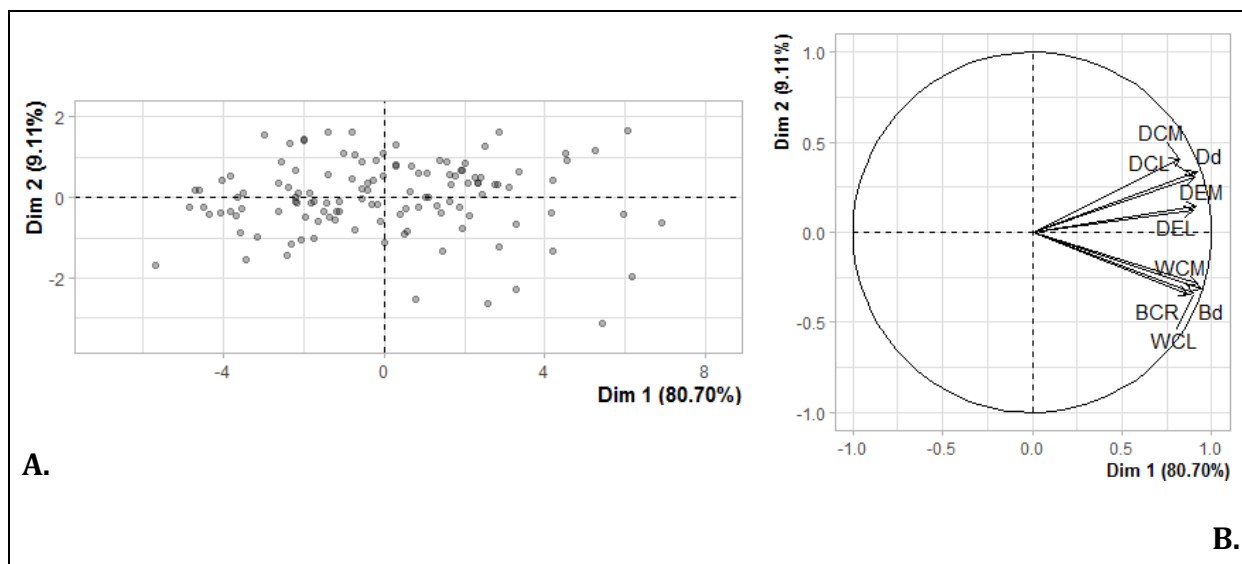


Figure 42 : Graphe des individus (A.) et des variables (B.) de l'ACP portant sur les métacarpes bovins du site de Rezé/Ratiatum (Loire-Atlantique, 80 à 100/110 apr. J.C.). 117 extrémités distales de métacarpes et 6 métacarpes entiers. 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe. Valeurs centrées-réduites. Cf. tableau I pour la signification des paramètres mesurés.

2. Sexage

Les observations précédentes convergent vers le fait que, après retrait des individus 44528-2G et 44092-11D, la population du site de Rezé/Ratiatum est homogène (un morphotype) et contient au moins deux sexes. La mise en œuvre des protocoles de sexage statistiques peut donc être envisagée.

2.1. Extrémités distales des métacarpes

Le détail du sexage des métacarpes à partir des extrémités distales est disponible en annexe 36. Un sexe est obtenu pour 67,5% des 123 individus de la population. Le niveau de confiance est très fort pour près de trois quarts des résultats (tableau XLI). Parmi les os sexés, le *sex ratio* est de 22 mâles pour 61 femelles (soit 0,36).

Tableau XLI : Résultats du sexage de la population bovine du site de Rezé/Ratiatum (Loire-Atlantique, 80 à 100/110 apr. J.C.) par le protocole basé sur l'extrémité distale du métacarpe (figure 38).

117 extrémités distales de métacarpes et 6 métacarpes entiers.

Avec F = femelle, M = mâle, I = indéterminé, * = sexage modérément assuré, ** = sexage fortement assuré.

	I	F**	F*	M**	M*
Effectifs	40	40	21	11	11

2.2. Métacarpes entiers

Les conditions d'application de la méthode de sexage statistique basée sur SD et SD/GL (voir figure 37 pour les mesures) sont les suivantes : une variabilité maximale (Vm) comprise entre 15 et 20% pour GL et entre 30 et 60% pour SD (Guintard, Borvon 2009). Pour les six métacarpes entiers du site de Rezé/*Ratiatum*, Vm est de 9,6% pour GL et 23,4% pour SD (cf. annexe 37). La variabilité de l'échantillon n'est donc pas suffisante pour appliquer cette méthode, probablement en lien avec le faible nombre d'individus. Il est donc nécessaire de recourir à l'inférence pour sexer ces os.

La population de référence choisie est celle du site de Aries, Augéry-de-Corrèges (Bouches du Rhône) (Forest & Rodet-Belarbi 2000). Elle est composée de 15 individus datés de 800 à 1000 apr. J.C. La variabilité de SD et SD/GL est compatible avec la présence de deux sexes dans cet échantillon (annexe 38). Les indices de sexage i (cf. figure 38) sont 0,163 pour SD/GL et 31 pour SD. Ils permettent d'émettre une hypothèse quant au sexe des six métacarpes entiers du site de Rezé/*Ratiatum* (tableau XLII).

Ces résultats doivent être envisagés avec prudence, du fait des limites de l'inférence (cf. Partie I – IV-E-3.). Toutefois, ils apparaissent comme cohérents avec les résultats du sexage basé sur l'extrémité distale du métacarpe.

Tableau XLII : Sexage des métacarpes entiers du site de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, 80 à 100/110 apr. J.C.). A partir de la largeur minimale de la diaphyse (SD) et l'indice de gracilité SD/GL : par inférence, avec comme modèle la population du site de Aries, Augéry-de-Corrèges (Bouches du Rhône, 800-1000 apr. J.C.) (Forest, Rodet-Belarbi 2002). A partir de 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe, selon le protocole défini en figure 24.

Individu n°	Référence	Sexage par inférence			Sexage à partir de l'extrémité distale
		SD	SD/GL	Interprétation	
52	44092 - entier D	M	F	I	I
53	44092 - entier G	M	M	M	M *
69	44350 - 1G	I	F	F	I
70	44350 - 2D	F	F	F	F **
115	44005 - 16'G	F	F	F	F *
117	40861 - 5D	M	M	M	M *

Le protocole de sexage proposé précédemment permet d'estimer le sexe de près de 68% des fragments distaux de métacarpes bovins du site de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, 80-100/110 apr. J.C.). Les résultats obtenus pour les os entiers sont cohérents avec ceux obtenus à partir de la largeur de la diaphyse et de l'indice de gracilité (SD/GL). Le *sex ratio* de la population bovine est estimé à 22 mâles pour 61 femelles.

C. Conclusion et discussion

1. Niveau de confiance accordé au sexage à partir de l'extrémité distale du métacarpe

Déterminer le sexe des individus d'une population ancienne par ostéométrie n'est jamais certain. Toutefois, divers éléments permettent de renforcer la confiance accordée aux résultats obtenus. Tout d'abord, la variabilité de la population montre que ce sont bien deux sexes qui ont été séparés et pas deux sous-catégories appartenant à un même sexe. La taille de la population augmente la confiance accordée à cet indicateur. En effet, un tel effectif est probablement représentatif de l'ensemble de la population bovine de l'époque et de la région; le risque de biais d'échantillonnage est ici limité.

De plus, lors du sexage des os selon chacun des paramètres (cf. figure 38), une précaution supplémentaire a été prise : tous les individus placés entre les deux bornes ont été considérés comme indéterminés, tandis que les auteurs attribuaient un sexe hypothétique à ces individus (Guintard, Borvon 2009). C'est la taille exceptionnelle de l'échantillon qui a permis de prendre cette précaution. Enfin, l'interprétation conjointe des résultats est également prudente puisqu'elle amène à classer un certain nombre d'individus comme incertains alors qu'ils étaient sexés à partir d'une mesure unique. Cela permet de renforcer la confiance placée dans la conclusion du protocole.

2. Sexage des métacarpes entiers

Comme nous l'avons vu précédemment (cf. partie I – IV-E-3.), l'inférence possède des limites non négligeables. L'interprétation des résultats doit donc rester prudente. Pour sexer les métacarpes entiers du site de Rezé/*Ratiatum*, le choix de la population de référence a principalement été dicté par la disponibilité des données dans la littérature. A notre connaissance, il n'y a pas d'échantillon de métacarpes gaulois, datés du Ier siècle et dont les données sont publiées, suffisamment grand pour constituer un modèle aux bovins de Rezé/*Ratiatum*.

La population du site d'Aries (Augéry-de-Corrèges, Bouches du Rhône, 800-1000 apr. J.C.) (Forest, Rodet-Belarbi 2002) a été privilégiée par rapport à d'autres corpus disponibles comme ceux de Toulouse (Haute-Garonne, 450-700 apr. J.C.) car, bien qu'ils soient plus proches temporellement des bovins de Saint-Lupien (80-110 apr. J.C.), ces derniers sont plus éloignés morphologiquement. En effet, le IIe siècle de notre ère est marqué par une augmentation de la taille et de la robustesse moyenne des bovins. La corpulence des bovins diminue ensuite du VIIe au VIIIe siècle pour retrouver des niveaux similaires à ceux précédant le "grand bœuf gallo-romain" (Forest, Rodet-Belarbi 2002). La corpulence des bovins des IXe et Xe siècles (Aries) n'est donc *a priori* pas si éloignée de celle des bovins du Ier siècle (Saint-Lupien). L'indice moyen de gracilité est d'ailleurs respectivement de 0,158 et de 0,162 pour Rezé/*Ratiatum* et Augéry-de-Corrèges.

3. *Cas des bœufs*

Les résultats obtenus ici convergent vers le fait que la population bovine antique du site de Rezé/*Ratiatum* contient au moins deux sexes appartenant à un seul morphotype. Le modèle de sexage proposé dans le cadre de cette étude ne permet pas d'identifier les bœufs. En effet, c'est la grande longueur du métacarpe qui permet de différencier les bœufs des mâles et des femelles (cf. partie I – IV – E - 1) et aucune mesure de longueur de l'extrémité distale n'a été étudiée au cours de ce travail. Ainsi, il n'est pas possible de se prononcer quant à la présence de bœufs dans cette population archéologique.

4. *Conclusion*

La population bovine du site de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, 80 à 100/110 apr. J.C.) contient vraisemblablement plusieurs sexes appartenant à un même morphotype. L'ostéométrie de l'extrémité distale du métacarpe permet d'estimer le sexe de 83 des 123 os, avec un niveau de confiance moyen ou fort. Le sexage des métacarpes entiers par inférence corrobore les résultats obtenus. Le *sex ratio* de la population bovine du site archéologique est estimé à 22 mâles pour 61 femelles. Le travail réalisé ici ne permet pas de conclure quant à la présence ou à l'absence de bœufs.

CONCLUSION GENERALE

Le métacarpe bovin est un os fréquemment étudié en archéozoologie. Les mesures réalisables sur l'os entier fournissent des informations sur la taille et la corpulence des bovins et permettent également de déterminer le sexe de l'individu auquel il appartenait, apportant ainsi des renseignements sur l'Histoire de l'animal et de l'Homme. Malgré la publication de premières tendances encourageantes, il n'existe aucune méthode permettant de sexer les vestiges bovins uniquement à partir de l'extrémité du métacarpe. Pourtant, il est fréquent de retrouver des métacarpes fragmentés lors des fouilles archéologiques, comme c'est le cas pour les bovins du site de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, 80-100/110 apr. J.C.).

Cette étude visait à mettre au point une méthode statistique basée sur les mesures de l'extrémité distale du métacarpe bovin et permettant d'identifier les mâles et les femelles au sein d'une population archéologique. Pour cela, douze paramètres de l'extrémité distale du métacarpe ont été étudiés dans 4 échantillons bovins provenant d'époques et de lieux différents.

Les résultats obtenus montrent qu'il est possible de sexer une population bovine – ancienne comme actuelle – à partir de neuf mesures linéaires de l'extrémité distale du métacarpe, à l'aide d'une méthode basée sur la variabilité de la population (méthode dite « des indices »). Les mesures de surface articulaire, bien que dimorphiques, se révèlent moins efficaces que les neuf autres pour séparer les mâles des femelles. Par ailleurs, il apparaît que la forme de l'extrémité distale du métacarpe – étudiée via les rapports de mesures – change fortement selon le morphotype et n'est pas adaptée au sexage des bovins.

Enfin, l'étude ostéométrique de la population bovine du site de Rezé/*Ratiatum* montre que celle-ci contient vraisemblablement deux sexes appartenant à un seul morphotype. L'application du protocole mis au point ici permet d'estimer la présence de 22 mâles et 61 femelles parmi les 123 individus.

L'étude d'autres populations bovines avec des effectifs suffisants permettrait de vérifier la tendance observée ici quant au lien entre la forme de l'extrémité distale du métacarpe et le morphotype des bovins. De même, il serait intéressant d'appliquer le modèle mis au point à d'autres populations, afin de confronter son résultat au sexe déjà connu ou déterminé par d'autres méthodes. Enfin, l'application de ce modèle à des populations archéologiques plus petites (comme c'est le cas pour la majorité des corpus issus de fouilles) permettrait d'en éprouver les limites et l'efficacité.

