Ecole Doctorale Biologie-Santé - ED 446
Unité de Taphonomie Médico-Légale - EA 7367

Benoit BERTRAND

CÉMENTOCHRONOLOGIE

PRÉCISION ET EXACTITUDE DE L'ESTIMATION DE L'ÂGE AU DÉCÈS

INFLUENCE DE LA TAPHONOMIE

Thèse pour obtenir le titre de Docteur en Sciences de l'Université de Lille
Mention - **Anthropologie Biologique**

Dirigée par le Professeur **Valéry HEDOUIN**

Thèse soutenue le 18 décembre 2017

MEMBRES DU JURY

Pr. **Eugénia CUNHA**, Université de Coimbra, Portugal
Pr. **Dominique GRIMAUD-HERVE**, Muséum National d'Histoire Naturelle, France
Dr. **Caroline POLET**, Institut Royal des Sciences Naturelles, Belgique
Dr. **Daniel ANTOINE**, British Museum, Grande-Bretagne
Dr. **William RENDU**, Université de Bordeaux-PACEA, France

La force des vrais détours n'est pas d'éloigner mais
d'atteindre au but avec plus d'exactitude.

Benjamin Pelletier, *La mère des batailles*

A mon père[†]*,*
A ma mère,

Remerciements

En premier lieu, je tiens à remercier le directeur de cette thèse, Monsieur le Professeur Valéry Hédouin, pour la confiance qu'il m'a accordée en acceptant d'encadrer ce travail doctoral et pour m'avoir encouragé et conseillé tout en me laissant une grande liberté. Je lui suis également sincèrement reconnaissant de m'avoir accueilli au sein de l'Unité de Taphonomie Médico-Légale et de m'avoir soutenu.

Mes remerciements vont également à Monsieur le Doyen de la Faculté de Médecine de Lille, le Professeur Didier Gosset, qui a soutenu mes travaux au sein de l'Institut de Médecine Légale de Lille et sans qui cette thèse ne serait pas ce qu'elle est.

Je souhaite exprimer ma gratitude à Madame le Professeur Eugenia Cunha, de l'Université de Coimbra, pour la bienveillance qu'elle a manifestée à mon égard, pour ses conseils et pour l'hospitalité dont elle a fait preuve lors des séjours que j'ai effectués dans son département. Je tiens à lui exprimer ma sincère reconnaissance pour l'honneur qu'elle me fait de siéger dans mon jury de soutenance et pour avoir accepté d'être rapporteur de ce travail.

Je remercie chaleureusement Madame le Professeur Dominique Grimaud-Hervé du Muséum National d'Histoire Naturelle, pour avoir accepté d'être rapporteur de ce travail. J'ai eu le privilège et le plaisir d'être son étudiant à l'Institut de Paléontologie Humaine et la remercie de me faire l'honneur aujourd'hui de siéger dans mon jury et d'accompagner notre collaboration au-delà des périodes préhistoriques.

J'adresse mes remerciements les plus sincères au Docteur Caroline Polet de l'Institut Royal des Sciences Naturelles de Belgique, au Docteur Daniel Antoine du British Museum et au Docteur William Rendu de l'Université de Bordeaux-PACEA, qui me font l'honneur de participer au jury de soutenance. Je remercie également Monsieur Patrick Semal, Directeur du Service scientifique Patrimoine et conservateur des collections d'anthropologie de l'Institut Royal des Sciences Naturelles de Belgique, pour m'avoir accueilli au sein de l'Institut et pour m'avoir autorisé l'accès aux collections de Châtelet et de Schoten. Je suis vivement reconnaissant à Madame Maria Teresa Ferreira du laboratoire d'anthropologie médico-légale de l'Université de Coimbra pour son accueil amical et pour m'avoir facilité l'accès aux collections de Santarém. Je remercie Monsieur Michaël Landolt du Service Régional de l'Archéologie de Lorraine et Madame Amélie Pélissier du service Archéologie-Alsace, qui m'ont permis d'étudier la collection de Carspach. Mes remerciements vont également à Monsieur Pierre Demolon de la Direction de l'Archéologie de la Commu-

nauté d'Agglomération du Douaisis et à Monsieur Philippe Hannois du Service Régional de l'Archéologie des Hauts de France, qui m'ont facilité l'accès aux collections de la Collégiale Saint-Amé de Douai, ainsi qu'à Monsieur Mathieu Gaultier du Service de l'Archéologie du Département d'Indre-et-Loire qui m'a autorisé l'étude des collections du Prieuré Saint-Cosme de La Riche. J'adresse mes remerciements à Monsieur le Professeur Christian Fontaine de l'Université de Lille pour m'avoir autorisé l'accès aux échantillons issus du laboratoire d'anatomie.

Je tiens à remercier les concepteurs du module développé sous Visilog® que j'ai utilisé intensément durant cette thèse, et particulièrement Monsieur José Ramos Magalhaes et Madame Delphine Duclap de la société FEI Visualization Sciences Group, qui se sont montrés disponibles bien au-delà de la période couverte par notre contrat.

Je remercie Monsieur Christian Poiret, Président de la Communauté d'Agglomération du Douaisis et Madame Catherine Blot, Directrice Générale des Services, qui m'ont accompagné à mon départ de la Direction de l'Archéologie de Douai et ont permis que mes recherches ne soient pas affectées par un contexte très délicat.

Je remercie ceux sans qui ce travail de recherche ne serait pas ce qu'il est, tant par les discussions que j'ai eu la chance d'avoir avec eux, que par leurs suggestions et leurs contributions. Je pense en particulier à Thomas Colard du laboratoire de Physiopathologie des Maladies Osseuses Inflammatoires et à Michel Dubois du Laboratoire de Génie Civil et géo-Environnement. Pour leurs encouragements ou leur aide matérielle et morale qui m'ont permis de réaliser cette thèse dans de bonnes conditions, je remercie les membres et ex-membres de la Direction de l'Archéologie de Douai et particulièrement Sylviane Coisnon, Caroline Gutierrez et bien sûr Sophie Vatteoni pour le temps qu'elle a consacré à la relecture du manuscrit. Je remercie également Amélie Vialet du Muséum National d'Histoire Naturelle dont les conseils me sont toujours précieux.

Je tiens à mentionner le plaisir que j'ai à travailler au sein de l'Unité de Taphonomie Médico-Légale, et j'en remercie ici tous les membres : Anne Bécart, Cindy Aubernon, Régis Bry, Damien Charabidzé, Yann Delannoy, Xavier Demondion, Quentin Fouchet, Larissa Komo, Erwan Le Garff, Pierre Marchandise, Élodie Marchand, Vadim Mesli, Quentin Scanvion.

J'ai une pensée pour mes enfants, Jeanne et Pierre, qui ont eu à endurer mon humeur parfois difficile quand, à la réalisation de cette thèse, s'accumulaient parfois de façon exagérée les difficultés du quotidien et les DM de mathématiques.

Enfin, ces remerciements ne seraient pas complets sans un merci tout à fait singulier à Carina Marques sans qui cette thèse ne serait restée qu'à l'état de réflexion.

Lille, le 18 décembre 2017

Résumé

L'estimation de l'âge au décès d'individus découverts en contexte médico-légal ou archéologique est un sujet fondamental. La cémentochronologie fondée sur le dépôt annuel de cément acellulaire est une technique parmi les plus performantes dont l'exactitude est appréciée dans de nombreuses publications. Cependant, le manque de standardisation ralentit l'adoption de cette méthode et freine l'étude de la précision qui demeure méconnue tout comme l'impact des conditions taphonomiques sur sa fiabilité. Le premier objectif de ce travail est de mesurer la concordance des estimations effectuées, donc la précision, puis d'évaluer l'exactitude, donc la qualité de l'accord entre l'âge estimé et l'âge chronologique, en appliquant un protocole standardisé et certifié ISO-9001 pour s'affranchir des biais inhérents à la préparation. Le second objectif est d'apprécier l'impact des affections taphonomiques trop souvent négligées. La collecte des données à partir de préparations histologiques dentaires représente une opération coûteuse en temps et constitue un obstacle majeur pour conduire des études cémento-chronologiques. Nous nous fixons comme autre objectif d'expérimenter un logiciel de comptage semi-automatique, fruit d'une collaboration entre anthropologues (UTML) et développeurs (FEI Visualization Sciences Group). Pour atteindre ces buts, l'étude porte sur 2000 lames histologiques réalisées à partir de 400 canines. 200 canines sont issues de collections de référence dont l'âge, le sexe, l'intervalle *post mortem* et la durée d'inhumation des sujets sont connus. Afin d'apprécier l'influence de la taphonomie sur la lisibilité et la précision et d'étudier l'applicabilité de la méthode à du matériel ancien, 200 canines extraites de sujets archéologiques datés entre les XIIe et XVIIIe siècles sont intégrées à l'étude. Précision et exactitude sont approchées pour chaque classe d'âge et en tenant compte des intervalles *post mortem* et des affections taphonomiques, mettant ainsi en évidence une fiabilité qui est fonction de l'âge du sujet, mais aussi de l'état de conservation des tissus. Ce travail vise, sur un échantillon standardisé conséquent, à amener une discussion sur les performances de la cémentochronologie à l'échelle individuelle et populationnelle, à apporter des recommandations et proposer un modèle de prédiction pour minimiser les différences entre âge estimé et âge chronologique.

Mots-clés

Âge au décès – Cémentochronologie – Taphonomie – Cément acellulaire – Précision – Exactitude – Automatisation

Abstract

Age at death estimation is a fundamental component of creating a biological profile in forensic and bioarchaeological contexts. Cementochronology based on annual deposition of acellular cementum is one of the most effective ageing techniques, and its accuracy, *i.e.* the agreement between estimated age and chronological age, is acknowledged in many publications. However, the lack of standardization slows down the adoption of this method and hinders the evaluation of its precision that remains unknown as well as the impact of taphonomical processes. The first objective of this thesis is to measure the agreement between cementum estimates, *i.e.* the precision, and then to assess the accuracy through the evaluation of the quality of the accordance between chronological age and estimates based on a standardized and ISO-9001 certified protocol to overcome bias due to sample preparation. The second objective is to gauge the impact of taphonomical effects too often neglected. Counting cementum increments on histological preparations is time-consuming and represents a major difficulty to perform cementochronological studies. Another goal is to experiment a semi-automatic program resulting from a collaboration between anthropologists (UTML) and software developers (FEI Visualization Sciences Group). To achieve these goals, our study is based on 2000 histological sections from 400 canines. 200 canines are derived from reference collections with documented age, sex, *post mortem* interval and burial duration. In order to grasp the influence of taphonomy on slices readability and on precision and to investigate the applicability of this method on ancient material, 200 canines extracted from archaeological assemblages dated between the XIIth century and XVIIIth century are included in the study. Accuracy and precision are assessed for each age group in considering *post mortem* intervals and taphonomical conditions and show a reliability influenced by age but also by tissue preservation. This work aims, on a large standardized sample, to discuss cementochronology's performance for individual and population approaches, to provide recommendations and to propose a prediction model to reduce differences between estimated age and chronological age.