BIBLIOGRAPHIE

- Albarella U., Davis S. 1996** : Mammals and Birds from Launceston Castle, Cornwall: Decline in Status and the Rise of Agriculture, *Circaea, the Journal of the Association for Environmental Archaeology*, 12, p. 1-159.
- Ashby S. 2002** : The role of zooarchaeology in the interpretation of socioeconomic status: a discussion with reference to Medieval Europe, *Archaeological Review from Cambridge*, 18, p. 38-59.
- Audouin-Rouzeau F. 1991** : *La taille du boeuf domestique en Europe de l'Antiquité aux temps modernes*, Éd. APDCA.
- Babelhadj B., Adamou A., Thorin C., Tekkouk-Zemmouchi F., Benaissa A., Guintard C. 2016** : Étude ostéo-biométrique comparée des « races » camelines algériennes Sahraoui et Targui (*Camelus dromedarius* L., 1758), *Revue Méd. Vét.*, 167, p. 77-92.
- Barker M., Rayens W. 2003** : Partial least squares for discrimination, *Journal of Chemometrics*, 17-3, p. 166-173.
- Barone R. 1999** : *Anatomie comparée des mammifères domestiques, Tome 1, Ostéologie.*, Paris, 761 p.
- Berteaux D., Guintard C. 1995** : Osteometric study of the metapodials of Amsterdam Island feral cattle, *Acta Theriologica*, 40, p. 97-110.
- Berteaux D., Micol T. 1992** : Population studies and reproduction of the feral cattle (*Bos taurus*) of Amsterdam Island, Indian Ocean, *Journal of Zoology*, 228, p. 265-276.
- Bodson L. 1981** : La notion de race animale chez les zoologistes et agronomes de l'antiquité., *Ethnozootechnie*, 29, p. 7-14.
- Borvon A. 2020** : Étude archéozoologique du quartier portuaire romain de Saint-Lupien à Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique) : les vestiges fauniques en pied de berge, *Gallia*, 77-1, p. 163-182.
- Borvon A., Guintard C. 2017** : Contribution à l'histoire des animaux : note sur les bovins du port antique de Rezé (Loire-Atlantique) à la fin du Ier siècle de notre ère., in *Entre horizons terrestres et marins : sociétés, campagnes et littoraux de l'Ouest Atlantique.*, p. 23-33.
- Borvon A., Guitton D., Mouchard J. 2019** : Le site portuaire romain de *Ratiatum* (Rezé, Loire-Atlantique) : politique d'échantillonnage et études paléoenvironnementales (2013-2016), *Revue scientifique Bourgogne-Franche-Comté Nature*, Hors-Série 16, p. 47-57.
- Brassard C., Evin A., Ameen C., Curth S., Michaud M., Tamagnini D., Dobney K., Guintard C., Porcier S., Jerbi H. 2023** : Wild or domestic? A 3D approach applied to crania to revisit the identification of mummified canids from ancient Egypt, *Archaeological and Anthropological Sciences*, 15-5, p. 59-79.
- Brassard C., Merlin M., Guintard C., Monchâtre-Leroy E., Barrat J., Bausmayer N., Bausmayer S., Bausmayer A., Beyer M., Varlet A., Houssin C., Callou C., Cornette R., Herrel A. 2020** : Bite force and its relation to jaw shape in domestic dogs, *Journal of Experimental Biology*, 223. [URL :

<https://journals.biologists.com/jeb/article/doi/10.1242/jeb.224352/267679/Bite-force-and-its-relation-to-jaw-shape-in>, consulté le 1 juin 2023].

Brassard C., Merlin M., Monchâtre-Leroy E., Guintard C., Barrat J., Garès H., Larralle A., Triquet R., Houssin C., Callou C., Cornette R., Herrel A. 2021 : Masticatory system integration in a commensal canid: interrelationships between bones, muscles and bite force in the red fox, *Journal of Experimental Biology*, 224-5. [URL : <https://doi.org/10.1242/jeb.224394>, consulté le 1 juin 2023].

Bridge P., Sawilowsky S. 1999 : Increasing Physicians' Awareness of the Impact of Statistics on Research Outcomes: Comparative Power of the t-test and Wilcoxon Rank-Sum Test in Small Samples Applied Research, *Journal of Clinical Epidemiology*, 52, p. 229-235.

Davis S., Albarella U., Detry C., Ginja C., Götherström A., Pires A. E., Sendim A., Svensson E. 2018 : An osteometrical method for sexing cattle bones: the metacarpals from 17th century Carnide, Lisbon, Portugal, *Annalen des naturhistorischen Museums in Wien, Serie a*, 120, p. 367-387.

Davis S., Svensson E., Albarella U., Detry C., Götherström A., Pires A. E., Ginja C. 2012 : Molecular and osteometric sexing of cattle metacarpals: a case study from 15th century AD Beja, Portugal, *Journal of Archaeological Science*, 39-5, p. 1445-1454.

Denis B. 1981 : A propos de la notion de race : points de vue d'un zootechnicien., *Ethnozootechnie*, 29, p. 61-67.

Denis B. 2010 : *Races Bovines. Histoire, aptitudes, situation actuelle.*, Castor & pollux, 320 p.

Denis B. 2020 : *Les races d'animaux domestiques en France - Etude générale et inventaire*, Delachaux & Niestlé, 408 p.

Duval C., Albarella U. 2022 : Change and Regionalism in British Cattle Husbandry in the Iron Age and Roman Period. An Osteometric Approach., in *Cattle and People. Interdisciplinary Approaches to an Ancient Relationship.*, Lockwood Press (coll. Archeobiology, 4), p. 111-141.

Duval C., Clavel B. 2018 : Bœufs gaulois et bœufs français. Morphologies animales et dynamiques économiques au cours de La Tène et des périodes historiques., *Gallia*, 75, p. 141-173.

Fock J. 1966 : *Metrische Untersuchungen an Metapodien einiger europäischer Rinderrassen*, Münschen Universität, 1-81 p.

da Fonseca R., Ureña I., Afonso S., Pires A. E., Jørsboe E., Chikhi L., Ginja C. 2019 : Consequences of breed formation on patterns of genomic diversity and differentiation: The case of highly diverse peripheral Iberian cattle, *BMC Genomics*, 20, p. 334.

Forest V. 1998 : De la hauteur au garrot des espèces domestiques en archéozoologie, *Revue Méd. Vét.*, 149, p. 55-60.

Forest V., Rodet-Belarbi I. 1998 : Ostéométrie du métatarse des bovins en Gaule de la Conquête romaine à l'Antiquité Tardive, *Revue Méd. Vét.*, 149, p. 1033-1056.

Forest V., Rodet-Belarbi I. 2000 : Ostéométrie et morphologie des bovins médiévaux et modernes en France méridionale, in *L'homme et l'animal dans les sociétés méditerranéennes. 4e Journée d'études du Centre de Recherches Historiques sur les Sociétés Méditerranéennes* (coll. Etudes), p. 27-91.

Forest V., Rodet-Belarbi I. 2002 : A propos de la corpulence des bovins en France durant les périodes historiques, *Gallia*, 59-1, p. 273-306.

Frémondeau D., Nuviala P., Duval C. 2017 : Pigs and Cattle in Gaul: The Role of Gallic Societies in the Evolution of Husbandry Practices, *European Journal of Archaeology*, 20-3, p. 494-509.

Frère S., Bayle G., Forest V. 2017 : L'étude des ossements animaux en contexte d'archéologie préventive: Vers un minimum méthodologique commun, *Les Nouvelles de l'archéologie*, 148, p. 5-10.

Grenouilloux A. 1989 : *L'élevage bovin dans le haut moyen âge occidental. Thèse pour le diplôme d'Etat de Docteur Vétérinaire.*, Ecole Nationale Vétérinaire de Nantes, 320 p.

Guimarães I. U. Silvia, Davis S. J. M., Detry C., Kilinç G. M., Fonseca R. D., Nicolas Dussex, Luciana Simões, Ludmilla Blaschikoff, Antonio Muñoz-Merida, Umberto Albarella, José Matos, Anders Götherström, Ana Elisabete Pires, Catarina Ginja 2022 : An Archaeogenetics Study of Cattle Bones from Seventeenth Century Carnide, Lisbon, Portugal, in *Cattle and People. Interdisciplinary Approaches to an Ancient Relationship.*, Lockwood Press (coll. Archeobiology, 4), p. 169-179.

Guintard C. 1993 : Morphologie osseuse et sélection bovine, in *L'Homme, l'animal domestique et l'environnement du Moyen-Age au XVIIIe siècle.* (coll. Enquêtes et documents, C.R.H.M.A., Nantes, 19), p. 129-140.

Guintard C. 1996 : *Etude ostéométrique des métapodes de bovins : la race Charolaise. Thèse de doctorat.*, Ecole doctorale du Muséum National d'Histoire Naturelle - spécialité : anatomie comparée, 216 p.

Guintard C. 1998a : Identifier et mesurer l'évolution de l'élevage bovin : un problème de méthode en archéozoologie. (Comment appréhender la variabilité biologique ?), in *L'innovation technique au Moyen Âge. Actes du VIe Congrès international d'Archéologie Médiévale (1-5 Octobre 1996, Dijon - Mont Beuvray - Chenôve - Le Creusot - Montbard)* (coll. Actes des congrès de la Société d'Archéologie Médiévale., 6), p. 21-29.

Guintard C. 1998b : Ostéométrie des métapodes de bovins. Osteometric study of cattle's metapodial bones., *Revue Méd. Vét.*, 149, p. 751-770.

Guintard C., Borvon A. 2009 : Sexer les métapodes de bovins : proposition de méthodologie appliquée aux métacarpes. Exemple des sites archéologiques médiévaux d'Andone (Charente, X-XIe siècles) et Monsoreau (Maine-et-Loire, XIe siècle), *Bull. Soc. Sc. Nat. Ouest, nouvelle serie*, 31, p. 123-137.

Guintard C., Tardy F. 1994 : Les bovins de l'île d'Amsterdam. Un exemple d'isolement génétique., in *Aurochs, le retour*, Lons-Le-Saunier.

Helmer D., Gourichon L., Monchot H., Peters J., Segui M. S. 2005 : Identifying early domestic cattle from the Pre-Pottery Neolithic sites on the Middle Euphrates using sexual dimorphism. Proceedings of the 9th ICAZ Conference, Durham 2002., in *First Steps of Animal Domestication, New Archaeological Approaches.*, Oxbow Books, p. 86-94.

Husson F., Cornillon P.-A., Guyader A., Jégou N., Fosse J., Nicolas Klutchnikoff, Erwan Le Pennec, Eric Matzner-Lober, Laurent Rouvière, Benoit Thieurmél 2018 : *R pour la statistique et la science des données*, (coll. pratique de la statistique), 415 p.

Ince N. G., Pazvant G., Saritaş Ö., Kahvecioğlu K. O., Öztürk M., Onar V. 2017 : Osteometrical Assessment Of Withers Height And Sex Determination Of Byzantine Cattle From Metacarpals (The Theodosius Harbour Area, Istanbul), *Mediterranean Archaeology and Archaeometry*, 18-1, p. 49-60.

Institut de l'élevage, Confédération nationale de l'élevage 2022 : *Bovins 2021 - Lait et viande*, Chiffres clés du GEB, 12 p.

[URL : https://idele.fr/?eID=cmis_download&oID=workspace%3A%2F%2FspacesStore%2Fadbc52dd-6018-4e41-97fb-533753b4ff22&cHash=d2d2448139a932ff6e6697ed5c1d1abe, consulté le 6 juillet 2023].

Kohavi R. 1995 : A Study of Cross-Validation and Bootstrap for Accuracy Estimation and Model Selection, in *International joint conference on artificial intelligence (IJCAI)*, p. 7.

Matolcsi J. 1970 : Historische Erforschung der Körpergrösse des Rindes auf Grund von Ungarischen Knochenmaterial, *Zeitschrift für Tierzüchtung und Züchtungsbiologie*, 87, p. 89-137.

Méniel P. 1984 : Contribution à l'histoire de l'élevage en Picardie. Du néolithique à la fin de l'Âge du Fer, *Revue archéologique de Picardie*, 3-1, p. 1-56.

Micol T., Jouventin P. 1995 : Restoration of Amsterdam Island, South Indian Ocean, following control of Feral Cattle, *Biological Conservation*, 73, p. 199-206.

Mouchard J., Guitton D., Monteil M., Favreau X., Ménez N., Yacger M. 2020 : Le port romain du quartier de Saint-Lupien à Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique) : origine et évolution, *Gallia*, 77-1, p. 67-97.

Pline L'Ancien s. d. : Histoire Naturelle, Livre VIII. Traduction française par Emile Littré. Edition Dubochet (1848-1850). Retranscription numérique par Philippe Remacle et Agnès Vignas., *Remacle.org* [URL : <https://remacle.org/bloodwolf/erudits/plineancien/index.htm>].

Rozzi R., Lomolino M. 2017 : Rapid Dwarfing of an Insular Mammal – The Feral Cattle of Amsterdam Island, *Scientific Reports*, 7.

Ruscillo D. 2003 : Alternative Methods for Identifying Sex from Archaeological Animal Bone, in *Zooarchaeology in Greece: Recent Advances.*, London (coll. BSA Studies, 9), p. 37-44.

Svensson E. M., Götherström A., Vretemark M. 2008 : A DNA test for sex identification in cattle confirms osteometric results, *Journal of Archaeological Science*, 35-4, p. 942-946.

Sykes N., Symmons R. 2007 : Sexing cattle horn-cores: problems and progress, *International Journal of Osteoarchaeology*, 17-5, p. 514-523.

Tekkouk-Zemmouchi F., Guintard C. 2007 : Approche ostéométrique de la variabilité des métacarpes de bovins et recherche de modèles applicables pour l'archéozoologie: cas de races rustiques françaises, algériennes et espagnole., *Revue Méd. Vét.*, 158, p. 388-396.

Telldahl Y., Svensson E., Götherström A., Storå J. 2012 : Osteometric and molecular sexing of cattle metapodia, *Journal of Archaeological Science*, 39-1, p. 121-127.

Zalkin V. I. 1960 : Metapodiala variation and its significance for the study of ancient horned cattle, *Bulletin Moskovskogo Obshchestva ispytateley prirody, otdel biologicheskij*, 65, p. 109-126.

Zeder M. A. 2008 : Domestication and early agriculture in the Mediterranean Basin: Origins, diffusion, and impact, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 105-33, p. 11597-11604.

ANNEXES

Annexe 1: Mesures des extrémités distales des métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam.

Sexe	Bd	Dd	WCL	WCM	DCL	DCM	DEM	DEL	BCR	Sd	SdL	SdM
F	53,8	29,3	25,6	24,7	29,6	29,6	23,2	21,6	27,0	727,9	371,1	356,8
F	53,6	29,6	25,5	25,1	29,8	29,9	23,1	21,5	26,6	741	367,9	373,1
F	53,9	29,9	25,3	25,1	29,9	29,9	23,4	21,9	26,5	780,4	402,2	378,2
F	53,8	29,5	25,2	25,7	30,0	30,1	23,3	21,5	25,7	820,8	412,4	408,4
F	49,8	29,4	23,7	23,8	29,3	29,6	22,7	21,7	25,5	734,8	365,5	369,3
F	51,4	29	24	23,5	29,0	29,0	22,8	21,3	25,3	736,5	349,6	386,9
F	53,2	29,4	23,8	24,4	29,3	29,9	23,4	22,0	25,8	761	386,6	374,4
F	52,9	29,5	24	25,1	30,0	30,4	23,8	22,0	25,5	806,7	399,2	407,5
F	55,3	29,3	25,3	26	29,6	29,6	23,7	21,8	26,4	797,8	395,9	401,9
F	54,1	29,2	24,7	26,4	29,3	29,6	23,4	21,4	25,2	766,9	373,5	393,4
F	56,4	31,9	26,3	27	31,6	32,3	24,4	23,0	26,2	884,2	434,3	449,9
F	56,7	31,8	26	26,9	32,1	32,3	24,1	23,8	26,6	887,7	433,5	454,2
F	50,3	27,2	23,5	24	27,4	27	22,4	20,7	24	645,6	323,1	322,5
F	51,8	29,6	24,7	24,4	29	28,8	22,2	21,3	23,8	627,9	310,3	317,6
F	54,4	31,4	25,3	26,2	30,8	31,1	23,8	22,5	24,2	705,6	373,1	332,5
F	54,7	31,6	25,7	25,9	30,5	31,4	24,1	22,7	24,7	741,7	395,2	346,5
F	56,6	31,3	25,3	26,7	30,9	31,4	24,2	22,7	26,5	688	329,7	358,3
F	55,9	31,4	26,2	26,4	30,4	31,1	23,8	22,6	26,7	675,7	346	329,7
F	54,9	30,7	25,5	25,8	30,7	30,8	23,6	22,7	25,6	658,1	336,9	321,2
F	55	30,8	24,7	25	30,6	29,9	23	22,8	26,2	685,5	332,1	353,4
F	56,5	31	26,1	25,6	30,5	30,7	23,9	23	26,8	679,9	339,3	340,6
F	55	30,6	25,3	26	30,3	30,7	23,4	23	26	661,7	326,1	335,6
F	55,2	30,7	26,6	25,8	30,6	30	23,2	22,3	25,6	711,9	365,5	346,4
F	57,7	31,1	26,9	27,1	30,8	31,1	23,6	22,2	25,6	764,3	385,6	378,7
F	53,2	29,9	24,5	25	30,1	30	23,4	22,4	25,6	659,2	325,1	334,1
F	53,7	30,3	25,1	25,5	30,2	30,2	23,4	22,4	25,5	654,8	324,4	330,4
F	54,3	30,4	25,3	26,1	30,3	30,3	23,8	22,8	25,2	617,2	319,9	297,3
F	53,1	30,4	24,7	25,8	30,3	30,5	23,1	22,2	25,4	599,4	303,6	295,8
M	60,4	30,9	26,8	28,8	30,7	31,0	24,5	22,2	29,4	923,6	445,9	477,7
M	58,8	29,7	26,6	27,8	29,9	30,2	23,7	22,3	28,2	844,2	407,6	436,6
M	64,1	35,8	30,4	30	33,2	33,1	26,6	25,1	30,8	1100	560,9	539,1

Sexe	Bd	Dd	WCL	WCM	DCL	DCM	DEM	DEL	BCR	Sd	SdL	SdM
M	64,7	36,4	30,9	30,2	33,6	33,5	26,7	25,8	31,5	1105	565,8	539,2
M	62,6	33,4	28,6	29,6	33,8	32,8	26,1	25,2	30,0	1035	528,6	506,4
M	63,2	35,3	29,3	29,2	34,0	33,9	26,8	25,2	30,1	1108	546,9	561,1
M	61	35,3	28,2	28,8	32,9	32,9	26,6	23,9	29,5	985,5	500,8	484,7
M	61	34,1	28	28,7	32,7	33,1	25,7	22,7	28,6	966,8	491,4	475,4
M	62,6	33,3	28,7	29,9	33,1	33,3	26,2	24,6	29,2	1024	510,8	513,2
M	62,1	33,8	28,4	30	32,7	33,7	25,9	24,1	30,6	1024	492,5	531,5
M	68,3	36,2	30,9	31,5	35,5	36,3	28,6	26,7	31,6	1283	644,2	638,8
M	67,7	35,7	31,1	31,3	35,3	35,9	27,9	27,0	31,4	1271	643,4	627,6
M	59,5	31,2	26,7	27,9	31,7	31,5	24	23	28	761,2	387,2	374
M	58,7	31,4	26,7	27,8	31,2	31,2	23,9	22,5	27,7	728,8	377,9	350,9
M	61,4	32,4	29,2	29,1	32,3	32,2	25,3	24,3	27,1	877,2	446,3	430,9
M	61,4	32,3	29,6	29	33,3	31,7	25,5	24,8	27,1	922,5	483	439,5
M	63,7	31,4	30,5	29,8	32,1	32	25,3	23,8	30,6	959,6	486,1	473,5
M	64	32,8	29,3	31	33	32,8	29,7	24,9	30,7	929,4	431,5	497,9
M	62,2	31,8	28,8	29,6	32,7	33	25,9	24,2	29,5	886,8	453,6	433,2
M	61,8	33,2	28,7	29,6	32,5	32,6	25,8	24,3	29,4	912,1	457,4	454,7
M	63,5	33,8	29,6	30	34,1	33,6	26,3	25,2	32,1	823,9	412,7	411,2
M	63,2	33,8	29,1	30	33	33,7	26,1	24,9	31,5	852,7	437,1	415,6
M	64,2	33	29,9	30	32,7	32,8	26,1	24,9	29,8	902,0	456,4	445,6
M	63,7	32,6	28,9	29,7	32,3	32,4	25,9	24,3	28,8	869,6	445,9	423,7
M	66,8	35,6	30,8	31,4	34,8	35,2	27	25,9	30,4	1020,0	488,0	532,0
M	66,2	35,6	30,7	31	34,7	35,6	27,5	26	30,2	946,2	450,7	495,5
M	60,3	32,3	28	28,9	32,6	32,7	24,3	23,4	27,2	847,7	412,2	435,5

Annexe 2: Intervalles de confiance à 95% des moyennes des 12 paramètres dans la population bovine de l'île Amsterdam. Déterminés à partir de l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam, 55 individus)

Paramètre (unité)	Mâles	Femelles	Population entière
Bd (mm)	[61,87 ; 63,84]	[53,46 ; 54,92]	[57,12 ; 59,76]
WCL (mm)	[28,51308 29,60]	[24,83 ; 25,51]	[26,47 ; 27,69]
WCM (mm)	[29,24 ; 30,06]	[25,16 ; 25,91]	NR
Dd (mm)	[32,73 ; 34,17]	[29,81 ; 30,63]	[31,21 ; 32,40]
DCL (mm)	[32,47 ; 33,49]	[29,76 ; 30,45]	NR
DCM (mm)	[32,49 ; 33,64]	[29,84 ; 30,67]	NR
DEM (mm)	[25,53 ; 26,62]	[23,23 ; 23,64]	[24,28 ; 25,18]
DEL (mm)	[23,99 ; 24,99]	[21,94 ; 22,47]	[22,91 ; 23,74]
BCR (mm)	[29,09 ; 30,24]	[25,38 ; 26,02]	[27,02 ; 28,27]
Sd (mm ²)	[906,97 ; 1012,28]	[693,32 ; 751,12]	[795,46 ; 882,06]
SdL (mm ²)	[453,32 ; 507,03]	[347,42 ; 375,98]	[398,12 ; 441,61]
SdM (mm ²)	[452,54 ; 506,35]	[344,93 ; 376,12]	[396,88 ; 440,92]

NR = non réalisé car les conditions d'application n'étaient pas remplies,

Annexe 3: Normalité de distribution des 12 paramètres mesurés dans l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam, 55 individus). Résultats du shapiro.test ; hypothèse H0 : les variables ne suivent pas une loi normale dans la population étudiée.

Paramètre	p-value du test Shapiro de normalité de la distribution	
	Mâles	Femelles
Bd	0,571	0,560
WCL	0,127	0,582
WCM	0,244	0,568
Dd	0,369	0,140
DCL	0,630	0,163
DCM	0,255	0,099
DEM	0,283	0,680
DEL	0,640	0,842
BCR	0,317	0,109
Sd	0,168	0,441
SdL	0,059	0,243
SdM	0,485	0,293

Annexe 4: Différence significative entre les moyennes des mâles et des femelles pour les 12 paramètres mesurés dans l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam, 55 individus). Résultats des tests de Student et Welsh. Hypothèse H0 : égalité des moyennes dans la population étudiée.

Paramètre	Différence de moyenne mâles-femelles	p-value	
		Test de Student de comparaison des moyennes	Test de Welsh de comparaison des moyennes
WCL	3,9	< 2,2e-16	
Dd	3,2	8,081e-11	
DEM	2,6	6,129e-13	
DEL	2,3	2,903e-11	
BCR	4	< 2,2e-16	
Sd	237,4	5,37e-11	
SdL	118,5	8,217e-11	
SdM	188,9	1,459e-10	
Bd	8,7		<2,2e-16
DCL	2,9		1,629e-12
DCM	2,8		1,356e-10
WCM	4,1		<2,2e-16

Annexe 5: Comparaison des variances des mâles et des femelles pour les 12 paramètres mesurés dans l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam, 55 individus). Résultats du test de Fisher-Snedecor. Hypothèse H0 : égalité des variances.

Paramètre	Différence de variance mâles-femelles	p-value
		(test de fisher-snedecor)
Bd	2,65	0,1562
WCL	2,17	0,02537
WCM	1,09	0,7102
Dd	0,14	0,006984
DCL	0,87	0,06183
DCM	0,97	0,1157
DEM	1,63	3,235.10-6
DEL	1,12	0,002422
BCR	1,43	0,004987
Sd	12160,75	0,003825
SdL	3254,06	0,002337
SdM	3008,01	0,008492

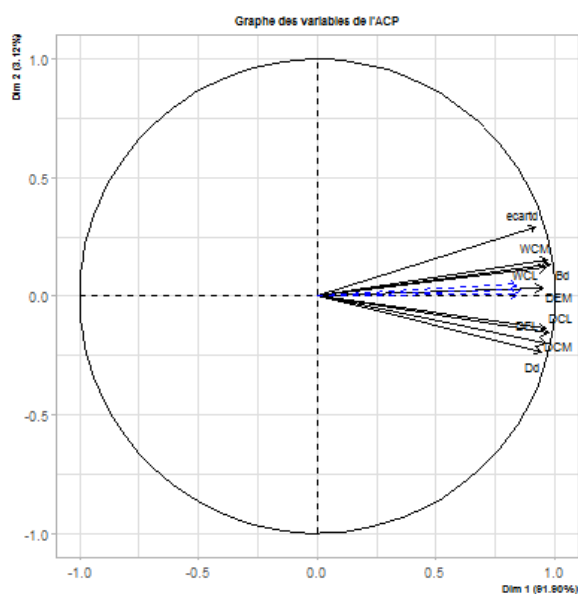
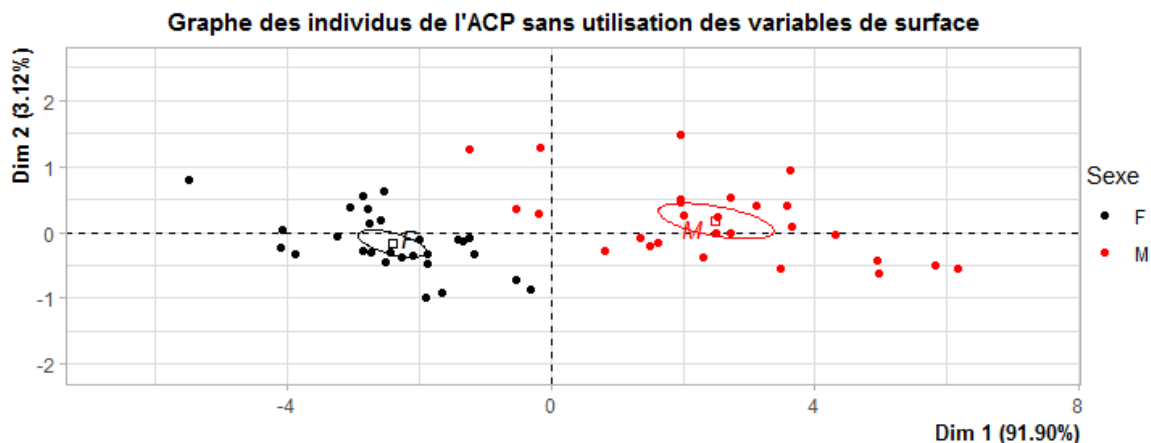
Annexe 6: Puissance des tests de Student et Welsh. Puissance calculée pour un échantillon de 2x27 individus.

Variable	Ecart entre les moyennes	Ecart-type	Puissance du test
test de Student			
Bd	8,7	4,8	99,9%
Dd	3,2	2,2	99,9%
WCL	3,9	2,3	99,9%
DEM	2,6	1,7	99,9%
DEL	2,3	1,5	99,9%
BCR	4	2,3	99,9%
Sd	237,4	160,2	99,9%
SdL	118,5	80,4	99,9%
SdM	188,9	81,5	99,9%
test de Welch			
WCM	4,1	2,3	99,9%
DCL	2,9	1,8	99,9%
DCM	2,8	1,9	99,9%

Annexe 7: Analyse en composantes principales (ACP) portant sur les métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam (bovins de l'île Amsterdam). 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles). 12 mesures de l'extrémité distale. Valeurs centrées-réduites. Corrélations entre les variables et les dimensions de l'ACP, contribution des variables à la construction de chaque dimension.

	Dimension I		Dimension II		contribution				
	correlation	p.value	correlation	p.value	Dim.1	Dim.2			
Bd	9.724E-01	3.647E-35	SdM	3.967E-01	2.715E-03	Bd	8.90	2.64	
DCL	9.656E-01	1.079E-32	Sd	3.948E-01	2.853E-03	Dd	8.27	2.18	
WCM	9.560E-01	6.631E-30	SdL	3.845E-01	3.754E-03	WCL	8.59	3.10	
WCL	9.552E-01	1.109E-29				WCM	8.60	3.80	
DCM	9.515E-01	8.230E-29				DCL	8.78	3.95	
DEL	9.479E-01	5.322E-28				DCM	8.52	3.05	
DEM	9.475E-01	6.704E-28				DEM	8.45	0.84	
Dd	9.374E-01	6.009E-26				DEL	8.46	5.18	
BCR	9.187E-01	4.941E-23				BCR	7.94	0.36	
Sd	9.183E-01	5.522E-23				Sd	7.94	25.33	
SdL	9.097E-01	7.001E-22				SdL	7.79	24.01	
SdM	9.073E-01	1.382E-21				SdM	7.75	25.56	
	R2	p.value		R2	p.value				
Sexe	7.226E-01	2.232E-16	Aucune variable qualitative ne décrit l'axe 2						

Annexe 8: Analyse en composantes principales (ACP) portant sur les métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam, sans utilisation des mesures de surface articulaire. 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles). 9 mesures de l'extrémité distale. Valeurs centrées-réduites. Graphes, corrélations entre les variables et les dimensions de l'ACP, contribution des variables à la construction de chaque dimension.