Keywords

Age at death – Cementochronology – Taphonomy – Acellular cementum – Precision – Accuracy – Automatization

Table des matières

REMERCIEMENTS ..... **VII**

RESUME ..... **XI**

MOTS-CLES ..... **XI**

ABSTRACT ..... **XIII**

KEYWORDS ..... **XIII**

TABLE DES MATIERES ..... **XV**

LISTE DES FIGURES ..... **XIX**

LISTE DES TABLEAUX ..... **XXVII**

ACRONYMES ..... **XXXI**

GLOSSAIRE ..... **XXXIII**

1. INTRODUCTION **37**

1.1 L'âge chronologique du décès, l'objectif inatteignable **39**

1.2 Estimation de l'âge, entre tradition et innovation **40**

1.3 De la sclérochronologie à la cémentochronologie **42**

1.4 Rythmes biologiques et structures alternées **45**

1.5 Caractéristiques et fonctions du cément **47**

1.5.1 Classification du cément 48

1.5.2 Structure du cément 48

Cément Acellulaire à Fibres Extrinsèques *48*

Cément Cellulaire Mixte Stratifié *49*

1.5.3 Fonctions du cément 50

1.5.4 Formation du Cément 50

1.6 Etat de l'art **52**

1.6.1 Cémentochronologie, profusion de méthodes et d'opinions 52

1.6.2 Altération des tissus et dégradation des performances 61

Taphonomie, diagenèse et biostratinomie *61*

Histotaphonomie du cément *62*

1.7 Problématiques de la recherche **64**

2. MATERIEL & METHODES **67**

2.1 Matériel **71**

2.1.1 Collections de référence d'âge connu 72

Laboratoire d'anatomie, Lille, XXe-XXIe siècles *72*

Santarém, Portugal, XXe-XXIe siècles *73*

Schoten, Belgique, XIXe-XXe siècles ... 74
Châtelet, Belgique XIXe-XXe siècles ... 74
Carspach, France, 1914-1918 ... 75
2.1.2 Collections archéologiques d'âge inconnu ... 78
Saint Amé, France, XVIe - XVIIIe siècles ... 78
Saint Cosme, France, XIIe - XVe siècles ... 78
2.2 Méthodes ... 79
2.2.1 Révéler et dénombrer les incréments de cément ... 79
Certification du protocole ... 79
Préparation des lames histologiques ... 80
Sélection des dents ... 80
Inclusion ... 82
Découpe et montage ... 84
Observation en microscopie optique et acquisition ... 86
Optimisation des observations et acquisition ... 86
Dénombrements ... 89
Indice de lisibilité ... 90
2.2.2 Systèmes d'analyse d'image et automatisation ... 92
Présentation de l'environnement Visilog® ... 93
Comptages semi-automatisés ... 95
2.2.3 Identification des affections taphonomiques ... 96
Oxford Histological Index modifié (OHIm) ... 96
General Histological Index modifié (GHIm) ... 98
Infiltrations ... 98
Typologie de la bioérosion ... 99
Fracturation ... 100
Analyse de la biréfringence ... 101
2.2.4 Microscopie Electronique à Balayage et micro-analyse ... 106
Équipements et analyses ... 106
Préparation des échantillons ... 106
2.2.5 Analyses statistiques ... 107
3. RESULTATS ... 111
3.1 Précision des comptes d'*annuli* ... 114
3.1.1 Imprécision absolue des comptes ... 115
Les écarts-types ... 115
3.1.2 Imprécision relative des comptes ... 116
Le coefficient de variation ... 116
Le pourcentage moyen d'erreur ... 117
Le coefficient de variation (Chang, 1982) ... 118
3.1.3 Paramètres influençant la précision ... 119
3.1.4 Influence de l'âge chronologique sur la précision ... 122
Imprécision absolue ... 122
Imprécision relative des comptes ... 127

3.1.5 Influence du sexe sur la précision 137
3.1.6 Précision selon les collections 139
Laboratoire d'anatomie *139*
Santarém, Portugal *139*
Schoten, Belgique *139*
Carspach, France *140*
Châtelet, Belgique *140*
3.2 Exactitude des estimations individuelles 142
3.2.1 Incertitude absolue 143
3.2.2 Incertitude relative 144
3.2.3 Paramètres influençant l'incertitude 145
3.2.4 Influence de l'âge chronologique sur l'incertitude 147
Incertitude absolue *147*
Incertitude relative *152*
3.2.5 Influence du sexe sur l'incertitude 155
3.2.6 Contribution par collection 156
Laboratoire d'anatomie *156*
Santarém, Portugal *156*
Schoten, Belgique *157*
Carspach, France *157*
Châtelet, Belgique *157*
3.3 Relation entre l'imprécision et l'incertitude 159
3.4 Reproductibilité des comptes de l'opérateur 160
3.5 Lisibilité et préservation du cément acellulaire 162
3.5.1 Lisibilité des alternances cémentaires 162
Âge et lisibilité des dépôts cémentaires *164*
Différence de lisibilité par collections *164*
Influence de la lisibilité sur la précision *165*
Influence de la lisibilité sur l'exactitude *166*
3.5.2 Modifications taphonomiques des tissus 167
Oxford Histological Index et Général Histological Index *167*
Infiltration *172*
Fracturation *175*
Analyse de la biréfringence *178*
Influence de la taphonomie sur la précision et l'exactitude *180*
3.6 Estimation de l'âge au décès – comptages automatisés 184
3.6.1 Précision et exactitude des estimations 184
L'imprécision absolue - Les écarts-types *185*
L'imprécision relative - Les coefficients de variation *185*
L'incertitude absolue *185*
L'incertitude relative *186*
3.6.2 Influence de l'âge chronologique 187
3.6.3 Reproductibilité des comptes semi-automatisés 188

3.6.4 Validation du système semi-automatisé 190
3.7 Modélisation de l'estimation de l'âge au décès 192
3.7.1 Modèles de régression linéaire 192
3.7.2 Tables de prédiction de l'âge au décès 198
3.8 Application à des individus archéologiques 199
3.8.1 Préservation du cément 199
Oxford Histological Index et Général Histological Index 199
3.8.2 Approche individuelle - Prieuré Saint Cosme de La Riche 205
3.8.3 Approche populationnelle - Collégiale Saint-Amé de Douai 207
4. DISCUSSION 211
4.1 Vers un protocole standardisé 214
4.2 Lisibilité des dépôts cémentaires, artéfact ou variabilité de la sénescence ? 217
4.3 Cémentochronologie : trop précis pour être vrai ? …ou trop précis pour être exact ? 220
4.3.1 Précision de la cémentochronologie 221
4.3.2 Exactitude de la cémentochronologie 223
4.3.3 Précision *vs* exactitude 227
4.3.4 Égalité hommes/femmes face à l'incertitude et l'imprécision ? .. 228
4.4 Préservation des dépôts cémentaires 231
Influence de la taphonomie sur la fiabilité de la cémentochronologie 236
4.5 Âges individuels et populationnels 237
4.6 Comptages semi-automatisés, application nécessaire ou complication inutile ? 244
Cémentochronologie et identification 247
4.7 Cémentochronologie : meilleure méthode, moins mauvaise méthode, ou une méthode parmi d'autres ? 250
5. CONCLUSIONS ET PERSPECTIVES 255
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES 265
ANNEXES 289
MATÉRIEL UTILISÉ POUR LA CÉMENTOCHRONOLOGIE 291
FICHE DE PRÉLÈVEMENT 293
RECUEIL DE CONSENTEMENT ECLAIRÉ 295
PARAMÉTRAGES MEBE-EDS 297
MATRICES DE FRÉQUENCES 299
TABLE DE PRÉDICTION 301
CONTRIBUTIONS EN LIEN AVEC LE SUJET DE THÈSE 307

Liste des figures

Figure 1 : Âge au décès = âge de l'éruption de la dent + Σ anneaux cémentaires. 44

Figure 2 : Coupe longitudinale d'une canine et périodicité de la formation des trois tissus dentaires minéralisés. 46

Figure 3 : Localisation et caractéristiques histologiques des différents types de céments. 49

Figure 4 : Principaux jalons marquant l'étude de la cémentochronologie. 60

Figure 5 : Frise chronologique des collections intégrées à l'étude. 72

Figure 6 : Distribution de l'âge chronologique par sexe des collections identifiées intégrées à l'étude. 76

Figure 7 : Répartition des effectifs par classes d'âge quinquennales et par provenance de la collection de référence [*n=200*]. 77

Figure 8 : Répartition des effectifs par classes d'âge quinquennales et par sexe de la collection de référence [*n=200*]. 77

Figure 9 : Logigramme présentant le protocole de préparation histologique des études cémentochronologiques. 81

Figure 10 : Illustration de certaines étapes du protocole de préparation. 83

Figure 11 : Réglage de l'éclairage de Köhler du microscope par décentrage du diaphragme d'ouverture pour des observations cémentochronologiques. 86

Figure 12 : Logigramme présentant le réglage du microscope optique et le protocole d'observation 89

Figure 13 : Indice de lisibilité des alternances de cément acellulaire. 91

Figure 14 : Profil d'intensité obtenu à partir d'une micrographie importée dans Visilog®. 94

Figure 15 : Micrographie importée dans Visilog® pour un dénombrement automatisé des alternances cémentaires. 95

Figure 16 : Etendue de la perte de la microstructure des tissus cémentaires évaluée par le *OHIm* et le *GHIm*. 97

Figure 17 : Infiltration par des oxydes métalliques de la bande cémentaire. 99

Figure 18 : Types de fracturations affectant le cément acellulaire. 100

Figure 19 : Distinction de l'hydroxyapatite et du collagène sur la base de leurs propriétés optiques. 104

Figure 20 : Teintes de biréfringence de la bande cémentaire à - 45° et + 45° avec insertion d'une lame à retard de phase de type lame quart d'onde - λ/4. 105

Figure 21 : Coupe transversale de cément cellulaire en LP & LPNA. 105

Figure 22 : Représentation schématique des données acquises et des liens testés par les méthodes statistiques. 108

Figure 23 : Distribution des écarts-typesσdes comptes d'annuli. 116

Figure 24 : Distribution des coefficients de variation *CV* des comptes d'annuli. 117

Figure 25 : Distribution des pourcentages moyens d'erreur *APE* des comptes d'annuli. 118

Figure 26 : Distribution des coefficients de variation *CV*2 des comptes d'annuli. 119

Figure 27 : Relation entre l'âge chronologique des individus [n=200] et les écarts-types σ des décomptes d'annuli [n=975]. 122

Figure 28 : Graphique en barres d'erreur des écarts-types σ des comptes d'annuli selon les classes d'âge décennales. 124

Figure 29 : Graphique en barres d'erreur des écarts-types σ des comptes d'annuli selon les classes d'âge quinquennales. 126

Figure 30 : Relation entre l'âge chronologique des individus [n=200] et les coefficients de variation *CV* des décomptes d'annuli [n=975]. 127

Figure 31 : Graphique en barres d'erreur des coefficients de variation *CV* des comptes d'annuli selon les classes d'âge décennales. 128

Figure 32 : Graphique en barres d'erreur des coefficients de variation *CV* des comptes d'annuli selon les classes d'âge quinquennales. 129

Figure 33 : Relation entre l'âge chronologique des individus [n=200] et les pourcentages moyens d'erreur *APE* des décomptes d'annuli [n=975]. 130

Figure 34 : Graphique en barres d'erreur des pourcentages moyens d'erreur *APE* des comptes d'annuli selon les classes d'âge décennales. 131

Figure 35 : Graphique en barres d'erreur des pourcentages moyens d'erreur *APE* des comptes d'annuli selon les classes d'âge quinquennales. 132

Figure 36 : Relation entre l'âge chronologique des individus [n=200] et les coefficients de variation *CV2* des décomptes d'annuli [n=975]. 133

Figure 37 : Graphique en barres d'erreur des coefficients de variation *CV2* des comptes d'annuli selon les classes d'âge décennales. 135

Figure 38 : Graphique en barres d'erreur des coefficients de variation *CV2* des comptes d'annuli selon les classes d'âge quinquennales. 136

Figure 39 : Différences significatives d'imprécision absolue σ et relative *CV2* selon le sexe. 137

Figure 40 : Imprécision σ absolue en fonction des collections composant le référentiel. 141

Figure 41 : Imprécision relative *CV2* en fonction des collections composant le référentiel. 141

Figure 42 : Distribution des incertitudes absolues Δâge des estimations de l'âge au décès. 144

Figure 43 : Distribution des incertitudes relatives Δ%âge des estimations de l'âge au décès. 145

Figure 44 : Relation entre l'âge chronologique des individus [n=200] et l'inexactitude absolue Δâge des estimations. 148

Figure 45 : Graphique en barres d'erreur des incertitudes absolues Δâge selon les classes d'âge décennales. 149

Figure 46 : Graphique en barres d'erreur des incertitudes absolues Δâge selon les classes d'âge quinquennales. 151

Figure 47 : Relation entre l'âge chronologique des individus [n=200] et l'incertitude relative Δ%âge des estimations. 152

Figure 48 : Graphique en barres d'erreur des incertitudes relatives Δ%âge selon les classes d'âge décennales. 153

Figure 49 : Graphique en barres d'erreur des incertitudes relatives Δ%âge selon les classes d'âge quinquennales. 155

Figure 50 : Différences des incertitudes absolue Δâge et relative Δ%âge selon le sexe. 156

Figure 51 : Incertitude absolue Δâge en fonction des collections composant le référentiel. 158

Figure 52 : Incertitude relative Δ%âge en fonction des collections composant le référentiel. 158

Figure 53 : Analyse en composantes principales des indicateurs d'imprécision et d'incertitude. 160

Figure 54 : Graphique de *Bland-Altman* pour l'estimation de la concordance entre deux séries de comptes par le même observateur [T+ 6mois ; *n=50/200*]. 161

Figure 55 : Distribution des codes de lisibilité sur l'ensemble des préparations d'âge connu [n=1000]. 163

Figure 56 : Indice de lisibilité des collections constituant le référentiel [n=200]. 165

Figure 57 : Distribution de l'Oxford Histological Index *modifié* et du General Histological Index *modifié* pour le référentiel d'âge connu. 167

Figure 58 : *Oxford Histological Index modifié* par collection. 168

Figure 59 : Analyse des correspondances multiples représentant les collections de référence d'âge connu et les modalités de l'Oxford Histological Index. 169

Figure 60 : Réseaux de tunnels affectant les tissus cémentaires. 170

Figure 61 : *General Histological Index modifié* par collection. 171

Figure 62 : Analyse des correspondances multiples représentant les collections de référence d'âge connu et les modalités du General Histological Index. 172

Figure 63 : Proportion des infiltrations/colorations par collection. 173

Figure 64 : Analyse des correspondances multiples représentant les collections de référence d'âge connu et les modalités de coloration du tissu cémentaire. 174

Figure 65 : Analyses MEB-EDS de la coloration brune-orangée de la bande cémentaire. 174

Figure 66 : Analyse des correspondances multiples représentant les collections de référence d'âge connu et les modalités de fractures du tissu cémentaire. 177

Figure 67 : Intensité de la biréfringence par collection. 178

Figure 68 : Intensité de la biréfringence après insertion de la lame à retard d'onde par collection. 179

Figure 69 : Relation entre la teinte de biréfringence après insertion d'une lame à retard d'onde et la présence de micro-organismes. 180

Figure 70 : Distribution des incertitudes absolues Δâge des estimations de l'âge en fonction de l'indice de préservation histologique *GHIm.* 183

Figure 71 : Distribution des incertitudes absolues Δâge des estimations de l'âge en fonction des infiltrations et de la coloration de la bande cémentaire. 184

Figure 72 : Distribution des indicateurs de précision et d'exactitude des comptages semi-automatisés par Visilog®. 186

Figure 73 : Relation entre l'âge chronologique des individus [*n=200*] et les indicateurs d'imprécision et d'exactitude des comptes semi-automatisés. 188

Figure 74 : Graphique de *Bland-Altman* pour l'estimation de la concordance entre deux séries de comptes par Visilog® [T+ 6mois ; n=50/200]. 189

Figure 75 : Graphique de *Bland-Altman* pour l'estimation de la concordance entre les comptes d'annuli par l'opérateur et par Visilog® [*n=200*]. 191

Figure 76 : Distribution des individus dans l'intervalle de concordance $x \pm 2\sigma$ des décomptes de l'observateur et de Visilog. 192

Figure 77 : Relation linéaire entre l'âge chronologique et le nombre d'annuli dénombrés. 193

Figure 78 : Diagramme de dispersion entre les valeurs prédites et les résidus. 194

Figure 79 : Graphique en barres d'erreur des incertitudes absolues Δâge de l'approche conventionnelle et du modèle. 197

Figure 80 : Graphique en barres d'erreur des incertitudes relatives Δ%âge de l'approche conventionnelle et du modèle. 198

Figure 81 : Distribution de l'Oxford Histological Index *modifié* et du General Histological Index *modifié* pour les collections archéologiques. 200

Figure 82 : Oxford Histological Index *modifié* du référentiel et des collections archéologiques. 201

Figure 83 : Analyse des correspondances multiples représentant l'intégralité des collections (référentiel et archéologiques) et les modalités du Oxford Histological Index. 202

Figure 84 : Variabilité de la préservation des tissus cémentaires des collections archéologiques. 203

Figure 85 : General Histological Index modifié du référentiel et des collections archéologiques. 204

Figure 86 : Analyse des correspondances multiples représentant l'intégralité des collections (référentiel et archéologiques) et les modalités du General Histological Index. 204

Figure 87 : Distribution des indicateurs de précision des comptes d'annuli effectués sur la collections *Saint-Cosme*. 205

Figure 88 : Proportion d'accord entre les estimations de l'âge au décès par cémentochronologie et par l'analyse de la surface sacro-pelvienne iliaque pour les sujets de *Saint-Cosme* [*n=100*]. 206

Figure 89 : Distribution des indicateurs de précision des comptes d'annuli effectués sur la collections *Saint-Amé*. 208

Figure 90 : Répartitions probables des décès par classes d'âge décennales et quinquennales à la collégiale *Saint-Amé* à partir des vecteurs de probabilités. 209

Figure 91 : Lisibilité différentielle de dépôts cémentaires de sujets d'âge différents. 218

Figure 92 : Relation linéaire entre les comptes d'annuli et l'âge chronologique. 221

Figure 93 : Représentation schématique des valeurs moyennes et des valeurs seuils de précision et d'exactitude en cémentochronologie. 224

Figure 94 : Représentation schématique de la coévolution de l'imprécision et de l'incertitude avec l'âge chronologique. 227

Figure 95 : Graphique en barres d'erreur des imprécisions absolues selon les classes d'âge décennales et le sexe. 228

Figure 96 : Progression de micro-organismes à l'interface du cément acellulaire. 234

Figure 97 : Micrographie en Microscopie Electronique à Balayage Environnementale du cément acellulaire montrant la relation entre bioérosion et fracturation. 235

Figure 98 : Teintes de biréfringence du *CAFE* avec et sans insertion d'une lame à retard d'onde. 236

Figure 99 : Utilisation des tables de prédiction. 239

Figure 100 : Courbes de probabilités (classes d'âge décennales et intervalles de 10 annuli). 241

Figure 101 : Répartitions des décès par classes d'âge décennales à la collégiale *Saint-Amé* à partir des âges individuels et des vecteurs de probabilités. 242

Figure 102 : Ages au décès des soldats de *Carspach* estimés d'après les comptes manuels d'annuli. 247

Figure 103 : Ages au décès des soldats de *Carspach* estimés d'après les comptes semi-automatisés d'annuli. 248

Figure 104 : Panneau de bois où figurent les noms, grades, dates et lieux de naissances des 21 soldats portés disparus à *Carspach* le 18 mars 1918. 249

Figure 105 : La cémentochronologie et les principales méthodes osseuses et dentaires d'estimation de l'âge au décès. 251

Liste des tableaux

Tableau 1 : Effectifs des dents prélevées par types dentaires et par collections d'origine [*n=400*]. 71

Tableau 2 : Statistiques descriptives de l'âge chronologique des individus en fonction des collections d'origine. 75

Tableau 3 : Nombre de comptes d'annuli effectués pour chaque dent. 114

Tableau 4 : Modèles de régressions multiples des paramètres influant les écarts-types σ. 120

Tableau 5 : Modèles de régressions multiples des paramètres influant le coefficient de variation *CV*. 120

Tableau 6 : Modèles de régressions multiples des paramètres influant le pourcentage moyen d'erreur *APE*. 121

Tableau 7 : Modèles de régressions multiples des paramètres influant le coefficient de variation *CV2*. 121

Tableau 8 : Statistiques descriptives des écarts-types σ des comptes d'annuli selon les classes d'âge décennales. 123

Tableau 9 : Statistiques descriptives des écarts-types σ des comptes d'annuli selon les classes d'âge quinquennales. 125

Tableau 10 : Statistiques descriptives des coefficients de variation *CV* des comptes d'annuli selon les classes d'âge décennales. 128

Tableau 11 : Statistiques descriptives des coefficients de variation *CV* des comptes d'annuli selon les classes d'âge quinquennales. 129

Tableau 12 : Statistiques descriptives des pourcentages moyens d'erreur *APE* des comptes d'annuli selon les classes d'âge décennales. 131

Tableau 13 : Statistiques descriptives des pourcentages moyens d'erreur *APE* des comptes d'annuli selon les classes d'âge quinquennales. 132

Tableau 14 : Statistiques descriptives des coefficients de variation *CV2* des comptes d'annuli selon les classes d'âge décennales. 134

Tableau 15 : Statistiques descriptives des coefficients de variation *CV2* des comptes d'annuli selon les classes d'âge quinquennales. 136

Tableau 16 : Distribution des individus par sexe et par classes d'âge décennales. 138

Tableau 17 : Distribution des individus par collections et par classes d'âge décennales. 142

Tableau 18 : Modèles de régressions multiples des paramètres influant les différences entre l'âge estimé et l'âge chronologique Δâge. 146

Tableau 19 : Modèles de régressions multiples des paramètres influant les différences entre l'âge estimé et l'âge chronologique Δ%âge. 147

Tableau 20 : Statistiques descriptives des incertitudes absolues Δâge des estimation de l'âge au décès selon les classes d'âge décennales. 149

Tableau 21 : Statistiques descriptives des incertitudes absolues Δâge selon les classes d'âge quinquennales. 150

Tableau 22 : Statistiques descriptives des incertitudes relatives Δ%âge des estimation de l'âge au décès selon les classes d'âge décennales. 153

Tableau 23 : Statistiques descriptives des incertitudes relatives Δ%âge selon les classes d'âge quinquennales. 154

Tableau 24 : Corrélations entre l'imprécision et l'incertitude des estimations. 159

Tableau 25 : Coefficient de corrélation intra-classe entre deux séries de comptes par le même observateur [T+ 6mois ; *n=50/200*]. 161

Tableau 26 : Modèle de régression multiple des paramètres influant la lisibilité des dépôts. 163

Tableau 27 : Distribution des codes de lisibilité par collections d'âge connu. 164

Tableau 28 : Corrélation de *Pearson* entre la lisibilité et les indicateurs de précision relative et absolue. 165

Tableau 29 : Corrélation de *Pearson* entre la lisibilité et les indicateurs d'exactitude absolue et relative. 166