Dimension I			Dimension II			contribution		
	correlation	p.value		correlation	p.value	Dim.1	Dim.2	
Bd	9.810E-01	1.987E-39	ecartd	2.922E-01	3.038E-02	Bd	11.64	
DCL	9.765E-01	5.045E-37				Dd	10.77	19.70
WCM	9.682E-01	1.470E-33				WCL	11.26	5.07
WCL	9.649E-01	1.959E-32				WCM	11.33	8.21
DEL	9.619E-01	1.584E-31				DCL	11.53	8.76
DCM	9.603E-01	4.751E-31				DCM	11.15	14.15
DEM	9.499E-01	1.921E-28				DEM	10.91	0.46
Dd	9.438E-01	3.805E-27				DEL	11.19	6.68
BCR	9.199E-01	3.383E-23				BCR	10.23	30.41
	R2	p.value					R2	p.value
Sexe	7.285E-01	1.257E-16	Sexe	1.041E-01	1.627E-02			

Annexe 9: Bornes et indices de sexages utilisés pour sexer les individus de l'échantillon Amsterdam via la méthode des indices.

paramètre	indice i	borne i1	borne i2
Bd	59,05	56,10	62,00
Dd	31,8	30,21	33,39
WCL	27,3	25,94	28,67
WCM	27,5	26,13	28,88
DCL	31,45	29,88	33,02
DCM	31,65	30,07	33,23
DEM	25,95	24,65	27,25
DEL	23,85	22,66	25,04
BCR	27,95	26,55	29,35

Annexe 10: Résultat du sexage des individus de l'échantillon Amsterdam par la méthode des indice a) pour chacune des 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe ; b) par interprétation conjointe.

Annexe 10 a)

Individu et sexe réel		Résultat du sexage par la méthode des indices sur chaque paramètre								
		Bd	Dd	BdIV	BdIII	DdIV	DdIII	Dax	Dabax	BCR
1	F	0	0	0	0	0	0	0	0	2
2	F	0	0	0	0	0	0	0	0	2
3	F	0	0	0	0	2	0	0	0	0
4	F	0	0	0	0	2	2	0	0	0
5	F	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6	F	0	0	0	0	0	0	0	0	0
7	F	0	0	0	0	0	0	0	0	0
8	F	0	0	0	0	2	2	0	0	0
9	F	0	0	0	0	0	0	0	0	0
10	F	0	0	0	2	0	0	0	0	0
11	F	2	2	2	2	2	2	0	2	0
12	F	2	2	2	2	2	2	0	2	2
13	F	0	0	0	0	0	0	0	0	0
14	F	0	0	0	0	0	0	0	0	0
15	F	0	2	0	2	2	2	0	0	0
16	F	0	2	0	0	2	2	0	2	0
17	F	2	2	0	2	2	2	0	2	0
18	F	0	2	2	2	2	2	0	0	2
19	F	0	2	0	0	2	2	0	2	0
20	F	0	2	0	0	2	0	0	2	0
21	F	2	2	2	0	2	2	0	2	2
22	F	0	2	0	0	2	2	0	2	0
23	F	0	2	2	0	2	0	0	0	0
24	F	2	2	2	2	2	2	0	0	0
25	F	0	0	0	0	2	0	0	0	0
26	F	0	2	0	0	2	2	0	0	0

Individu et sexe réel		Résultat du sexage par la méthode des indices sur chaque paramètre								
		Bd	Dd	BdIV	BdIII	DdIV	DdIII	Dax	Dabax	BCR
27	F	0	2	0	0	2	2	0	2	0
28	F	0	2	0	0	2	2	0	0	0
29	M	2	2	2	2	2	2	0	0	1
30	M	2	0	2	2	2	2	0	0	2
31	M	1	1	1	1	1	2	2	1	1
32	M	1	1	1	1	1	1	2	1	1
33	M	1	1	2	1	1	2	2	1	1
34	M	1	1	1	1	1	1	2	1	1
35	M	2	1	2	2	2	2	2	2	1
36	M	2	1	2	2	2	2	2	2	2
37	M	1	2	1	1	1	1	2	2	2
38	M	1	1	2	1	2	1	2	2	1
39	M	1	1	1	1	1	1	1	1	1
40	M	1	1	1	1	1	1	1	1	1
41	M	2	2	2	2	2	2	0	2	2
42	M	2	2	2	2	2	2	0	0	2
43	M	2	2	1	1	2	2	2	2	2
44	M	2	2	1	1	1	2	2	2	2
45	M	1	2	1	1	2	2	2	2	1
46	M	1	2	1	1	2	2	1	2	1
47	M	1	2	1	1	2	2	2	2	1
48	M	2	2	1	1	2	2	2	2	1
49	M	1	1	1	1	1	1	2	1	1
50	M	1	1	1	1	2	1	2	2	1
51	M	1	2	1	1	2	2	2	2	1
52	M	1	2	1	1	2	2	2	2	2
53	M	1	1	1	1	1	1	2	1	1
54	M	1	1	1	1	1	1	1	1	1
55	M	2	2	2	1	2	2	0	2	2

Annexe 10 b)

Individu et sexe réel		Résultat du sexage par interprétation conjointe des variables		
		protocole A	protocole B	protocole C
1	F	F**	F**	F
2	F	F**	F**	F
3	F	F**	F**	F
4	F	F**	F**	F
5	F	F**	F**	F
6	F	F**	F**	F
7	F	F**	F**	F
8	F	F**	F**	F
9	F	F**	F**	F
10	F	F**	F**	F
11	F	I	I	I
12	F	I	I	I
13	F	F**	F**	F
14	F	F**	F**	F
15	F	F**	F*	F
16	F	F**	F**	F
17	F	F*	F*	F
18	F	F*	I	I
19	F	F**	F**	F
20	F	F**	F**	F
21	F	I	I	I
22	F	F**	F**	F
23	F	F**	F**	F
24	F	F*	I	I
25	F	F**	F**	F
26	F	F**	F**	F
27	F	F**	F**	F
28	F	F**	F**	F
29	M	I	I	I
30	M	F*	I	I
31	M	M**	M**	M
32	M	M**	M**	M
33	M	M**	M**	M
34	M	M**	M**	M
35	M	I	I	I
36	M	I	I	I

Individu et sexe réel		Résultat du sexage par interprétation conjointe des variables		
		protocole A	protocole B	protocole C
37	M	M**	M**	M
38	M	M**	M**	M
39	M	M**	M**	M
40	M	M**	M**	M
41	M	I	I	I
42	M	I	I	I
43	M	M*	M*	I
44	M	M*	M*	I
45	M	M*	M**	M
46	M	M**	M**	M
47	M	M*	M**	M
48	M	M*	M*	M
49	M	M**	M**	M
50	M	M**	M**	M
51	M	M*	M**	M
52	M	M*	M*	M
53	M	M**	M**	M
54	M	M**	M**	M
55	M	I	I	I

Annexe 11: Variabilité maximale des 37 rapports de mesures dans l'échantillon Amsterdam. 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles).

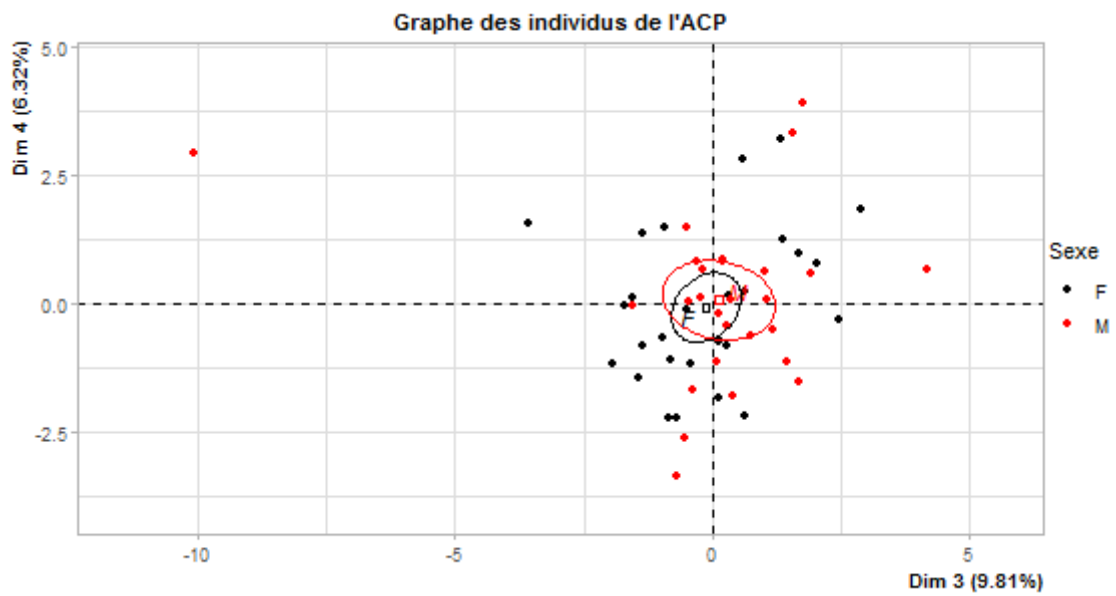
Paramètre	mâles	femelles
D1	17,40	11,42
D2	7,62	10,22
D3	8,03	11,04
D4	16,84	11,44
D5	9,89	13,25
D6	16,32	11,68
D7	13,94	11,41
D8	11,96	12,51
D9	16,61	19,57
D10	38,28	45,42
D11	41,96	44,25
D12	40,58	46,62
D13	12,81	9,17
D14	9,38	11,19
D15	20,74	8,89
D16	21,59	8,95
D17	17,67	16,09
D18	43,96	39,69
D19	45,48	38,57
D20	43,34	42,79
D21	13,10	12,31
D22	9,72	10,92
D23	21,85	11,19
D24	49,69	54,48
D25	14,96	17,22
D26	37,58	41,32
D27	43,96	39,47
D28	37,90	44,68
D29	22,20	13,70
D30	12,92	12,01
D31	18,08	14,46
D32	54,97	40,27
D33	68,97	34,93
D34	42,84	49,00
D35	21,19	16,22
D36	44,61	49,56
D37	46,74	44,98

Annexe 12: Analyse en composantes principales (ACP) portant sur les 37 rapports de mesures des métacarpes bovins de l'échantillon Amsterdam. 55 métacarpes (27 mâles et 28 femelles). Valeurs centrées-réduites. Corrélations entre les variables et les dimensions de l'ACP, contribution des variables à la construction de chaque dimension et graphe des individus pour les dimensions 3 et 4.

Dimension I					
	correlation	p-value		correlation	p-value
D26	8,600E-01	4,128E-17	D35	6,764E-01	1,445E-08
D18	8,483E-01	2,948E-16	D21	6,757E-01	1,515E-08
D28	8,412E-01	9,020E-16	D16	6,639E-01	3,282E-08
D10	8,299E-01	4,813E-15	D33	6,429E-01	1,210E-07
D27	8,269E-01	7,377E-15	D9	6,349E-01	1,928E-07
D20	8,241E-01	1,082E-14	D6	6,254E-01	3,308E-07
D19	8,224E-01	1,373E-14	D31	5,179E-01	5,126E-05
D11	8,109E-01	6,203E-14	D23	4,071E-01	2,037E-03
D36	8,080E-01	8,927E-14	D15	3,953E-01	2,814E-03
D12	8,003E-01	2,285E-13	D29	-4,422E-01	7,248E-04
D24	7,888E-01	8,585E-13	D7	-4,925E-01	1,338E-04
D37	7,819E-01	1,830E-12	D4	-5,267E-01	3,612E-05
D13	7,275E-01	3,137E-10	D8	-6,839E-01	8,653E-09
D14	7,200E-01	5,822E-10	D1	-6,998E-01	2,770E-09
D22	7,199E-01	5,875E-10	D30	-7,258E-01	3,626E-10
D34	7,183E-01	6,641E-10	D3	-7,702E-01	6,200E-12
D32	7,089E-01	1,392E-09	D5	-7,758E-01	3,488E-12
D25	6,895E-01	5,834E-09	D2	-7,889E-01	8,503E-13
D17	6,889E-01	6,106E-09	Sexe	5,135E-01	7,647E-10

Dimension II					
	correlation	p-value		correlation	p-value
D7	5,681E-01	6,067E-06	D12	4,544E-01	4,919E-04
D32	5,573E-01	9,887E-06	D27	4,472E-01	6,190E-04
D34	5,525E-01	1,224E-05	D8	4,319E-01	9,936E-04
D36	5,408E-01	2,024E-05	D5	4,169E-01	1,544E-03
D3	5,300E-01	3,159E-05	D30	4,167E-01	1,553E-03
D24	5,272E-01	3,547E-05	D31	-2,792E-01	3,901E-02
D37	5,242E-01	4,001E-05	D9	-2,857E-01	3,449E-02
D4	5,193E-01	4,853E-05	D25	-2,981E-01	2,705E-02
D33	5,181E-01	5,095E-05	D13	-4,955E-01	1,197E-04
D1	5,152E-01	5,710E-05	D21	-4,999E-01	1,018E-04
D18	5,031E-01	9,032E-05	D16	-5,207E-01	4,593E-05
D2	5,009E-01	9,819E-05	D6	-5,309E-01	3,043E-05
D20	4,905E-01	1,438E-04	D14	-5,337E-01	2,721E-05
D19	4,861E-01	1,684E-04	D22	-5,730E-01	4,839E-06
D29	4,754E-01	2,449E-04	D12	4,544E-01	4,919E-04
D10	4,708E-01	2,864E-04	D27	4,472E-01	6,190E-04
D26	4,665E-01	3,305E-04	D8	4,319E-01	9,936E-04
D11	4,595E-01	4,168E-04	D5	4,169E-01	1,544E-03
D28	4,578E-01	4,409E-04	Sexe	1,404E-01	4,830E-03

	contribution		contribution		
	Dim,1	Dim,2	Dim,1	Dim,2	
D1	2,61	3,36	D20	3,62	3,05
D2	3,31	3,18	D21	2,43	3,17
D3	3,16	3,56	D22	2,76	4,16
D4	1,48	3,42	D23	0,88	0,10
D5	3,20	2,20	D24	3,31	3,52
D6	2,08	3,57	D25	2,53	1,13
D7	1,29	4,09	D26	3,94	2,76
D8	2,49	2,36	D27	3,64	2,53
D9	2,15	1,03	D28	3,77	2,65
D10	3,67	2,81	D29	1,04	2,86
D11	3,50	2,67	D30	2,80	2,20
D12	3,41	2,61	D31	1,43	0,99
D13	2,82	3,11	D32	2,68	3,93
D14	2,76	3,61	D33	2,20	3,40
D15	0,83	0,00	D34	2,75	3,87
D16	2,35	3,43	D35	2,44	0,46
D17	2,53	0,85	D36	3,48	3,70
D18	3,83	3,21	D37	3,25	3,48
D19	3,60	2,99			



Annexe 13: Sexage des individus de l'échantillon Amsterdam par la méthode des indices pour chacun des 7 rapports de mesures sélectionnés et par interprétation conjointe (protocole D). Avec : 2 = indéterminé, 1 = mâle, 0 = femelle et M = mâle, F = femelle, * = résultat moyennement sûr, **= résultat très sûr.