Tableau 30 : Distribution des fractures de type-A par collections. 175

Tableau 31 : Distribution des fractures de type-B par collections. 175

Tableau 32 : Distribution des fractures de type-C par collections. 176

Tableau 33 : Distribution des fractures de type-D par collections. 176

Tableau 34 : Distribution des fractures de type-F par collections. 177

Tableau 35 : Distribution des teintes de biréfringence après insertion de la lame à retard d'onde. 179

Tableau 36 : Coefficient de corrélation intra-classe entre deux séries de comptes par Visilog [T+ 6mois ; n=50/200]. 189

Tableau 37 : Comparaison de la précision et de l'exactitude entre l'opérateur et Visilog®. 190

Tableau 38 : Paramètres de l'équation du modèle de régression linéaire. 193

Tableau 39 : Individus dont les dénombrements d'annuli sont apparus comme valeurs aberrantes lors de la modélisation. 194

Tableau 40 : Paramètres de l'équation du modèle de régression linéaire pondéré. 195

Tableau 41 : Statistiques descriptives des incertitudes absolues Δâge des estimation de l'âge au décès par le modèle de régression selon les classes d'âge décennales. 196

Tableau 42 : Statistiques descriptives des incertitudes relatives Δ%âge des estimation de l'âge au décès par le modèle de régression selon les classes d'âge décennales. 197

Tableau 43 : Ages estimés par cémentochronologie discordants des estimations obtenues par l'analyse de la surface sacro-pelvienne iliaque. 207

Tableau 44 : Application du modèle de prédiction à neuf cas médico-légaux. 239

Acronymes

APE ..... Pourcentage moyen d'erreur

CAFE ..... Cément Acellulaire à Fibres Extrinsèques

CCFI ..... Cément Cellulaire à Fibres Intrinsèques

CCI ..... Coefficient de correlation intra-classe

CCMS ..... Cément Cellulaire Stratifié Mixte

CV ..... Coefficient de Variation

GEH ..... Gaine Epithéliale de Hertwig

GHI ..... Global Histological Index

Ha ..... Hydroxyapatite

IC ..... Intervalle de Confiance

IRSNB ..... Institut Royal des Sciences Naturelles de Belgique

ISO ..... International Organization for Standardization

LPA ..... Lumière Polarisée Analysée

LPNA ..... Lumière Polarisée Non-Analysée

MEB ..... Microscope Electronique à Balayage

MEB-EDS ..... Microscope Electronique à Balayage équipé en micro-analyse

MET ..... Microscope Electronique à Transmission

MFD ..... Destructions focales microscopiques

MO ..... Microscopie Optique

OHI ..... Oxford Histological Index

PAIR ..... Pôle d'Archéologie Interdépartemental Rhénan

PMI ..... Intervalle *Post mortem*

ROI ..... Région d'Intéret

SADIL ..... Service de l'Archéologie du Département d'Indre-et-Loire

Glossaire

Âge biologique : état du développement d'un individu fondé sur des biomarqueurs (*e.g.* stades de minéralisation et d'éruption dentaires, fusion diaphyso-épiphysaires, synostose des sutures crâniennes).

Âge chronologique : durée écoulée depuis la naissance d'un individu (jusqu'à son décès dans le cadre de ce travail).

Annulus (*pl. annuli*) : structure concentrique dans les dépôts cémentaires formant un repère interprété en termes d'âge.

Axe optique : axe d'un minéral aux propriétés particulières et le long duquel tout rayon ne subit pas de double réfraction et n'est donc pas polarisé.

Biréfringence : propriété de double réfraction de la lumière d'un matériau transparent et/ou moléculairement ordonné qui se manifeste par un retard des rayons réfractés en fonction des indices de réfraction, de l'orientation et de l'épaisseur traversée.

Canalicule : espace non minéralisé du cément qui abrite les processus cytoplasmiques des cémentocytes.

Cément acellulaire : cément dépourvu de cellules et composé de fibres de collagène issues du ligament parodontal.

Cément cellulaire : cément contenant des cémentocytes et des fibres de collagène produites et secrétées par les cémentoblastes.

Cément cellulaire mixte stratifié : cément constitué de couches alternées de cément cellulaire et acellulaire.

Cémentoblaste : cellule formant la matrice organique du cément et dérivée du sac folliculaire lors de la formation initiale du cément.

Cémentocyte : cellule localisée dans des lacunes du cément cellulaire et dérivant d'un cémentoblaste piégé dans la matrice qu'il produit.

Collagène : protéine structurale abondante dans la matrice extracellulaire et formée par une triple hélice de chaînes polypeptidiques entrelacées qui confère aux tissus conjonctifs leur résistance à la traction.

Couche granuleuse de Tomes : dépôt dentinaire sur la partie interne de la couche de Hopewell-Smith caractérisé par la présence d'espaces interglobulaires lui conférant un aspect granuleux.

Couche hyaline de Hopewell-Smith : couche périphérique hautement calcifiée et non collagénique entre la couche granuleuse de Tomes et la couche la plus interne de cément acellulaire.

Exactitude : qualité de l'accord entre la valeur mesurée et la valeur vraie (*syn. justesse*).

Facteur de croissance : protéine sécrétée dans la matrice extracellulaire qui active la croissance et la multiplication cellulaire.

Fibroblaste : cellule sécrétant les composés de la matrice extracellulaire et les protéines du tissu conjonctif.

Furcation : région où les racines d'une dent pluriradiculée divergent.

Gaine épithéliale de Hertwig : manchon bi-stratifié résultant de l'amélogenèse qui s'étire en direction apicale et joue un rôle fondamental dans la dentinogenèse radiculaire et la cémentogenèse.

Glycosaminoglycanes : macromolécules glucidiques abondantes dans la matrice extracellulaire des tissus conjonctifs modifiant la distribution, la structure et la réactivité

d'un très grand nombre de protéines.

Hétéroscédasticité : qualifie en statistique une variance inconstante des résidus de données constituant l'échantillon qui doit être détectée et corrigée par une pondération.

Hydroxyapatite : phosphate de calcium de formule $Ca_{10}(PO_4)_6(OH)_2$ entrant dans la composition des os, de l'émail, de la dentine et du cément et cristallisant dans le système hexagonal.

Intervalle de confiance : plage d'incertitude associée à l'estimation d'une statistique (moyenne, écart-type, coefficient de variation, etc.) affectée d'une marge d'erreur. Un intervalle de confiance à 95% correspond à une marge d'erreur de 5%.

Intervalle de prédiction : plage de valeurs dans laquelle une observation supplémentaire peut être attendue avec un niveau de certitude donné. Les bornes d'un intervalle de confiance à 95% ont 95 chances sur 100 de contenir la valeur prédite.

Intervalle *post mortem* : période écoulée entre le décès d'un individu et l'analyse du sujet.

ISO-9001 : norme internationale fournissant l'ensemble des exigences pour un système de management de la qualité apportant des garanties en termes de qualité organisationnelle.

Lame à retard d'onde : lame optiquement active insérée entre le polariseur et l'analyseur croisés induisant un déphasage entre les composantes de la polarisation (*syn.* lame à retard de phase).

Lame quart d'onde : lame à retard d'onde induisant un déphasage de 90° et permettant de passer d'une polarisation rectiligne à une polarisation circulaire.

Ligament parodontal : tissu conjonctif assurant la fixation de la dent à l'os alvéolaire (*syn. ligament alvéolo-dentaire, desmodonte*).

Ostéopontine : protéine osseuse non collagénique secrétée par de nombreux types cellulaires dont les fonctions pléïotropiques concernent la minéralisation, ainsi que les pathologies cancéreuses, vasculaires et neurologiques.

Otolithe : concrétion de carbonate de calcium dans le système vestibulaire de l'oreille interne des vertébrés intervenant dans l'équilibration de l'organisme. Très utilisé dans l'estimation de l'âge chez les poissons ostéichthyens (*syn. statoconie, otoconie*).

Précision : accord de valeurs mesurées et répétées sur un même échantillon et dans des conditions déterminées et constantes (reflète la reproductibilité, la concordance des mesures)

Protéoglycanes : molécules résultant de la combinaison d'une protéine et d'un glycosaminoglycane impliquées dans des interactions avec d'autres composants matriciels tels que le collagène.

Sclérochronologie : discipline qui étudie les pièces minéralisées dans le but de reconstruire l'histoire individuelle des organismes vivants et fossiles et les conditions environnementales à partir des incréments de croissance annuels, lunaires, journaliers et/ou tidaux.

Sialoprotéine osseuse : protéine non collagénique abondante dans l'os, la dentine et le cartilage minéralisé et impliquée dès l'initiation de la minéralisation des tissus conjonctifs.

Substance fondamentale : substance amorphe composée de glycosaminoglycanes, de protéoglycanes et de glycoprotéines de structure englobant les fibres et les cellules des tissus conjonctifs et remplissant les espaces libres.

Taphonomie : discipline étudiant les altérations *post mortem* physiques, chimiques et biologiques de la composition originale d'un organisme et recouvrant les concepts de biostratonomie et de diagenèse selon que ces modifications surviennent avant ou après son enfouissement dans les sédiments.

1. Introduction

L'estimation de l'âge au décès à partir de restes humains est un des sujets majeurs de la recherche en anthropologie, avec pour objectif l'établissement du profil biologique, que ce soit dans un contexte médico-légal ou archéologique. Selon ce contexte, la finalité de l'estimation peut être de concourir à l'identification de l'individu en proposant un intervalle probable de l'âge du sujet, d'examiner la répartition de défunts au sein d'un site, de documenter la structure d'une population ou de discuter un diagnostic rétrospectif. Bien que les raisons de l'examen des sujets soient différentes, il est impossible de distinguer les méthodes d'estimation de l'âge individuel à des fins médico-légales de celles destinées à des squelettes archéologiques.

Il est communément admis que l'estimation de l'âge au décès des sujets immatures est plus fiable que celle des adultes, car les critères tels que les stades de minéralisation et d'éruption dentaires, de fusion diaphyso-épiphysaires et les longueurs diaphysaires, sont directement liés à la croissance. Chez les sujets adultes, bien qu'il existe un panel de méthodes permettant d'estimer un âge même lorsque le squelette est incomplet ou que sa conservation est médiocre, c'est l'imprécision de l'estimation qui est aujourd'hui admise (Schmitt, 2002).

1.1 L'ÂGE CHRONOLOGIQUE DU DÉCÈS, L'OBJECTIF INATTEIGNABLE

La principale source d'incertitude de l'estimation de l'âge au décès résulte de la différence entre l'âge chronologique* et l'âge biologique* du sujet. L'âge chronologique est strictement défini en unité de temps écoulé depuis la naissance du sujet. L'âge biologique se réfère à l'état physiologique de l'individu qui transparaît des restes étudiés. La corrélation générale entre ces deux concepts permet en anthropologie d'estimer l'âge chronologique à partir de l'âge biologique. Dans les disciplines médicales, biologiques et biodémographiques où l'âge chronologique est une variable facilement accessible, l'âge biologique fait aussi l'objet d'estimations. Cet âge biologique se définit alors comme la correspondance du niveau morphofonctionnel d'un individu à une norme établie à partir d'une population. Il reflète les taux de croissance, de maturité et de vieillissement et la capacité d'adaptation de l'organisme (Negasheva et al., 2017) et les

* Les mots ou expressions suivis d'un astérisque sont définis dans le glossaire

recherches en biologie du vieillissement ont donc de profondes implications pour les individus, la société et l'économie (Vaupel, 2010). Cet âge biologique est sous l'influence de facteurs génétiques dont la contribution aux processus de vieillissement estimée à 25-30% (Deelen et al., 2013) s'amplifie avec l'âge (Hjelmborg et al., 2006). Ces influences et donc les différences entre âge biologique et âge chronologique sont donc variables selon les individus. Pour un anthropologue, les individus d'une même population à un âge chronologique donné peuvent ainsi présenter des âges biologiques différents. Mays (2015) estime que 60% de la variation des indicateurs osseux sont associés à des facteurs autres que l'âge (*e.g.* taux de vitamine D, facteurs hormonaux et génétiques, variables biomécaniques, etc.). À mesure que l'âge chronologique d'un individu augmente, ces facteurs s'accumulent et entraînent un accroissement de la variabilité de l'âge biologique et, par conséquent, des estimations de l'âge qui se caractérisent fatalement pour l'anthropologue par des intervalles plus conséquents. Les études de sujets actuels estiment que la différence entre l'âge chronologique et l'âge biologique peut atteindre dix ans (Klemera et Doubal, 2006) et que cet écart peut s'initier dès le plus jeune âge (Belsky et al., 2015). Ces apports de la biologie du vieillissement et l'acceptation que de telles données sont inaccessibles pour les populations passées doivent inculquer une culture de l'imprécision pour toutes les estimations de l'âge fondées sur des indicateurs biologiques. L'âge biologique ne peut donc être évalué qu'en quantifiant des variations phénotypiques qui ne sont que le reflet indirect et partiel de l'âge chronologique et se base donc sur des approches morphologiques couplées à des traitements statistiques. La variabilité de la vitesse de maturation et de sénescence d'une région anatomique à une autre et d'un individu à un autre rend peu probable l'abandon des méthodes statistiques. Par conséquent, la détermination de l'âge chronologique d'un sujet sans erreur associée est un objectif inatteignable et, comme le rappellent Cunha et ses collaborateurs (2009), de larges intervalles sont la règle et il n'y a à cela aucune échappatoire.

1.2 ESTIMATION DE L'ÂGE, ENTRE TRADITION ET INNOVATION

Alors que, sous l'influence de divers facteurs, le tissu osseux subit de nombreuses modifications, les méthodes d'estimation de l'âge chez l'adulte se concentrent traditionnellement sur quatre régions principales : la symphyse pubienne (Brooks et Suchey, 1990), la surface auriculaire de l'ilium (Lovejoy et al., 1985), l'extrémité sternale des côtes (İşcan, Loth et Wright, 1984) et les sutures exocrâniennes (Meindl et al., 1985). Ces préférences communes à l'anthropologie médico-légale (Garvin et Passalacqua, 2012) et à l'anthropologie d'une façon plus générale (Falys et Lewis, 2011) sont soutenues par un accès aisé aux indicateurs qui ne requièrent qu'une analyse visuelle. Cet avantage confère à ces techniques un ratio « accessibilité / performance » optimal. Ces préférences reposent aussi sur une longue tradition puisque les études décrivant les changements liés à l'âge caractérisant ces régions anatomiques sont

documentées dès le début des années 1920 (Todd, 1920 ; Todd et Lyon, 1924) et bon nombre de ces méthodes originales continuent d'être enseignées et donc diffusées. La reconnaissance des limites de ces approches traditionnelles conduit à des examens toujours plus approfondis des indicateurs de la sénescence comme la surface auriculaire de l'ilium (Buckberry et Chamberlain, 2002 ; Hens et Godde, 2016 ; Igarashi et al., 2005 ; Schmitt, 2005) et des indicateurs de la maturation osseuse comme la symphyse pubienne (Hartnett, 2010 ; Stoyanova, Algee-hewitt et Kim, 2017) ou la synostose des sutures crâniennes (Boyd, Villa et Lynnerup, 2015). Cependant, des applications révélant des lacunes sur l'applicabilité des méthodes classiques et révélant quelques libertés méthodologiques conduisent Falys et Lewis (2011) à énoncer que les techniques employées deviennent aussi variables que les indicateurs biologiques eux-mêmes. Si l'on admet qu'un indicateur morphologique imparfaitement corrélé à l'âge chronologique implique une erreur lors de sa transcription en une variable chronologique, on conçoit que les estimations aient de plus en plus recours à des procédures statistiques complexes (Boldsen et al., 2002 ; Hens et Godde, 2016). Une technique d'estimation de l'âge, en plus d'être fiable, testée et cernée, doit demeurer accessible. La multiplication des ajustements et des correctifs méthodologiques couplés aux traitements statistiques sert ces méthodes traditionnelles autant qu'elle sert les autres approches en bouleversant ce ratio « accessibilité /performance ». Si à cela l'on ajoute le caractère jugé subjectif des examens morphologiques et de leur cotation, on comprend aisément que les recherches se lancent dans une course aux indicateurs mieux corrélés à l'âge chronologique. Cet objectif détourne les études des indicateurs osseux traditionnels et oriente les recherches vers les indicateurs dentaires (Lamendin et al., 1992) mais aussi vers les techniques biochimiques (Greis et al., 2017 ; Zapico et Ubelaker, 2013), physiques (Navega et al., 2017 ; Nishida et al., 2015) et histologiques (Frost, 1987 ; Mnich, Skrzat et Szostek, 2017 ; Stott, Sis et Levy, 1982 ; Stout et Paine, 1992). À travers la corrélation, c'est la recherche de la linéarité de l'évolution de l'indicateur biologique ou biochimique et de l'âge chronologique qui s'exprime. Bien que cette relation linéaire ait été mise en évidence pour de nombreux indicateurs, chacun souffre de limitations.

Les approches novatrices basées sur la réduction de la densité minérale osseuse estimée à 3-4% par décennie après 40 ans pour l'os cortical et à 7-12% après 30/35 ans (Nishida et al., 2015) permettent par densitométrie de construire des intervalles de prédiction* fiables (Navega et al., 2017). Néanmoins, l'accès à un densitomètre complique l'adoption de cette technique et comme l'admettent les auteurs, bien que reproductible, la méthode est influencée par les affections microstructurales et chimiques de l'os et se limite à des cas récents. Les méthodes biochimiques, qu'elles se basent sur la modification de molécules (*e.g.* racémisation de l'acide aspartique) ou sur l'accumulation de certains produits (*e.g.* produits de glycation avancée) souffrent de limitations analogues. Elles se caractérisent par des incertitudes acceptables mais au prix d'un lourd investis-

sement. En plus de faire appel à des techniques non familières à l'anthropologue, le privant aussi d'une utilisation en routine (*e.g.* chromatographie en phase gazeuse, chromatographie liquide haute performance, immunohistochimie etc.), l'évolution des indicateurs est influencée par la cause du décès (*e.g.* calcination) et les facteurs taphonomiques* et peut être dépendante du tissu considéré (Zapico et Ubelaker, 2013). Même si certaines de ces approches sont maintenant reconnues, elles ne peuvent être envisagées qu'en combinaison avec d'autres méthodes osseuses ou dentaires. Les méthodes dentaires originellement basées sur six indicateurs (Gustafson et Malmö, 1950) puis ramenées à trois variables (Lamendin et al., 1992), voire à une seule (Bang et Ramm, 1970), ont pour critères communs la transparence radiculaire. Conjuguée à d'autres indicateurs tels que la hauteur de l'attache du parodonte ou la longueur de la racine, la méthode Lamendin livre des estimations rapides et fiables et se caractérise donc par un ratio « accessibilité /performance » très attractif. Cependant, les estimations peuvent s'avérer inexactes en cas de parodontopathies sévères (Baccino et al., 2014). Pour certains auteurs, la transparence radiculaire est mieux corrélée à l'âge lorsqu'elle est employée seule (Selvamani et al., 2013). Toutefois, en cas d'intervalle *post mortem** [*PMI*] important, cette transparence peut être affectée par des effets taphonomiques et les limitations de la méthode la condamnent donc à n'être employée que pour des sujets récents. Ce critère de transparence bien corrélé à l'âge traduit la minéralisation progressive de l'hydroxyapatite* [*Ha*] au sein des tubules de dentine et montre l'importance d'approcher l'édification progressive des tissus minéralisés. L'enquête de Falys et Lewis (2011) menée sur trois revues scientifiques majeures montre que seul 1% des études publiées fait appel à des techniques histologiques. Cependant, les procédures de préparations histologiques sont bien moins lourdes et bien moins inaccessibles que bon nombre des approches précédentes et ouvrent justement l'accès au dépôt périodique d'un tissu minéralisé : le cément.

1.3 DE LA SCLÉROCHRONOLOGIE À LA CÉMENTOCHRONOLOGIE

L'estimation de l'âge ainsi que la détermination de périodes et de durées d'événements marquants de l'histoire d'un individu figurent au centre des objectifs de la schlérochronologie*. À l'instar des cernes de croissance des arbres qui représentent l'archétype de la structure de croissance ou des couches annuelles de dépôts glaciaires, sédimentaires et stalagmitiques (Baker et al., 1993 ; Petterson, Odgaard et Renberg, 1999 ; Rittenour, Brigham-Grette et Mann, 2000), le règne animal est caractérisé par des dépôts périodiques permettant d'estimer l'âge et d'accéder aux taux de croissance d'organismes et de structures aussi variées que les coquilles de bivalves (Lutz et Rhoads, 1980), les squelettes coralliens (Dodge et Thomson, 1974), les mâchoires de vers annélides (Olive, 1980), les statolithes de méduses ou de calmars (Arkhipkin, 1997 ; Ueno, Imai et Mitsutani, 1995), les exosquelettes de criquets (Zuk, 1987), les squelettes d'ophiures (Gage, 1990), les écailles (Robillard et Ellen Marsden, 1996) et oto-

lithes* de poissons (Stevenson et Campana, 1992), les os d'amphibiens et de reptiles (Enlow et Brown, 1956) et les os et dents de mammifères (Klevezal, 1996). Il est admis que tout organisme constitué de tissus édifiés par appositions successives peut enregistrer un rythme (Scrutton, 1978). Ces structures périodiques dues à des variations du rythme de croissance sont sous l'influence de facteurs environnementaux biotiques et abiotiques et de facteurs endogènes. Elles ont été reconnues dans les tissus osseux et dentaires des mammifères au milieu du XXe siècle (Laws, 1952 ; Scheffer, 1950) et dès les années 1960, la présence de ces anneaux a été confirmée dans l'os, la dentine et le cément de mammifères de différents groupes systématiques et écologiques. Dès 1969, Klevezal et Kleĭnenberg affirment que la méthode d'estimation de l'âge des mammifères en fonction du nombre de couches dans les tissus de la dent et de l'os est la plus universelle et la plus précise. Aujourd'hui, l'estimation de l'âge par le décompte des anneaux de croissance est devenue une méthode appliquée en routine pour certaines espèces de mammifères marins et terrestres comme en témoigne le laboratoire Matson[a] avec à ce jour plus de 2 278 780 dents animales analysées.

Il est admis que les structures de croissance dentaires sont généralement les plus détaillées et qu'elles offrent différentes résolutions de l'enregistrement. La plupart des dents de mammifères est constituée de trois tissus et chacun est capable de livrer ses propres enregistrements.

L'émail — Bien que sujet à l'attrition occlusale, il est le matériau le plus couramment utilisé pour aborder la croissance chez les mammifères. L'émail est caractérisé par une organisation incrémentale résultant d'un changement de la composition minérale des prismes et permet d'accéder à une périodicité journalière et d'estimer la durée de formation de la couronne. Cependant, une fois cette dernière achevée, l'édification du tissu est arrêtée. Ainsi, en anthropologie, son application se limite aux jeunes individus et à l'étude de la variation de la croissance entre les populations ou les espèces (Ramirez Rozzi, 2005 ; Ramirez Rozzi et Bermudez De Castro, 2004).