Individu et sexe réel		Résultat du classement par la méthode des indices							
		D2	D3	D5	D8	D13	D14	D22	Protocole D
1	F	2	2	2	2	2	2	2	I
2	F	2	2	2	2	2	2	2	I
3	F	2	2	2	2	2	2	2	I
4	F	2	2	2	2	2	2	2	I
5	F	0	0	0	0	0	0	0	F**
6	F	2	2	2	0	0	0	0	F**
7	F	2	2	2	0	0	2	0	F*
8	F	2	0	2	2	0	2	0	F*
9	F	2	2	2	2	2	2	2	I
10	F	2	2	2	2	2	2	2	I
11	F	2	0	2	2	2	2	2	I
12	F	2	2	0	0	0	2	2	F*
13	F	2	2	2	2	2	2	2	I
14	F	2	2	2	2	2	2	2	I
15	F	2	2	2	2	0	2	2	I
16	F	2	0	2	2	2	2	0	I
17	F	2	2	2	2	0	2	2	I
18	F	2	2	2	2	2	2	2	I
19	F	2	2	2	0	2	2	2	I
20	F	2	2	2	0	0	0	2	F*
21	F	2	2	2	0	2	2	2	I
22	F	2	2	2	0	2	2	2	I
23	F	2	2	2	2	2	2	2	I
24	F	2	2	2	2	2	2	2	I
25	F	2	2	0	0	0	2	2	F*
26	F	2	2	2	0	2	2	2	I
27	F	2	2	0	2	2	2	2	I
28	F	2	0	2	2	0	2	2	I
29	M	1	1	1	1	2	1	1	M**
30	M	1	1	1	2	2	1	1	M**
31	M	2	1	2	2	1	2	2	I
32	M	2	2	2	2	1	2	2	I
33	M	2	2	2	2	2	2	2	I
34	M	2	2	2	2	2	2	2	I
35	M	2	2	2	2	2	2	2	I
36	M	2	2	1	1	2	2	2	I
37	M	2	2	2	2	2	2	2	I
38	M	2	2	2	2	2	1	2	I
39	M	2	2	2	2	2	2	2	I

Individu et sexe réel		Résultat du classement par la méthode des indices							
		D2	D3	D5	D8	D13	D14	D22	Protocole D
40	M	2	2	2	2	2	2	2	I
41	M	2	2	2	2	2	2	2	I
42	M	2	2	2	2	2	2	2	I
43	M	2	2	2	2	2	2	2	I
44	M	2	1	2	2	2	2	2	I
45	M	1	1	1	2	1	1	1	M**
46	M	1	1	2	2	2	1	1	M**
47	M	2	2	2	2	2	2	2	I
48	M	2	2	2	2	2	2	2	I
49	M	2	2	2	2	2	2	2	I
50	M	2	2	2	2	2	2	2	I
51	M	1	1	2	2	2	1	2	M*
52	M	1	1	2	2	2	1	1	M**
53	M	2	2	2	2	2	2	2	I
54	M	2	2	2	2	2	2	2	I
55	M	2	2	2	2	2	2	2	I

Annexe 14: Mesures des extrémités distales des métacarpes bovins des échantillons a) Andone (10 individus), b) Charolais (17 individus) et c) Espagne (11 individus).

Annexe 14 a)

Indiv.	Sexe	Dd	DCL	DCM	Bd	WCL	WCM	DEM	DEL	BCR	Sd	SdL	SdM
1D	F	28,7	26,8	28,7	51	23,6	23,4	21,2	21,1	26	585,7	292,6	293,1
4G	F	28,1	28,2	27,3	51,2	24,1	23,5	21,5	21,3	24,1	532,6	265,7	266,9
9D	F	28,3	28,2	27,7	49,6	23,5	23	22	21	24	565,1	295,8	269,3
8D	F	28,9	28,7	28,5	52,6	24,8	24,2	22,3	21,6	25,4	653	332	321
12D	F	26,4	26	26,1	49,2	22,8	22,8	20,6	19,2	23,8	593,9	303,5	290,4
6D	M	29	28,7	27,9	57,8	27,7	27,7	23	21,5	26,6	646,2	329	317,2
13D	M	31,11	31,1	29,8	63,8	32,4	28,9	26,1	22	27,5	807,2	409	398,2
15G	M	31,4	31,4	31,1	61,2	29,9	28,7	25,5	23,4	28,1	724	359,2	364,8
16D	M	29	27,8	28,6	56,3	26,9	26,2	23,1	20,7	26,7	635	332,3	302,7
10G	M	29,8	29,5	29,7	58,1	28,1	26,5	23,7	22,5	27,8	657,5	321,7	335,8

Annexe 14 b)

Indiv.	Sexe	Dd	DdIV	DdIII	Bd	BdIV	BdIII	Dax	Dabax	BCR	Sd	SdIV	SdIII
28061 g	F	44,5	43,3	43,9	77,6	37,0	38,0	35,3	31,6	36,6	1275,0	658,6	616,4
28061 d	F	43,8	42,9	43,4	78,7	37,2	37,7	34,4	31,8	37,0	1175,0	582,0	593,0
28062 g	F	45,4	43,6	45,2	80,5	36,9	37,8	34,7	31,3	37,7	1439,0	724,3	714,7
28062 d	F	46,4	44,4	46,0	79,3	36,9	38,7	35,3	31,5	38,2	1346,0	664,9	681,1
28059 g	F	42,2	40,7	42,1	74,4	35,2	35,9	32,7	30,3	34,4	968,5	498,9	469,6
28059 d	F	41,9	40,4	42,2	73,5	34,9	35,7	33,2	29,8	34,5	1062,0	504,4	557,6
28060 g	F	43,2	42,6	43,3	76,5	35,3	36,8	32,4	30,9	37,2	1228,0	615,7	612,3
18003 g	M	49,7	46,7	49,5	87,7	39,2	43,1	37,4	33,8	42,3	1570,0	739,1	830,9
18004 g	M	46,2	44,1	44,7	87,3	39,4	44,1	36,4	32,8	41,3	1378,0	642,1	735,9
18004 d	M	46,6	43,6	45,6	89,6	40,4	44,6	38,4	33,0	40,2	1356,0	652,8	703,2
18005 g	M	43,5	42,1	43,3	76,3	35,9	36,3	32,7	30,1	36,8	1235,0	621,6	613,4
18005 d	M	43,6	42,0	44,0	76,3	35,8	36,9	32,9	30,4	37,4	1207,0	548,2	658,8
18049 d	M	48,9	47,6	48,9	86	38,6	40,6	37,8	34	41,8	1693,0	888,2	804,8
18049g	M	49,2	47,2	48,9	86,1	39	40,7	34,1	37,2	42,2	1692,0	788,3	903,7
18052 g	M	46,4	45	46,7	86,7	39,2	41,4	35	32,3	41,8	1586,0	787,9	798,1
18051 d	M	47,8	47,7	48,8	93	43	43,9	38,6	35	44	1675,0	816,9	858,1
18044 d	M	48,3	47,9	48,4	92,7	42,7	43,7	36,8	36,9	42,8	1795	879,7	915,3

Annexe 14 c)

Indiv.	Sexe	Bd	WCL	WCM	Dd	DCL	DCM	DEM	DEL	BCR	Sd	SdL	SdM
E1 MAD G	M	60,3	28,8	27	31,7	31,6	30,9	23,9	22,5	29,8	862,2	439,8	422,4
E2 MAD G	M	63,9	29,8	29,5	33,8	33,7	33,3	25,9	25	31,2	781,1	380	401,1
E7	F	55,6	25,9	26	30,1	30,2	30	22,1	21,2	28,3	701,5	356	345,5
E4	F	53,8	26,2	25	31,1	30,9	30,1	23,6	22,1	27,1	688,4	343,7	344,7
E6	F	56,3	27,2	26,2	31,4	31,5	30,8	23,9	22,3	27,3	710,5	357,2	353,3
E2	F	55,9	26,8	26,1	30,9	30,8	30	23,3	21,8	28	699,2	358,4	340,8
E5	F	54,8	26,4	25,4	31,8	31,8	32,2	23,4	22,8	27	714,8	352,2	362,6
E9	F	53,3	26	24,9	30,5	30,9	29,6	23	20,8	24,9	666,4	321,2	345,2
E8	F	54,9	25,8	25,4	30,6	30,7	29,8	22,6	21,7	26,3	719,6	365,7	353,9
E10	F	55,9	26,5	26,8	31,2	31,1	30,5	23	22	27,1	730,1	365,3	364,8
E11	F	51,9	25,3	24,1	28,7	28,6	27,6	21,8	20,2	25,2	637,3	305,3	332

Annexe 15: Comparaison des médianes des mâles et des femelles pour les 12 paramètres mesurés dans les échantillons Andone, Charolais et Espagne : résultats du test de Wilcoxon Mann-Whitney. Hypothèse H0 : égalité des médianes dans la population étudiée.

paramètre	p-value du test de Wilcoxon-Mann-Whitney		
	Andone (n=10)	Charolais (n=17)	Espagne (n=11)
Bd	0,00794	0,01674	0,04464
WCL	0,00794	0,00962	0,03636
WCM	0,00794	0,00967	0,04464
Dd	0,01193	0,01464	0,07273
DCL	0,07403	0,03169	0,07643
DCM	0,05556	0,01458	0,07643
BCR	0,00794	0,00539	0,04464
DEL	0,15080	0,01851	0,07273
DEM	0,00794	0,07862	0,05819
Sd	0,03175	0,00967	0,03636
SdL	0,03175	0,04309	0,03636
SdM	0,03175	0,00309	0,03636

Annexe 16: Comparaison des variances des mâles et des femelles pour les 12 paramètres mesurés dans les échantillons Andone, Charolais et Espagne : résultats du test de Fisher-Snedecor. Hypothèse H0 : égalité des variances.

paramètre	p-value du test de Fisher-Snedecor		
	Andone (n=10)	Charolais (n=17)	Espagne (n=11)
Bd	0,1519	0,0625	0,2361
WCL	0,0592	0,0496	0,4966
WCM	0,1391	0,0284	0,1257
Dd	0,7905	0,5033	0,2793
DCL	0,565	0,2863	0,2896
DCM	0,7599	0,2646	0,3949
BCR	0,4734	0,3059	0,8288
DEL	0,8883	0,0099	0,1163
DEM	0,1703	0,1639	0,1498
Sd	0,3673	0,5496	0,1658
SdL	0,4486	0,4587	0,1517
SdM	0,3043	0,5790	0,3770

Annexe 17: Normalité de distribution des 12 paramètres mesurés dans les échantillons Andone, Charolais et Espagne : résultats du shapiro.test. Hypothèse H0 : les variables ne suivent pas une loi normale dans la population étudiée.

paramètre	p-value du test de normalité de distribution shapiro.test					
	Andone (n=10)		Charolais (n=17)		Espagne (n=11)	
	mâles	femelles	mâles	mâles	femelles	mâles
Bd	0.5599	0.7019	0,0588	0.5599	0.7019	0,0588
WCL	0.462	0.9468	0,2782	0.462	0.9468	0,2782
WCM	0.3545	0.7089	0,0866	0.3545	0.7089	0,0866
Dd	0.193	0.1409	0,2838	0.193	0.1409	0,2838
DCL	0.5946	0.341	0,1107	0.5946	0.341	0,1107
DCM	0.8669	0.634	0,1246	0.8669	0.634	0,1246
BCR	0.4068	0.1811	0,1070	0.4068	0.1811	0,1070
DEL	0.9998	0.05348	0,6620	0.9998	0.05348	0,6620
DEM	0.2044	0.9286	0,2753	0.2044	0.9286	0,2753
Sd	0.2037	0.8414	0,2745	0.2037	0.8414	0,2745
SdL	0.1466	0.8311	0,5736	0.1466	0.8311	0,5736
SdM	0.7992	0.4546	0,7367	0.7992	0.4546	0,7367

Annexe 18: Corrélation empirique entre le sexe et les différents paramètres mesurés sur l'échantillon Charolais. 17 métacarpes (10 mâles et 7 femelles). Significativité du test : (***) = p-value <0,01.

paramètre	η^2
BCR	0,581 (***)
Bd	0,493 (***)
SdM	0,491 (***)
WCM	0,468 (***)
WCL	0,413 (***)
Sd	0,411 (***)
Dd	0,401 (***)
DCM	0,401 (***)
DCL	0,347 (***)
DEL	0,325 (***)
SdL	0,298 (**)
DEM	0,240 (**)

Annexe 19: Corrélation empirique entre le sexe et les différents paramètres mesurés sur l'échantillon Andone. 10 métacarpes (5 mâles et 5 femelles). Significativité du test : (***) = p-value <0,01.

paramètre	η^2
WCM	0,860 (***)
Bd	0,813 (***)
BCR	0,762 (***)
WCL	0,762 (***)
DEM	0,657 (***)
Dd	0,518 (**)
Sd	0,504 (**)
SdM	0,498 (**)
SdL	0,481 (**)
DCL	0,434 (**)
DCM	0,427 (**)

Annexe 20: Corrélation empirique entre le sexe et les différents paramètres mesurés sur l'échantillon Espagne. 11 métacarpes (2 mâles et 9 femelles). Significativité du test : (***) = p-value <0,01.

paramètre	η^2	paramètre	η^2
SdM	0,853 (***)	SdL	0,551 (***)
WCL	0,833 (***)	DEM	0,512 (**)
Bd	0,793 (***)	DEL	0,465 (**)
Sd	0,72 (***)	Dd	0,44 (**)
BCR	0,66 (***)	DCL	0,404 (**)
WCM	0,585 (***)	DCM	0,318

Annexe 21: Indices de dimorphisme sexuel (DS) et de recouvrement (B) des différents paramètres ostéométriques dans les échantillons Andone (10 individus), Charolais (17 individus) et Espagne (11 individus).

	DS			B			DS/B		
	Andone	Charolais	Espagne	Andone	Charolais	Espagne	Andone	Charolais	Espagne
Bd	18,05	11,55	13,51	-7,63	6,61	-6,63	2,37	1,75	2,04
WCL	7,69	6,66	6,68	3,24	5,71	0,32	2,37	1,17	20,88
WCM	6,36	7,21	11,69	2,87	6,24	-5,56	2,22	1,16	2,10
Dd	17,19	11,60	10,59	-6,57	5,5	-0,74	2,62	2,11	14,31
DCL	7,06	7,07	6,27	-0,34	6,67	0,63	20,76	1,06	9,95
DCM	22,05	8,62	6,76	-7,81	3,91	4,21	2,82	2,20	1,61
DEM	12,83	5,91	8,42	-3,04	7,95	0	4,22	0,74	*
DEL	5,66	8,13	9,67	4,35	5,65	1,33	1,30	1,44	7,27
BCR	10,87	12,45	13,81	-2,26	3,8	-5,03	4,81	3,28	2,75
Sd	18,41	25,17	17,98	2,83	19,22	-6,53	6,51	1,31	2,75
SdL	17,56	21,34	18,05	3,2	32,12	-3,76	5,49	0,66	4,80
SdM	19,3	29,00	17,91	6,05	16,51	-9,05	3,19	1,76	1,98

* non calculable (division par zéro).

Annexe 22: Variabilité maximale des paramètres mesurés sur les échantillons Andone (5 mâles et 5 femelles), Charolais (10 mâles et 7 femelles) et Espagne (2 mâles et 9 femelles).

	variabilité maximale $V_m = (\max - \min) / \min$ en %		
	Andone	Charolais	Espagne
Bd	29,67	26,53	23,12
WCL	42,11	23,21	17,79
WCM	26,75	24,93	22,41
Dd	18,94	18,62	17,77
DCL	20,77	18,56	17,83
DCM	19,16	17,58	20,65
DEM	26,70	19,14	18,81
DEL	21,88	24,83	23,76
BCR	18,07	27,91	25,30
Sd	51,56	85,34	35,29
SdL	53,93	78,03	44,06
SdM	49,19	94,91	27,23

Annexe 23: Indices de sexages utilisés pour sexer les individus des échantillons Andone, Charolais et Espagne via la méthode des indices. Les bornes i1 et i2 sont calculées à partir de l'indice i ($i1 = 0,95i$ et $i2 = 1,05i$).

	Indice i			
	Amsterdam	Andone	Charolais	Espagne
Dd	31,8	28,9	45,8	31,25
DCL	31,45	28,7	44,15	31,15
DCM	31,65	28,6	45,8	30,45
Bd	59,05	56,5	83,25	57,9
WCL	27,3	27,6	38,95	27,55
WCM	27,5	25,85	40,15	26,8
DEM	25,95	23,35	35,5	23,85
DEL	23,85	21,3	33,5	22,6
BCR	27,95	25,95	39,2	28,05
Sd	941,2	669,9	1381,75	749,75
SdL	473,9	337,35	693,55	372,55
SdM	467,3	332,55	692,45	377,2

Annexe 24: Sexage des individus de l'échantillon Andone par la méthode des indices, pour chacune des 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe et par interprétation conjointe (protocoles A, B et C). Avec : 2 = indéterminé, 1 = mâle, 0 = femelle et M = mâle, F = femelle, * = résultat moyennement sûr, ** = résultat très sûr.

Individu	sexe	Dd	DCL	DCM	Bd	WCL	WCM	DEM	DEL	BCR	Sd	SdL	SdM	A	B	C
1d	F	2	0	2	0	0	0	0	2	2	0	0	0	F**	F**	F**
4g	F	2	2	2	0	0	0	0	2	0	0	0	0	F**	F**	F**
9d	F	2	2	2	0	0	0	0	2	0	0	0	0	F**	F**	F**
8d	F	2	2	2	0	0	0	2	2	2	2	2	2	F*	F*	F**
12d	F	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F**	F**	F**
6d	M	2	2	2	2	2	1	2	2	2	2	2	2	I	I	I
13d	M	1	1	2	1	1	1	1	2	1	1	1	1	M**	M**	M**
15g	M	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	M**	M**	M**
16d	M	2	2	2	2	2	2	2	2	2	0	2	0	I	I	I
10g	M	2	2	2	2	2	2	2	1	1	2	2	2	I	I	I

Annexe 25: Sexage des individus de l'échantillon Charolais par la méthode des indices, pour chacune des 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe et par interprétation conjointe (protocoles A, B et C). Avec : 2 = indéterminé, 1 = mâle, 0 = femelle et M = mâle, F = femelle, * = résultat moyennement sûr, **= résultat très sûr.

Individu	sexe	Dd	DCL	DCM	Bd	WCL	WCM	DEM	DEL	BCR	Sd	SdL	SdM	A	B	C
28061 g	F	2	2	2	0	0	0	2	0	0	0	0	0	F**	F**	F**
28061 d	F	2	2	0	0	2	0	2	0	0	0	0	0	F**	F*	F**
28062 g	F	2	2	2	2	0	0	2	0	2	2	2	2	F*	F*	I
28062 d	F	2	2	2	2	0	2	2	0	2	2	2	2	I	I	I
28059 g	F	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F**	F**	I
28059 d	F	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F**	F**	F**
28060 g	F	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F**	F**	F**
18003 g	M	1	1	1	1	2	1	1	2	1	1	1	1	M**	M**	M**
18004 g	M	2	2	2	2	2	1	2	2	1	2	0	1	I	M*	I
18004 d	M	2	2	2	1	2	1	1	2	2	2	0	2	M*	M*	I
18005 g	M	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F**	F**	F**
18005 d	M	2	2	2	0	0	0	0	0	2	0	0	2	F**	F*	F**
18049 d	M	1	1	1	2	2	2	1	2	1	1	1	1	M**	M*	I
18049 g	M	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	1	M**	M*	I
18052 g	M	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	I	I	I
18051 d	M	2	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1	1	M**	M**	M**
18044 d	M	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1	1	1	M**	M**	M**

Annexe 26: Sexage des individus de l'échantillon Espagne par la méthode des indices, pour chacune des 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe et par interprétation conjointe (protocoles A, B et C). Avec : 2 = indéterminé, 1 = mâle, 0 = femelle et M = mâle, F = femelle, * = résultat moyennement sûr, **= résultat très sûr.

Individu	sexe	Bd	Dd	WCL	WCM	DCL	DCM	DEM	DEL	BCR	Sd	SdL	SdM	A	B	C
1MAD	M	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	I	I	I
2MAD	M	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	1	M**	M**	M**
7	F	2	0	2	2	2	2	0	0	2	0	2	0	F*	I	I
4	F	0	2	0	2	2	2	2	2	2	0	0	0	I	F*	F**
6	F	2	2	2	2	2	2	2	2	2	0	2	0	I	I	I
2	F	2	2	2	2	2	2	2	2	2	0	2	0	I	I	I
5	F	0	2	0	2	2	1	2	2	2	2	0	2	I	I	F**
9	F	0	0	0	2	2	2	2	0	0	0	0	0	F**	F*	F**
8	F	0	0	0	2	2	2	0	2	0	2	2	0	F**	F*	F**
10	F	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	I	I	I
11	F	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F**	F**	F**

Annexe 27: Résultat du sexage des individus de l'échantillon Andone par inférence (utilisation des seuils déterminés sur l'échantillon Amsterdam), pour chacune des 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe. Avec : 2 = indéterminé, 1 = mâle, 0 = femelle et M = mâle, F = femelle, * = résultat moyennement sûr, ** = résultat très sûr.

Individu	sexe	Dd	DCL	DCM	Bd	WCL	WC M	DEM	DEL	BCR	Sd	SdL	SdM
1d	F	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4g	F	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
9d	F	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
8d	F	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
12d	F	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6d	M	0	0	0	2	2	2	0	0	2	0	0	0
13d	M	2	2	0	1	1	1	2	0	2	0	0	0
15g	M	2	2	2	2	1	2	2	2	2	0	0	0
16d	M	0	0	0	2	2	2	0	0	2	0	0	0
10g	M	0	0	0	2	2	2	0	0	2	0	0	0
nombre d'erreur		2	2	2	0	0	0	2	2	0	2	2	2
nombre d'indéterminé		2	2	1	4	3	4	2	1	5	0	0	0

Annexe 28: Résultat du sexage des individus de l'échantillon Charolais par inférence (utilisation des seuils déterminés sur l'échantillon Amsterdam), pour chacune des 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe. Avec : 2 = indéterminé, 1 = mâle, 0 = femelle et M = mâle, F = femelle, * = résultat moyennement sûr, **= résultat très sûr.

Individu	Sexe	Dd	DCL	DCM	Bd	WCL	WCM	DEM	DEL	BCR	Sd	SdL	SdM
28061 g	F	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
28061 d	F	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
28062 g	F	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
28062 d	F	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
28059 g	F	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1	2
28059 d	F	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
28060 g	F	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
18003 g	M	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
18004 g	M	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
18004 d	M	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
18005 g	M	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
18005 d	M	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
18049 d	M	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
18049 g	M	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
18052 g	M	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
18051 d	M	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
18044 d	M	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
nombre d'erreur		7	7	7	7	7	7	7	7	7	6	7	6
nombre d'indéterminé		0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1

Annexe 29: Résultat du sexage des individus de l'échantillon Espagne par inférence (utilisation des seuils déterminés sur l'échantillon Amsterdam), pour chacune des 9 mesures de l'extrémité distale du métacarpe. Avec : 2 = indéterminé, 1 = mâle, 0 = femelle et M = mâle, F = femelle, * = résultat moyennement sûr, ** = résultat très sûr.

Individu	sexe	Dd	DCL	DCM	Bd	WCL	WCM	DEM	DEL	BCR	Sd	SdL	SdM
1MAD	M	1	0	0	0	1	1	0	0	1	0	0	0
2MAD	M	1	0	0	0	1	1	2	2	1	0	0	0
7	F	1	0	0	0	1	1	0	0	2	0	0	0
4	F	1	0	0	0	1	1	0	0	2	0	0	0
6	F	1	0	0	0	1	1	0	0	2	0	0	0
2	F	1	0	0	0	1	1	0	0	2	0	0	0
5	F	1	0	0	0	1	1	0	2	2	0	0	0
9	F	1	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0
8	F	1	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0
10	F	1	0	0	0	1	1	0	0	2	0	0	0
11	F	1	0	0	0	2	2	0	0	0	0	0	0
nombre d'erreur		9	2	2	2	8	8	1	1	0	2	2	2
nombre d'indéterminé		0	0	0	0	1	1	1	2	6	1	1	1

Annexe 30: Coefficients de corrélation empirique η^2 entre le sexe et chaque rapport dont la différence mâles-femelles est significative au seuil de 95% dans l'échantillon Charolais (17 individus). Significativité du test : (***) = p-value < 0,01, (**) = p-value < 0,05.

Paramètre	η^2	Paramètre	η^2
D17	0.659 (***)	A1	0.396 (***)
D9	0.512 (***)	D31	0.378 (***)
D25	0.498 (***)	D24	0.297 (**)
D20	0.487 (***)	D34	0.277 (**)
D7	0.422 (***)	A7	0.274 (**)
D28	0.418 (***)	D35	0.271 (**)
D4	0.405 (***)	D10	0.268 (**)
D12	0.403 (***)		
D18	0.400 (***)		

Annexe 31: Taux d'erreur du sexage par PLS-DA sur l'échantillon Charolais pour chacune des 7 itérations.

Itération (« fold ») n°...	Taux d'erreur
1	50
2	0
3	50
4	50
5	50
6	0
7	50

Annexe 32: Métacarpes bovins du site de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, 80 - 100/110 apr. J.C.) écartés en raison de leur usure (A. US 44527- métacarpe 7D et B. US 44321- métacarpe 9D) ou de leur latéralisation (C. US 44489- métacarpe 7).



Annexe 33: Mesures des extrémités distales des métacarpes bovins du site de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, 80-100/110 apr. J.C.)