La dentine — Protégée de l'attrition, elle est également caractérisée par un rythme de croissance journalier marqué par des lignes incrémentales appelées lignes de von Ebner (Klevezal, 1996 ; Rosenberg et Simmons, 1980 ; Schour et Steadman, 1935). Bien qu'elle permette d'estimer des âges de formation de la racine, la fin de l'édification radiculaire met aussi un terme à la formation du tissu. En conséquence, ce tissu ne permet l'estimation de l'âge que de sujets immatures. Pour les sujets adultes, la position de défauts de minéralisation au sein de la dentine permet de repérer et de dater des épisodes carentiels à

[a] http://matsonslab.com

condition qu'ils soient survenus pendant l'enfance (Brickley et al., 2017 ; D'Ortenzio et al., 2016).

Le cément — Egalement protégé de l'attrition, il est de loin le support le plus utilisé pour estimer un âge chez les mammifères. Ce tissu, qui désigne l'ensemble des tissus conjonctifs minéralisés recouvrant les surfaces radiculaires, est constitué, comme le tissu osseux, d'une trame organique et d'une phase minérale, mais, contrairement à l'os, il ne subit aucun remaniement au cours de la vie de l'individu. Son apposition présumée annuelle qui débute à l'édification de la racine et perdure jusqu'à la mort de l'individu est le fondement de la cémentochronologie. Le dénombrement des dépôts de cément, caractérisés par des alternances de bandes claires et sombres, ajouté à l'âge de l'édification radiculaire de la dent considérée permet donc de déduire l'âge au décès du sujet (Figure 1).

Avant d'entrer dans le détail des analyses cémentochronologiques, il est important de s'attarder sur les rythmes biologiques à l'origine de ces structures incrémentales. Si les mécanismes qui contrôlent les dépôts cémentaires restent à ce jour mal connus, l'universalité des rythmes biologiques et des enregistrements périodiques dans les tissus minéralisés ne peut être ignorée et l'état de nos connaissances de la cémentogenèse ne doit donc pas freiner les études cémentochronologiques. En effet, les recherches fondées sur l'édification cyclique de l'émail et de la dentine sont antérieures à l'élucidation de la régulation des rythmes biologiques impliqués dans la formation de ces deux tissus. Il nous semble donc pertinent de faire état de l'importance des études des horloges biologiques pour établir que la croissance du cément ne résulte pas de mécanismes exclusifs mais que son édification est juste synchronisée sur un autre rythme que les deux autres tissus dentaires (Figure 2). Il nous apparaît aussi essentiel de revenir sur l'organisation du tissu à l'origine de l'expression optique des incréments de croissance. Cet état des connaissances de la biologie

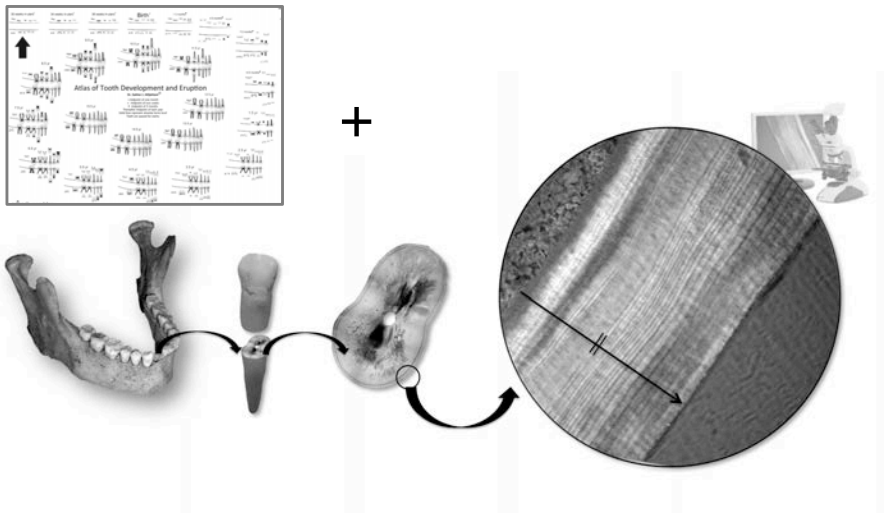


Figure 1 : Âge au décès = âge de l'éruption de la dent + Σ anneaux cémentaires.
Développé par B. Bertrand, publié in Colard et al. (2015).

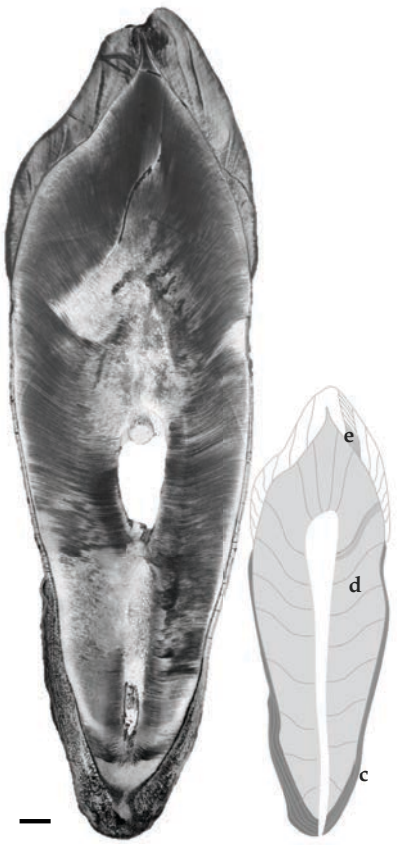
du cément nous paraît d'autant plus essentiel que nous considérons que certains résultats discordants des études cémentochronologiques chez l'Homme résultent d'interprétations histologiques inappropriées. Contrairement à l'animal où la distinction entre cément cellulaire* et acellulaire* peut ne pas être pertinente (Burke et Castanet, 1995) les différents types de céments chez l'Homme, par leurs propriétés différentes et leurs fonctions distinctes, ne peuvent contribuer équitablement à l'estimation de l'âge au décès.

1.4 RYTHMES BIOLOGIQUES ET STRUCTURES ALTERNÉES

Le vivant est régi par une série de cycles récurrents à tous les niveaux de la biologie (*i.e.* cellulaires, physiologiques, hormonaux, neurologiques) et dont les périodes sont très variables puisque l'on distingue : *i*) les cycles d'environ 24 heures (*i.e.* rythmes circadiens) ; *ii*) les cycles plus courts qu'un rythme circadien (*i.e.* rythmes ultradiens) ; *iii*) les cycles d'environ 12 heures (*i.e.* rythmes circa-semidiens) **;** *iv*) les cycles plus longs qu'un rythme circadien (*i.e.* rythmes infradiens). Parmi ces derniers, il existe les rythmes d'environ une semaine (*i.e.* septénaires), de 28 jours (*i.e.* séléniens), d'environ un mois (*i.e.* rythmes circamensuels) et les rythmes saisonniers ou d'une période d'une année (*i.e.* rythmes circannuels). Ces rythmes ont été identifiés à l'échelle de la cellule procaryote jusqu'à celle des grands mammifères mais la complexité des mécanismes augmente considérablement avec celle de l'organisme (Pittendrigh, 1960).

Les rythmes circadiens sont certainement les plus étudiés. Il est communément admis que les animaux ont développé un mécanisme d'horloge interne adapté aux facteurs environnementaux, qui entraîne des cycles jour-nuit de leur comportement et de leur physiologie. Cette horloge est réinitialisée quotidiennement par des signaux environnementaux et notamment par la lumière afin d'assurer la synchronisation des rythmes endogènes avec l'alternance du jour et de la nuit (Doyle et Menaker, 2007). La recherche de l'horloge circadienne concerne toutes les formes de vie et les études reposant sur des modèles génétiques ont établi que les composantes moléculaires de cette horloge fonctionnent dans chaque cellule et sont synchronisées à une horloge principale située dans le diencéphale (Dibner, Schibler et Albrecht, 2010). Durant la nuit, la glande pinéale y synthétise et y sécrète une hormone d'une importance majeure, la mélatonine, qui fournit un signal nocturne et joue un rôle endocrinien dans la régulation d'une variété de rythmes physiologiques quotidiens mais également annuels (Arendt, 1998). Le taux de production de la mélatonine est déterminé par l'activité enzymatique (arylalkylamine N-acétyltransférase). Pour la majorité des vertébrés, cette activité enzymatique et la production de mélatonine sont contrôlées par l'horloge circadienne modulée par les signaux photiques et ces oscillations sont régies par le noyau suprachiasmatique de l'hypothalamus (Klein et al., 1997).

Pour ce qui concerne l'édification des tissus dentaires, des études ont démontré chez l'Homme que les lignes incrémentales de la dentine délimitent la quantité de minéraux déposée en une journée et des marquages à la tétracycline sur de courtes périodes ont permis de vérifier que les dépôts étaient journaliers (Dean, 1998 ; Dean et Scandrett, 1996). À l'échelle cellulaire, le rythme circadien de la synthèse du collagène* et de l'activité odontoblastique a été démontré et il a été constaté chez le rat qu'une lésion du noyau suprachiasmatique induisait la perte de périodicité circadienne des dépôts (Ohtsuka-Isoya, Hayashi et Shinoda, 2001 ; Ohtsuka et al., 1998). Cependant la lésion du noyau suprachiasmatique ne semble pas affecter la quantité de matrice produite. Il est donc intéressant de remarquer que la production de matrice dentinaire et la rythmicité sont certainement à considérer distinctement. Selon Ohtsuka-Isoya et ses collaborateurs (2001), certains facteurs humoraux pourraient être impliqués dans une fonction pulsatoire de l'odontoblaste. Dans l'émail, deux marqueurs incrémentaux sont discernables : les striations transversales et les stries de Retzius. Ces deux structures sont intimement liées et la périodicité des stries de Retzius est donnée par le nombre de striations transversales qui les séparent. Les striations transversales de l'émail marquent la limite du tissu formé en une journée et découlent de l'activité circadienne des améloblastes (Lacruz et al., 2012). Au niveau cellulaire, il a été démontré que la protéine *Clock* est exprimée dans les pré-



Email - Striations transversales et stries de Retzius

- Périodicité journalière (striations transversales).
- Activité circadienne des améloblastes démontrée.
- Localisation de l'horloge circadienne dans le noyau suprachiasmatique de l'hypothalamus.
- Arrêt de la formation d'émail à l'achèvement de la couronne.

Estimation de l'âge au décès de sujets immatures, étude de la variation de la croissance des couronnes entre populations ou espèces, étude d'événements carentiels survenus durant l'enfance.

Dentine - Lignes de von Ebner

- Périodicité journalière.
- Rythme circadien de la synthèse du collagène et de l'activité odontoblastique démontré.
- Localisation de l'horloge circadienne dans le noyau suprachiasmatique de l'hypothalamus.
- La formation de la dentine s'achève à la fin de l'édification radiculaire.

Estimation de l'âge que de sujets immatures, étude d'événements carentiels survenus durant l'enfance.

Cément – Annuli

- Périodicité annuelle.
- Rythme circannuel des cémentoblastes non démontré (pars tuberalis suspectée).
- Calibration des dépots vérifiée sur de nombreuses études de sujets d'âge connu.
- Dépots cémentaires depuis l'édification de la racine jusqu'à la mort de l'individu.

Estimation de l'âge de sujets adultes, étude d'événements physiologiques survenus durant la vie de l'individu (zoologie).

Figure 2 : Coupe longitudinale d'une canine et périodicité de la formation des trois tissus dentaires minéralisés.

(e : émail ; d : dentine ; c : cément) - L'échelle représente 1 mm.

améloblastes et les améloblastes différenciés lors de l'amélogenèse (Zheng et al., 2001, 2014). De plus, des récepteurs de la mélatonine, régulateurs clés des fonctions circadiennes, sont également exprimés dans les améloblastes (Kumasaka et al., 2010).

Pour ce qui concerne le cément, les études de la biologie moléculaire sont moins abouties et le cément, qui est historiquement le dernier tissu dentaire reconnu et étudié, n'a pas encore rattrapé son retard. Comme pour la dentine et l'émail, il est établi que les lignes incrémentales du cément délimitent des dépôts de tissu minéralisé. Dès le début des recherches, les zoologistes ont démontré l'annualité des dépôts en comparant leur nombre à l'âge de l'animal et ont suivi la formation des tissus à partir de prélèvements effectués à différents moments et sur des individus marqués à la tétracycline (Klevezal, 1996). Chez l'Homme, la formation continue et alternée du cément est également avérée mais l'approche de la périodicité des dépôts est empirique et relève encore principalement de l'anthropologie biologique. Les études sur l'Homme basées sur des sujets marqués à la tétracycline sont rares et ont surtout permis l'évaluation des taux de croissance des tissus plutôt que la validation du caractère annuel des dépôts (Bosshardt et Schroeder, 1996). Néanmoins, la calibration des anneaux cémentaires se vérifie sur de nombreuses études basées sur des sujets d'âge connus. Ainsi la cémentogenèse fait intervenir une horloge circannuelle et non circadienne comme pour l'émail ou la dentine. Mais la localisation et les mécanismes de l'horloge circannuelle restent inconnus à ce jour. Néanmoins, des études récentes impliquent une région de l'hypophyse riche en récepteurs de la mélatonine, la *pars tuberalis* (Dardente, 2015 ; Wood et Loudon, 2017). Comme nous l'avons vu, cette hormone de la glande pinéale joue un rôle dans la régulation de rythmes physiologiques quotidiens mais aussi annuels (Arendt, 1998). Ainsi, si l'on admet l'importance des alternances jour/nuit, on peut convenir de l'importance de la saisonnalité et des cycles annuels de l'exposition à la lumière solaire. Les données issues de la biologie animale soutiennent unanimement que les lignes incrémentales dans le cément correspondent à des phases de ralentissement ou d'arrêt de la croissance durant l'hiver ou à la charnière hiver/printemps et que les dépôts plus larges se sont formés durant le reste de l'année (Klevezal, 1996).

1.5 CARACTÉRISTIQUES ET FONCTIONS DU CÉMENT

C'est à M. Malpighi au XVIIe siècle puis à A. van Leeuwenhoek et un siècle plus tard à R. Blake, J. Tenon et G. Cuvier que l'on doit les premiers examens de ce tissu mais aussi une nomenclature confuse (Foster, 2017). Les premières descriptions détaillées différenciant le cément cellulaire et acellulaire ont dû attendre le début du XIXe siècle et les travaux de J. Purkinje et A. Retzius qui ont profité des avancées de la microscopie. L'importance fonctionnelle du cément n'a été appréciée qu'à la charnière XIXe-XXe siècle et de là découle le foisonnement d'études ciblant, entre autres, son ultrastructure, sa composition et son

développement. Le cément se définit comme une matrice extracellulaire composée de fibrilles collagéniques minéralisées, de collagène, de glycosaminoglycanes*, de protéoglycanes*, d'ostéopontine*, de sialoprotéine osseuse* et d'*Ha*. Son rôle fonctionnel majeur est la fixation des fibres de Sharpey du ligament parodontal* pour ancrer la dent. Notre connaissance du cément continue à se faire au gré du progrès des techniques analytiques et plus cette connaissance progresse, plus ce tissu nous apparaît complexe dans ses fonctions et dans sa structure.

1.5.1 CLASSIFICATION DU CÉMENT

Le cément a été historiquement classé par J. Purkinje et A. Retzius en cément acellulaire et cellulaire selon que le tissu renferme ou non des cémentocytes*. En général, le cément acellulaire est caractérisé par une faible épaisseur et recouvre la portion plus cervicale de la racine alors que le cément cellulaire, plus épais, recouvre la partie apicale. Le cément contient deux types de fibres qui entrent dans la classification du tissu (Jones, 1981) : *i)* les fibres extrinsèques correspondant aux extrémités des fibres de Sharpey et sécrétées par les fibroblastes* et en partie par les cémentoblastes* ; *ii)* les fibres intrinsèques qui sont propres au cément et sécrétées par les cémentoblastes seuls. La classification intégrant ces éléments et aujourd'hui admise est celle publiée par Schroeder en 1986. Conformément à cette nomenclature, trois principaux types de cément sont discernables : *i)* le « Cément Acellulaire à Fibres Extrinsèques » [*CAFE*] qui est le cément acellulaire typique et qui contient des fibres extrinsèques en abondance mais aucun cémentocyte ; *ii)* le « Cément Cellulaire à Fibres Intrinsèques » [*CCFI*] qui contient des fibres intrinsèques ainsi que des cémentocytes ; *iii)* le « Cément Cellulaire Mixte Stratifié » [*CCMS*] qui correspond au cément cellulaire classique (Figure 3). Le *CCMS* est composé de *CCFI* et de *CAFE* alternés. Du cément cellulaire à fibres intrinsèques et à fibres extrinsèques est souvent retrouvé au sein du *CCMS*. Dans la classification actuelle, ce type de cément est considéré comme une sous-variété de *CCFI* (Yamamoto et al., 2016).

1.5.2 STRUCTURE DU CÉMENT

CEMENT ACELLULAIRE A FIBRES EXTRINSEQUES

Le *CAFE* recouvre la portion cervicale de la racine des dents permanentes et déciduales. Son étendue peut cependant atteindre 90% de la longueur de la racine sur les dents monoradiculées et 30 à 50% sur les dents pluriradiculées (Yamamoto et al., 2016). La matrice organique du *CAFE* contient des fibres de collagène et des protéines non collagéniques hautement minéralisées. Les fibres de collagène se connectent aux fibres principales du ligament parodontal. Elles sont densément regroupées et disposées pratiquement perpendiculairement à la surface de la racine. Le diamètre de ces fibres extrinsèques est évalué entre 3 et 6 µm. De nombreuses d'études suggèrent que le cément et la dentine sont solidement unis par l'interdigitation et la minéralisation des fibres (Bosshardt et

Schroeder, 1996 ; Bosshardt et Selvig, 1997 ; Nanci et Bosshardt, 2006 ; Schroeder, 1992). En revanche, certains auteurs ont mis en évidence une couche riche en protéines non collagéniques et fibreuses à la jonction cémento-dentinaire et ont proposé que les protéines servent d'adhésif entre le cément et la dentine (Yamamoto et al., 1999, 2000a, 2001). L'épaisseur du *CAFE,* qui bien entendu augmente avec l'âge, varie de 50 à 200 µm (Schroeder, 1986, 1992). Le *CAFE* montre des lignes incrémentales sensibles à une coloration à l'hématoxyline et très minéralisées (Fujii *in* Yamamoto et al., 2016). Ces lignes sont présumées se former lors d'une phase de repos de la formation intermittente du *CAFE* et marqueraient un changement d'orientation des fibres extrinsèques. Cette réorientation est pour certains corrélée aux changements de position de la dent au sein de l'alvéole (Schroeder, 1986).

CEMENT CELLULAIRE MIXTE STRATIFIE

Le *CCMS* est essentiellement observé dans les zones de furcation* et les régions apicales des racines. Son épaisseur maximale varie selon le type dentaire et peut avoisiner 500 µm sur les canines (Schroeder, 1986). Le *CCMS* comprend généralement du *CAFE* et du *CCFI* stratifiés. Ce *CCFI* renferme des fibres intrinsèques mais aussi des fibres extrinsèques en proportions variées. Ces fibres extrinsèques sont d'un diamètre supérieur à celles des fibres du *CAFE* mais ne seraient pas minéralisées en leur centre (Bosshardt et Selvig, 1997 ; Schroeder, 1986).

Le *CCFI* présente deux types d'alternances avec deux orientations préférentielles, l'une longitudinale et l'autre transversale. Cette organisation n'est pas sans rappeler le modèle *twisted plywood* de l'os compact (Giraud-Guille, 1988 ; Yamamoto et al., 2000b, 2010). Dans un dépôt de *CCFI*, les alternances ont été considérées plus discernables vers le ligament parodontal (vers l'extérieur) que vers la dentine (vers l'intérieur) (Yamamoto et al., 2016).

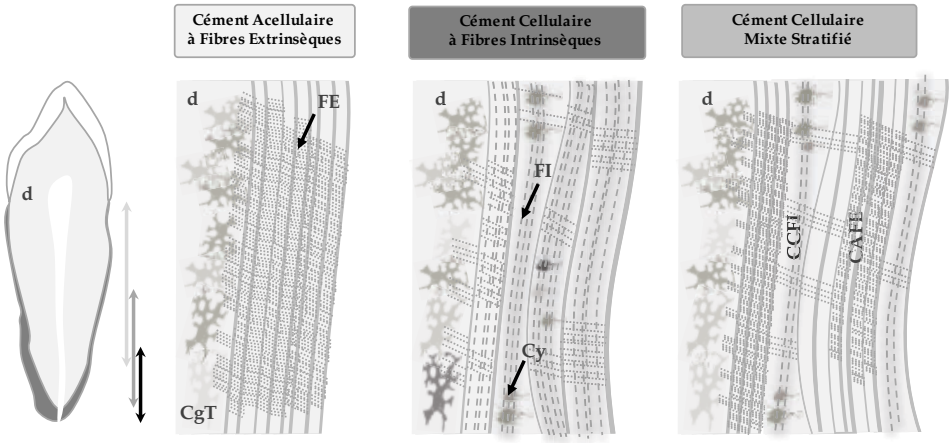


Figure 3 : Localisation et caractéristiques histologiques des différents types de céments.

(d : dentine ; CgT : couche granuleuse de Tomes ; FI : fibres intrinsèques ; FE : fibres extrinsèques ; Cy : cémentocytes ; CAFE : Cément Acellulaire à Fibres Extrinsèques ; CCFI : Cément Cellulaire à Fibres Intrinsèques).*

1.5.3 FONCTIONS DU CÉMENT

La principale fonction du cément consiste à ancrer les fibres de collagène du ligament parodontal à la surface radiculaire et de maintenir la dent en position. Le *CAFE*, traversé sur toute son épaisseur par des fibres extrinsèques, est donc le cément idéal au support dentaire (Bosshardt et Schroeder, 1996 ; Bosshardt et Selvig, 1997 ; Schroeder, 1986). Le rôle du *CCFI* est plus complexe et l'on doit discerner le *CCFI* en fonction de sa teneur en fibres extrinsèques. Le *CCFI* exempt ou à faible teneur en fibres extrinsèques ne contribue pas au support de l'organe dentaire mais remplit un rôle adaptatif. Il corrige le mouvement de la dent, compense l'usure de la couronne et se forme également en cas de résorption des surfaces radiculaires (Jones, 1981). Sa structure alternée lui confère des propriétés mécaniques lui permettant de résister aux contraintes infligées dans diverses directions (Ascenzi et Bonucci, 1968) et notamment celles induites par la mastication. Le *CCFI* à haute teneur en fibres extrinsèques est plus destiné à servir de support à la dent que de tissu de réparation. La distribution et l'épaisseur de *CCMS* peuvent également être liées à l'éruption de la dent dont les mouvements pré- et post-éruptifs nécessiteraient l'édification de *CCMS* (Schroeder, 1986). La présence dans le tissu cémentaire de facteurs de croissance* rend compte de son rôle dans la régulation du métabolisme et le renouvellement des tissus environnants ainsi que dans le stockage des molécules impliquées dans la régénération parodontale (Grzesik et Narayanan, 2002). Le cément, comme tous les tissus minéralisés, est soumis à l'homéostasie du phosphate inorganique pour le développement et la maintenance des tissus (Foster et al., 2008).