Indiv.	Bd	WCL	WCM	Dd	DCL	DCM	DEM	DEL	BCR	US	code
1	69,9	31,8	33,6	34,2	33,8	34,6	27,7	25,5	33,4	44489	2G
2	55,3	26,3	27	32,8	32	32,2	25,1	23,1	26,3	44489	4G
3	56,4	26,2	27,6	31,3	30,2	31,1	24,9	23	26,3	44489	5G
4	62,9	29,3	30,9	33,1	32,1	33,1	24,7	23,4	29,3	44489	10G
5	57,1	25,7	27,9	32,5	31,7	32,2	24,7	22,6	27,1	44489	11G
6	64,4	29,8	30,6	33,5	33,1	33,7	25,6	25	30,8	44489	12G
7	60,9	28,7	29,1	33,9	32,8	34,7	26,5	23,7	30,1	44489	1D
8	60,6	28,7	28,9	34,9	33,7	34,8	27	25,7	27,9	44489	3D
9	54,4	25,8	25,8	28,8	28,4	28,4	23,6	21,7	25,7	44489	6D
10	58,5	27,6	28,1	30,7	30,8	33,3	24,7	24	26,7	44489	8D
11	60,8	28,8	29,4	35	33,7	34,6	25,9	24,7	27,9	44489	9D
12	60,8	28,2	29,5	33,4	31,4	33,6	26,7	24,7	27,9	44092	22G
13	56,3	26	27,1	31,9	31,1	32,1	25	23,1	26,8	44092	21G
14	57,1	27,2	27,8	32,5	31,5	32	25,7	23,3	26,8	44092	19G
15	63,4	29,5	30,6	29,6	29,3	30,4	25,6	23,5	29,7	44092	16G
16	54	25	25,7	29	28,8	29,5	23,7	22,3	24,6	44092	23G
17	55,5	26,6	26,6	28,8	27,6	29,1	23	21,5	26	44092	25G
18	60,3	28,9	29,4	33,3	32,8	33,2	26,3	25	27,6	44092	17G
19	58,1	27,3	27,9	31	30,5	30,8	25,8	24,2	28,4	44092	24G
20	53	24,9	25,7	28	27,4	28,3	22,8	21,6	24,7	44092	15G
21	54,4	24,9	26	30,8	30,5	31,6	24,9	23,5	26,2	44092	10G

Indiv.	Bd	WCL	WCM	Dd	DCL	DCM	DEM	DEL	BCR	US	code
22	59,2	27,4	28,3	30,9	30,5	31,5	23,4	22,3	29	44092	4G
23	63,5	28,2	29,8	33,8	33,1	34,5	27,9	25,6	29,8	44092	11G
24	61,4	29,1	29,3	32,5	32,4	32,5	25,4	23,5	28,2	44092	3G
25	56,5	27,3	26,5	30	29,7	29,3	/	23,7	26,3	44092	20G
26	57,4	27	27,2	32,5	32	32,4	26,2	24,6	27,2	44092	6G
27	58,2	26,4	28,2	33	31,6	32,9	25,4	22,9	27,1	44092	7G
28	61,4	28,4	29,7	33,3	33,1	33,8	26,3	24,6	28,9	44092	9G
29	57,1	27,8	27,3	30,4	29,8	30,3	26	22,1	26,1	44092	1G
30	65,2	30,4	31,2	30,3	29,8	30,2	27,7	25,8	30,9	44092	13G
31	61,7	29,3	29,7	32,8	31,9	33,2	26,2	23,4	28	44092	2G
32	57,5	27,3	27,6	30,5	29,3	30,6	24	22,8	25,5	44092	14G
33	53,6	24,7	25,5	29,7	28,7	29,6	22,8	21,5	25,6	44092	8G
34	60	28	28,7	33,9	33,7	34	25,1	23,3	28,9	44092	12G
35	57,8	26,2	28	30,1	28,8	30,6	24,3	22,9	27,7	44092	5G
36	47,2	22,4	22	28,2	26,6	28,3	21,5	20,7	22	44092	11D
37	62	29,9	29,5	32,1	31,1	31,3	25,2	24	29,8	44092	14D
38	56,6	26,8	26,9	29,1	28,8	25	23,5	22,2	25,9	44092	13D
39	58,4	27,7	27,6	31	30,4	31	25,1	24,4	27,9	44092	18D
40	61,9	29,3	28,9	33,9	32	33,8	26,3	24,3	28,4	44092	10D
41	58,4	28	27,1	30,9	28,6	30,8	24,6	23,1	27,3	44092	12D
42	57,8	27,6	26,6	30,2	29,8	30	24,2	23,6	26,9	44092	1D
43	57,8	27,2	27	31,8	31,7	31,9	26,2	24,9	28	44092	2D
44	62,5	29,5	29,2	33,6	33	33,4	25,9	24,7	29,2	44092	9D
45	56,5	27	26,2	30,7	30,1	30,5	24,3	22,4	27	44092	15D

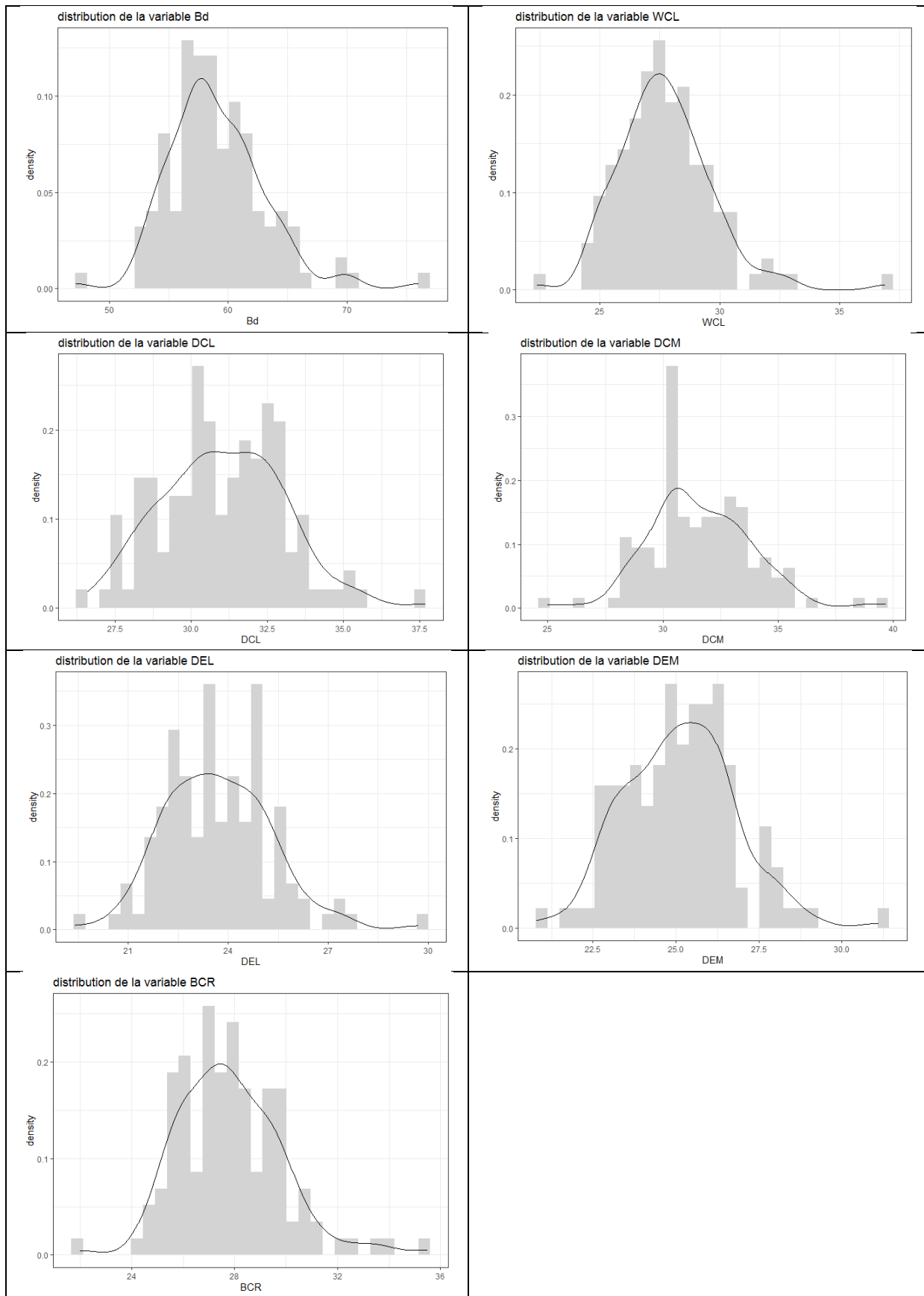
Indiv.	Bd	WCL	WCM	Dd	DCL	DCM	DEM	DEL	BCR	US	code
46	54,9	25,1	25,3	31,1	30,6	31	24,9	23,6	26,4	44092	16D
47	58	27,5	26,9	31,6	30,8	31,2	25	24,4	27,4	44092	8D
48	60	27,5	28,5	31,5	30,7	31,3	25,9	24,7	28,8	44092	6D
49	54,4	26,2	25,2	27,7	27,1	26,4	20,8	19,4	25,8	44092	7D
50	58,6	27	27,5	31,1	30,6	30,8	25,8	24,3	27,3	44092	5D
51	54,8	26	25,8	28,7	28,4	28,6	23,2	22,1	26	44092	3D
52	61,6	28,6	29,6	32,9	31,5	33	26,4	24,2	29,5	44092	Entier D
53	65,6	30,5	30,8	32,3	32,4	30,5	25,4	26,1	32,6	44092	Entier G
54	62,4	28,5	30,4	33,7	33,1	34,6	26,6	25	30,3	44321	2G
55	64,3	30,4	30,9	36,7	35,7	36,5	29,2	27,6	29,8	44321	3G
56	54,6	25	26,3	29,5	29,4	29,1	22,4	21,8	26	44321	1G
57	58,5	27,6	28,7	33,1	31,9	32,7	25,6	23,9	28,4	44527	3G
58	56,7	27,4	26,9	30,1	29,6	30,1	24,6	21,9	25,4	44527	6D
59	58,2	27,3	28,2	29,3	27,5	29,7	23,2	22,2	26,7	44527	4G
60	52,7	24,6	25,9	30,8	30,1	30,8	24,5	22,3	25	44527	12G
61	57,9	26,1	27	31,1	29,6	31,5	25,1	24,4	29,5	44527	8D
62	64	30,2	30,7	36	35,2	35,6	28,7	26,4	29,8	44527	5D
63	57,8	27,2	28,1	31,3	30,4	30,4	23,9	22,7	27,4	44350	3G
64	57,6	27	27,5	31,7	31	31,6	24,5	23,1	27	44350	4G
65	64,3	30,1	31,3	35,2	33,8	34,9	27,6	25	29,1	44350	5G
66	60,8	28,3	28,5	33	32,7	32,1	26,4	25,4	27,9	44350	6D
67	60,6	27,9	29,1	33,3	32,4	33,5	25,3	24,4	29,6	44350	7G
68	62,1	28,9	29	32,7	32,1	32,5	26,1	24,8	30,5	44350	8D
69	58,5	28,5	28,1	31,4	31	30,6	24,8	23,4	28,6	44350	1G entier

Indiv.	Bd	WCL	WCM	Dd	DCL	DCM	DEM	DEL	BCR	US	code
70	58,3	27,9	26,9	29	28,7	29,5	24,5	23,7	26,9	44350	2D entier
71	69,2	32,7	33,3	35,5	35,4	35,4	28,2	27,2	31	44526	2D
72	70,3	32,9	33,3	33,5	32,4	33,3	26,5	24,8	33,8	44526	4D
73	55,3	26,3	26,7	29,1	28,3	28,7	23	22,7	24,4	44526	3D
74	57,5	26,7	27,4	29,4	28,4	29,1	23,8	22,4	27,7	44526	1G
75	64,2	30,3	30,5	33,4	33,4	33	27,9	27	30,5	44005	8G
76	59,7	27,8	28,9	31,2	30,3	30,5	24,8	23,3	29,7	44005	12G
77	58,3	28,3	27,6	32,1	31,8	32,1	25,6	24,7	26,4	44005	39D
78	59,8	28,4	28,9	33,4	32,7	33,5	26,5	25,5	28,4	44005	2G
79	60,4	27,9	29,6	32,8	30,8	32	26,1	24,6	27,9	44005	4G
80	64,1	30	31,1	35,5	35	35,4	27	26,1	29	44005	1G
81	56,2	26,6	27,1	30	28,5	39,7	22,8	22,5	25,9	44005	7G
82	56,4	26,9	27,1	29,1	29	28,4	22,8	21,6	26	44005	25D
83	61,2	28,5	28,9	33,3	32,8	33,1	26,3	25,6	29,7	44005	5G
84	59,9	27,7	28,4	31,8	31,2	31,8	27,7	23,9	29,1	44005	11G
85	58,9	28	28,2	33	32,4	32,8	26,6	25	28,1	44005	6G
86	55,6	26,4	27,2	30,6	30,2	30,4	23,3	22,1	25,8	44005	19D
87	54,1	25,4	26,4	29,6	28,8	29,7	22,9	22	25,8	44005	13G
88	56,2	26,8	27,2	29,1	28,4	29,2	24,1	23,6	24,9	44005	9G
89	56,9	26,5	27	30,5	30,2	30,2	23,4	21,9	26,8	44005	38D
90	54,4	25,3	26,2	28,6	28,1	28,4	22,8	21	25,2	44005	10G
91	60,7	28,3	28,8	31,1	31,3	30,9	25,2	24,1	29,1	44005	28D
92	58	26,9	28	30,4	29,5	30,5	24,7	22,6	27,3	44005	16G
93	59,6	27,6	28,9	33,1	31,8	32,7	26,3	24	28	44005	32G

Indiv.	Bd	WCL	WCM	Dd	DCL	DCM	DEM	DEL	BCR	US	code
94	58,9	27,7	27,7	32,1	32,3	32,2	25,8	25	27,6	44005	31D
95	62,9	29	30,2	33,9	33	33,8	26,6	24,8	28,6	44005	17D
96	58,2	26,7	27,6	31,6	31,6	30,6	24,4	23,9	27,8	44005	27D
97	56,4	26,4	26,7	30,5	30,3	30,4	23	22,2	27	44005	15G
98	60	28,8	29	30,9	30,6	30,3	25,5	24,9	28,3	44005	26D
99	63,5	29,5	29,9	35,1	34,6	35,1	27,7	27,2	29,8	44005	18D
100	61,9	29,4	29,6	33,7	33,4	33,7	26,3	25,3	29,3	44005	33D
101	54,7	25,3	26,6	30,3	30,2	30,4	23,2	22,2	27	44005	14G
102	54,4	25,3	25,7	31,3	30,4	30,9	23,8	23,5	25,6	44005	24D
103	61,2	28,7	28,6	33,3	32,6	33,4	26,1	25,4	28,1	44005	34D
104	52,9	24,8	25,6	28,6	27,6	28,5	23	21,4	26	44005	29D
105	55,3	25,6	27	30,5	30	30,6	24,6	22,7	25,8	44005	23D
106	57,3	26,1	27,1	30,6	30,4	30,5	23,9	23,3	29,5	44005	22D
107	56,5	26,6	26,7	30,7	29,7	30,5	23,7	22,4	26,4	44005	42D
108	53,2	24,6	25	28,8	28,5	28,8	22,7	20,8	25,3	44005	37D
109	57,3	26,9	27,4	30	30,2	30,3	23,4	21,9	27,2	44005	41D
110	61,6	28,5	29	33,6	32,4	33,5	26,4	25,2	29,6	44005	43D
111	57,6	27,2	27,4	29,5	29	29,6	23,8	22,2	27,6	44005	40D
112	66,6	31,4	32,2	35,3	34,2	35,6	28,3	26,2	32	44005	30D
113	60,3	28,1	29,2	32,1	31,6	31,9	25,2	24,1	28,5	44005	21D
114	58,5	27,2	28	32,5	31,4	32,2	25,4	22,9	27,6	44005	20D
115	56,3	27,4	26,3	32,7	32,8	30,3	24,8	23,3	27,5	44005	16'G entier
116	60,8	29,2	28,7	32	32	31,4	24,6	22,9	27,4	40861	1D
117	65,1	30,6	32,2	33,1	32,5	32,4	26	23,8	28,5	40861	5D entier

Indiv.	Bd	WCL	WCM	Dd	DCL	DCM	DEM	DEL	BCR	US	code
118	76	36,9	35,1	38,6	37,7	38,7	31,1	29,7	35,5	44528	2G
119	57,8	27,9	27	31	31,2	30,6	23,7	23	27,2	44529	1G
120	59,9	28,9	28,6	32,2	32,2	31,9	25,7	23,3	27,1	44529	2G
121	54,1	25,3	25,8	28,2	27,7	27,8	24	22,4	25,4	40742	1D
122	60,9	29,7	28,4	32,4	32,5	32,2	25,1	24	29,3	40862	1G
123	52,5	25,7	24,8	29	29,2	28,8	22,1	20,8	25,2	40862	3G
124	54,9	26	26	31,1	31	30,3	23,4	22,1	25,5	40862	4D
125	65,6	31,9	30,7	33,6	33,4	32,7	26,8	25,4	31,3	40862	2G

Annexe 34: Histogrammes et courbe de densité des métacarpes bovins du site de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, 80-100/110 apr. J.C.) pour 5 mesures de l'extrémité distale.



Annexe 35: Métacarpe 44092-20G du site de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, 80-100/110 apr. J.C.)



Annexe 36: Résultat du sexage par indice des métacarpes bovins du site de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, 80-100/110 apr. J.C.) pour chacune des mesures de l'extrémité distale et par interprétation conjointe selon le protocole A (cf. figure 24). Avec : 1 = M = Mâle; 0 = F = Femelle ; 2 = I = Indéterminé ; ** = résultat très assuré ; * = résultat moyennement assuré. Cf. annexe x pour la correspondance entre le numéro de l'individu et la référence de l'os.

Indiv.	Bd	BdIV	BdIII	Dd	DdIV	DdIII	Dax	Dabax	ecartd	nb de « 2 »	Protocole A
1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	M**
2	0	0	0	2	2	2	2	2	0	5	F*
3	0	0	0	2	2	2	2	2	0	5	F*
4	2	2	1	2	2	2	2	2	2	8	I
5	0	0	2	2	2	2	2	2	0	6	F*
6	2	2	2	2	1	2	2	1	1	6	M*
7	2	2	2	1	2	1	1	2	2	6	M*
8	2	2	2	1	1	1	1	1	2	4	M**
9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F**
10	2	2	2	2	2	2	2	2	0	8	I
11	2	2	2	1	1	1	2	1	2	5	M*
12	2	2	2	2	2	2	1	1	2	7	I
13	0	0	0	2	2	2	2	2	0	5	F*
14	0	0	2	2	2	2	2	2	0	6	F*
15	2	2	2	0	0	0	2	2	2	6	F*
16	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F**
17	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F**
18	2	2	2	2	2	2	1	1	0	6	I
19	0	0	2	2	2	2	2	2	2	7	I
20	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F**
21	0	0	0	2	2	2	2	2	0	5	F*
22	2	2	2	2	2	2	0	0	2	7	I
23	2	2	2	2	1	1	1	1	2	5	M*
24	2	2	2	2	2	2	2	2	2	9	I
25	0	0	0	0	0	0	NR	2	0	2	F**
26	0	0	0	2	2	2	2	2	0	5	F*

Indiv.	Bd	BdIV	BdIII	Dd	DdIV	DdIII	Dax	Dabax	ecartd	nb de « 2 »	Protocole A
27	0	0	2	2	2	2	2	2	0	6	F*
28	2	2	2	2	1	2	1	2	2	7	I
29	0	2	0	0	0	0	2	0	0	2	F**
30	1	1	1	0	0	0	1	1	1	0	I
31	2	2	2	2	2	2	2	2	2	9	I
32	0	0	0	0	0	0	2	2	0	2	F**
33	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F**
34	2	2	2	1	1	1	2	2	2	6	M*
35	0	0	2	0	0	0	2	2	2	4	F**
37	2	2	2	2	2	2	2	2	2	9	I
38	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F**
39	2	2	0	2	2	2	2	2	2	8	I
40	2	2	2	1	2	2	1	2	2	7	I
41	2	2	0	2	0	2	2	2	0	6	F*
42	0	2	0	0	0	0	2	2	0	3	F**
43	0	0	0	2	2	2	2	1	2	5	I
44	2	2	2	2	1	2	2	1	2	7	I
45	0	0	0	2	2	0	2	2	0	4	F**
46	0	0	0	2	2	2	2	2	0	5	F*
47	0	2	0	2	2	2	2	2	0	6	F*
48	2	2	2	2	2	2	2	1	2	8	I
49	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F**
50	2	0	0	2	2	2	2	2	0	6	F*
51	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F**
52	2	2	2	2	2	2	1	2	2	8	I
53	1	1	1	2	2	0	2	1	1	3	M*
54	2	2	2	2	1	1	1	1	2	5	M*
55	2	1	1	1	1	1	1	1	2	2	M**
56	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F**

Indiv.	Bd	BdIV	BdIII	Dd	DdIV	DdIII	Dax	Dabax	ecartd	nb de « 2 »	Protocole A
57	2	2	2	2	2	2	2	2	2	9	I
58	0	2	0	0	0	0	2	0	0	2	F**
59	0	0	2	0	0	0	0	0	0	1	F**
60	0	0	0	2	2	2	2	0	0	4	F**
61	0	0	0	2	0	2	2	2	2	5	F*
62	2	1	1	1	1	1	1	1	2	2	M**
63	0	0	2	2	2	0	2	2	0	5	F*
64	0	0	0	2	2	2	2	2	0	5	F*
65	2	2	1	1	1	1	1	1	2	3	M**
66	2	2	2	2	2	2	1	1	2	7	I
67	2	2	2	2	2	2	2	2	2	9	I
68	2	2	2	2	2	2	2	1	2	8	I
69	2	2	2	2	2	0	2	2	2	8	I
70	0	2	0	0	0	0	2	2	0	3	F**
71	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	M**
72	1	1	1	2	2	2	1	1	1	3	M**
73	0	0	0	0	0	0	0	2	0	1	F**
74	0	0	0	0	0	0	2	2	2	3	F**
75	2	1	2	2	1	2	1	1	2	5	M*
76	2	2	2	2	2	0	2	2	2	8	I
77	0	2	0	2	2	2	2	1	0	5	I
78	2	2	2	2	2	2	1	1	2	7	I
79	2	2	2	2	2	2	2	2	2	9	I
80	2	2	1	1	1	1	1	1	2	3	M**
81	0	0	0	0	0	1	0	2	0	1	F*
82	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F**
83	2	2	2	2	2	2	1	1	2	7	I
84	2	2	2	2	2	2	1	2	2	8	I
85	2	2	2	2	2	2	1	1	2	7	I

Indiv.	Bd	BdIV	BdIII	Dd	DdIV	DdIII	Dax	Dabax	ecartd	nb de « 2 »	Protocole A
86	0	0	0	2	2	0	0	0	0	2	F **
87	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F **
88	0	0	0	0	0	0	2	2	0	2	F **
89	0	0	0	0	2	0	0	0	0	1	F **
90	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F **
91	2	2	2	2	2	2	2	2	2	9	I
92	0	0	2	0	0	0	2	2	0	3	F **
93	2	2	2	2	2	2	1	2	2	8	I
94	2	2	0	2	2	2	2	1	0	6	I
95	2	2	2	1	1	2	1	1	2	5	M *
96	0	0	0	2	2	0	2	2	2	5	F *
97	0	0	0	0	2	0	0	0	0	1	F **
98	2	2	2	2	2	0	2	1	2	7	I
99	2	2	2	1	1	1	1	1	2	4	M **
100	2	2	2	2	1	2	1	1	2	6	M *
101	0	0	0	0	2	0	0	0	0	1	F **
102	0	0	0	2	2	2	2	2	0	5	F *
103	2	2	2	2	2	2	2	1	2	8	I
104	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F **
105	0	0	0	0	2	0	2	2	0	3	F **
106	0	0	0	2	2	0	2	2	2	5	F *
107	0	0	0	2	0	0	0	2	0	2	F **
108	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F **
109	0	0	0	0	2	0	0	0	0	1	F **
110	2	2	2	2	2	2	1	1	2	7	I
111	0	0	0	0	0	0	2	0	0	1	F **
112	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	M **
113	2	2	2	2	2	2	2	2	2	9	I
114	2	0	2	2	2	2	2	2	0	7	I

Indiv.	Bd	BdIV	BdIII	Dd	DdIV	DdIII	Dax	Dabax	ecartd	nb de « 2 »	Protocole A
115	0	2	0	2	2	0	2	2	0	5	F*
116	2	2	2	2	2	2	2	2	0	8	I
117	1	1	1	2	2	2	2	2	2	6	M*
119	0	2	0	2	2	0	0	2	0	4	F**
120	2	2	2	2	2	2	2	2	0	8	I
121	0	0	0	0	0	0	2	2	0	2	F**
122	2	2	2	2	2	2	2	2	2	9	I
123	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	F**
124	0	0	0	2	2	0	0	0	0	2	F**
125	1	1	1	2	1	2	1	1	1	2	M**

Annexe 37: Grande longueur (GL), largeur minimale de diaphyse (SD) et indice de gracilité SD/GL des métacarpes entiers du site de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, 80 à 100/110 apr. J.C.).

Individu n°	Référence	SD	GL	SD/GL	Sexage par inférence			Sexage à partir de l'extrémité distale
					SD	SD/GL	Interprétation	
					Bornes : [29,45 ; 32,55]	Bornes : [0,155 ; 0,171]		
52	44092 - entier D	34,1	207	0,165	M	F	I	I
53	44092 - entier G	36,4	207,5	0,175	M	M	M	M*
69	44350 - 1G	30,6	208,7	0,147	I	F	F	I
70	44350 - 2D	29,4	202,5	0,145	F	F	F	F**
115	44005 - 16'G	29,3	199,5	0,147	F	F	F	F*
117	40861 - 5D	32,8	190,5	0,172	M	M	M	M*
Vm (%)		23,39	9,55	19,64				

Annexe 38 : Grande longueur et largeur minimale de la diaphyse des métacarpes du site de Aries, Augéry-de-Corrèges (Bouches du Rhône, 800-1000 apr. J.C.) servant de référence pour le sexage inférentiel des métacarpes entiers du site de Rezé. D'après Forest & Rodet-Belarbi 2000.

Individu	SD	GL	SD/GL
148d	32	194	0,165
297g	29	183	0,158
R80	31	193	0,161
R502	26	190	0,137
R11	28	175	0,160
R12	36	191	0,188
R13	33	189	0,175
R14	29	188	0,154
R19	27	188	0,143
1102A	31	191	0,162
1102B	34	179	0,190
1481	32	181	0,177
1496	27	187	0,144
1175R	30	184	0,163
1432	28	192	0,146
Vm (%)	38,5	10,9	38,8
Indice i	31	/	0,163

Louvaine Ferrand

ETUDE OSTEOMETRIQUE DE L'EXTREMITE DISTALE DU METACARPE BOVIN : MISE AU POINT D'UNE METHODE DE SEXAGE STATISTIQUE ET APPLICATION AUX VESTIGES BOVINS DU SITE ANTIQUE DE REZE/RATIATUM (LOIRE-ATLANTIQUE, 80-100/110 APR. J.C.).

(Osteometric Study of Bovine Metacarpal Distal End : Development of a Statistical Sexing Protocol and Application to Bovine Remains from Ancient site of Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, France, 80-100/110 AD))

Thèse d'État de Doctorat Vétérinaire : Nantes, le 05 Septembre 2023

RESUME :

Les métacarpes de 55 bovins de l'île Amsterdam, 17 bovins charolais, 11 bovins de la race Taureau de combat Espagnol et 10 bovins issus du site d'Andone (Charente-Maritime, X-XIe siècles) ont été étudiés dans le but de mettre au point une méthode de sexage statistique basée sur l'extrémité distale du métacarpe applicable aux populations archéologiques. 12 mesures de l'extrémité distale du métacarpe dont 3 mesures des surfaces articulaires et 9 mesures linéaires ont été réalisées sur chaque os. L'analyse portait également sur la forme de l'extrémité de l'os, via les rapports de ces 12 mesures entre elles. Une analyse uni-, bi- et multivariée a été conduite au sein des 4 populations.

Les 12 paramètres étudiés portent un dimorphisme sexuel dans l'échantillon Amsterdam. Toutefois, les mesures de surface articulaire, se montrent moins efficaces pour séparer les mâles des femelles. Il est possible de sexer une population bovine – ancienne comme actuelle – à partir de neuf mesures linéaires de l'extrémité distale du métacarpe, à l'aide de la méthode dite « des indices » qui repose sur la variabilité de la population. Par ailleurs, la forme de l'extrémité distale du métacarpe semble changer fortement avec le morphotype et n'apparaît pas adaptée au sexage.

L'application du protocole ainsi mis au point aux vestiges bovins du site de Rezé/*Ratiatum* (Loire-Atlantique, 80-100/110 apr. J.C.) permet d'estimer la présence de 22 mâles et 61 femelles parmi les 123 extrémités distales de métacarpes du corpus.

MOTS CLES :

- Ostéométrie
- Métacarpe
- Bovin
- Sexage
- Archéozoologie

DATE DE SOUTENANCE : Le 05 Septembre 2023, à Nantes