1.5.4 FORMATION DU CÉMENT

Le développement du cément ne peut être dissocié de la formation radiculaire. Lors de sa progression apicale, la gaine épithéliale de Hertwig* [*GEH*] se sépare de la surface de la racine et se désintègre. À la surface de la dentine exposée, des cémentoblastes différenciés à partir des cellules folliculaires apparaissent et des fibroblastes du sac folliculaire s'insèrent dans les interstices et sécrètent du matériel fibrillaire. Les extrémités de ces fibrilles s'assemblent aux fibres de la prédentine et s'agglomèrent en faisceaux parallèles orientés perpendiculairement à la surface de la racine. La matrice non minéralisée est composée de substance fondamentale*, de sialoprotéine et d'ostéopontine et correspond à un précément. La minéralisation de la dentine externe se poursuit et atteint les fibres qui à leur tour se minéralisent par dépôt de cristaux d'*Ha* [$Ca_{10}(PO_4)_6(OH)_2$] pour former le *CAFE*. Selon Bosshardt et Schroeder (1996), il n'existe pas de tissu particulier à l'interface *CAFE*/dentine et la couche hyaline de Hopewell-Smith* correspondrait à la couche externe de la dentine radiculaire. Sa qualification de cément intermédiaire est donc critiquée. La minéralisation progresse ensuite vers l'extérieur avec une nouvelle formation de *CAFE*. Les fibres du ligament parodontal se développent davantage et lorsque le *CAFE* atteint une

épaisseur d'environ 15-20 µm ou que la dent est sur le point de commencer l'occlusion, les fibres du cément s'assemblent aux fibres principales. Le système d'ancrage des dents est alors assuré. Le taux de croissance du *CAFE* est constant durant toute son apposition et varie, selon le type dentaire, de 0,004 à 0,008 µm/jour (soit 1,5 à 3 µm/an) (Sequeira, Bosshardt et Schroeder, 1992).

Pour ce qui concerne le cément cellulaire, le *CCFI* est le premier cément à être formé (Bosshardt et Schroeder, 1996 ; Schroeder, 1986). Le premier contact occlusal a longtemps été soupçonné d'initier le développement du *CCFI* mais Bosshardt et Selvig (1997) ont évoqué qu'au contraire, les pressions liées à la mastication peuvent réduire cette édification. Le dépôt de *CCFI* s'initie avec la formation de la dentine. Les cémentoblastes apparaissent sur la prédentine immédiatement après le détachement de la *GEH*. Les cémentoblastes sécrètent des fibrilles de collagène dans diverses directions qui s'entremêlent avec des fibres de matrice de la prédentine. Les cémentoblastes produisent ensuite rapidement la matrice de *CCFI* et certains cémentoblastes se retrouvent piégés et deviennent des cémentocytes dont les prolongements cytoplasmiques caractéristiques sont orientés vers le ligament dento-alvéolaire. À ce stade, la matrice de *CCFI* n'est pas encore minéralisée, ce qui signifie qu'il s'agit encore d'un pré-cément. La dentine externe est minéralisée beaucoup plus rapidement que pour le *CAFE*. Une fois que la minéralisation de la dentine s'étend au *CCFI*, les cémentoblastes produisent une matrice de *CCFI* plus lentement et parallèlement à la surface de la racine. Une fois ce *CCFI* initial déposé, du *CCFI* et du *CAFE* se forment dans des séquences aléatoires entrecoupées de phases de repos. La fonction requise (adaptation ou ancrage des dents) détermine le type de cément formé.

L'apposition du cément, cellulaire et acellulaire, résulte de la précipitation des ions calcium et des ions phosphate à la surface de la racine et les mécanismes de minéralisation sont sensibles aux variations du milieu extracellulaire. Selon Fong et ses collaborateurs (2009), l'hypophosphatémie entraîne une réduction de l'épaisseur du *CAFE*. La précipitation des cristaux d'*Ha* est fonction de la teneur en pyrophosphate qui agit comme un puissant inhibiteur (Foster et al., 2012). La concentration locale en pyrophosphate dépend de facteurs contrôlés par les cémentoblastes qui régulent donc l'homéostasie locale et la quantité de cément déposé. Ce type de régulation est selon Foster une différences fondamentales dans les mécanismes de formation du cément cellulaire et du cément acellulaire. Smid et ses collaborateurs (2004) ont démontré que bien que les deux types de cément soient affectés par l'hormone de croissance, le cément cellulaire se montre plus sensible aux variations systémiques hormonales. Dans d'autres travaux, Foster et ses collaborateurs (2015) ont mis en évidence que l'absence de sialoprotéine osseuse qui affecte les tissus minéralisés différemment entraîne de graves effets sur la minéralisation du cément.

Un autre facteur impliqué dans la formation du cément a été identifié et concerne les charges occlusales (Luan et al., 2007). Selon ces auteurs, l'absence de

pressions occlusales peut conduire à une éruption liée à une augmentation de l'apposition cémentaire. Ces résultats sont compatibles avec l'hypothèse de Schroeder (1986) qui relie l'édification de *CCMS* aux mouvements pré- et post-éruptifs. D'autres recherches évoquent que la minéralisation de la matière organique et les mécanismes de croissance appositionnelle seraient liés à la réponse des cémentoblastes aux contraintes mécaniques (Rios et al., 2008 ; Roberts et Jee, 1974 ; Smith et Roberts, 1980 ; Toms et al., 2002). Ces constats rejoignent les expérimentations animales de Lieberman (1993) qui l'ont amené à évoquer que les mécanismes biomécaniques induits par un changement de l'alimentation pourraient être à l'origine des structures de croissance du cément. Cependant, comme pour la dentine où les recherches récentes montrent que la quantité de matrice produite et la périodicité sont deux phénomènes à considérer distinctement, les pressions occlusales pourraient influencer le processus de minéralisation de la matrice mais seraient sans conséquence sur la rythmicité qui reste soumise à la régulation par une horloge biologique. Cette hypothèse est étayée par Matson qui met en évidence chez les populations de cerfs nourris par l'Homme une désorganisation des incréments de cément et non un arrêt de l'alternance des dépôts.

Les céments cellulaires et acellulaires sont donc caractérisés par des structures distinctes et des développements spécifiques liés à leurs fonctions différentes. Le rôle adaptatif du cément cellulaire et son hétérogénéité tissulaire le condamnent donc à ne pas être intégré aux études cémentochronologiques où la régularité des dépôts doit prévaloir. En conséquence, les caractéristiques histologiques du tissu doivent être considérées pour ne cibler que le cément acellulaire et cette sélection ne peut être opérée que sur la préparation de zones précises et avec un minimum d'artéfacts.

1.6 ETAT DE L'ART

1.6.1 CÉMENTOCHRONOLOGIE, PROFUSION DE MÉTHODES ET D'OPINIONS

Les modifications des dépôts cémentaires en relation avec l'âge ont très tôt attiré l'attention. Dès 1887, Black a observé que le cément ne cessait de croître une fois la maturité atteinte et a écrit : « We find pretty uniformly a thin cementum upon the teeth of the young, and a thick cementum upon the teeth of the old ; and when a great number are examined from persons of known ages, it will be found that there is a continuous increase in thickness and in the number of incremental lines ». Les bases de l'estimation de l'âge à partir du cément étaient donc jetées.

Dans son ouvrage, Black reprend l'expression *incremental lines* introduite par Salter en 1861 pour caractériser la microstructure de dents d'oursin. Certains auteurs adoptent d'ailleurs aujourd'hui le terme *Salter lines* pour désigner les incréments de cément alors que le support initial ne concernait pas les tissus

humains. Le constat d'une croissance continue du cément a rapidement et largement été repris (Broomell, 1898 ; Gottlieb et Orban, 1933 ; Kronfeld, 1938 ; Stillson, 1917).

Plus d'un demi-siècle après Black, Leskien (1949) a mesuré l'épaisseur du cément mais a également dénombré les lignes incrémentales et tenté d'en estimer l'épaisseur moyenne. Malgré une étude pionnière, certains résultats biologiquement aberrants n'ont pas donné à cette recherche l'écho mérité. L'épaisseur du cément a cependant continué à susciter l'intérêt et a été intégrée aux critères de la méthode d'estimation de l'âge publiée par Gustafson et Malmö en 1950. Une étude approfondie du cément menée par Zander et Hurzeler (1958) sur 230 dents saines issues de sujets âgés de 11 à 76 ans a ensuite démontré que cette augmentation de l'épaisseur est linéaire. Leurs résultats ont également montré que le dépôt sur la portion cervicale (*e.g. CAFE*) augmentait plus lentement que sur la partie apicale (*e.g. CCMS*). Azaz et ses collaborateurs (1974) sont arrivés à des résultats similaires mais sur des dents fonctionnelles et non fonctionnelles ainsi que sur des dents incluses, mettant ainsi en évidence un facteur endogène à la formation du tissu.

Parallèlement à ces études sur l'humain, les études zoologiques ont efficacement progressé (Adams et Watkins, 1967 ; Erickson et Seliger, 1969 ; Gilbert, 1966 ; Keiss, 1969 ; McCutchen, 1969 ; Reimers et Nordby, 1968). Dans un article pourtant consacré à l'animal, Mina et Klevezal (1970) ont écrit : *« слои в цементе зубов человека не так просто сосчитать, как у диких животных, поэтому возраст человека можно определить таким методом лишь с точностью ± 1-2 года. Однако даже при такой точ ности этот способ определения возраста человека представляет, как нам кажется, значительный интерес для антропологов, ар- хеологов и, возможно, криминалистов.* » [*…les couches cémentaires chez l'Homme ne sont pas aussi faciles à dénombrer que chez les animaux sauvages et l'âge d'une personne ne peut être déterminé par cette méthode qu'avec une incertitude de ± 1-2 ans. Cependant, même avec une telle incertitude, cette méthode de détermination de l'âge d'une personne est, à notre avis, d'un intérêt considérable pour les anthropologues, les archéologues et, éventuellement, les médecins légistes.*]. Cette déclaration est le résultat d'une étude détaillée plus tardivement (Klevezal, 1996) qui porte sur deux dents extraites de sujets féminins âgés de 20 et 28 ans. Malgré le caractère très optimiste de cette déclaration, la publication en russe n'a pas facilité sa diffusion et n'a pas immédiatement incité de nouvelles applications. Il a fallu attendre douze ans pour que d'autres spécialistes de la biologie animale, associés cette fois à un odontologiste, renouvellent l'expérience sur des dents humaines (Stott, Sis et Levy, 1982). Cette étude basée sur 10 dents extraites de trois sujets décédés à 57, 67 et 76 ans doit sans aucun doute une part de sa notoriété à celle du journal scientifique dans lequel elle a été publiée. Bien que l'approche et les conclusions soient très similaires à l'étude parue plus tôt, la diffusion du journal dont le troisième auteur était l'éditeur a cette fois amorcé

de nouvelles études. Depuis, cette publication est injustement qualifiée d'approche cémentochronologique pionnière sur l'humain (Figure 4).

Face aux différents protocoles des précédentes approches, Naylor et ses collaborateurs (1985) ont testé différentes procédures de préparation empruntées à la biologie animale afin d'améliorer la visibilité des incréments jugée moins bonne que sur l'animal. Cette équipe incluant Stott a conclu qu'une préparation déminéralisée de 100 μm suivie d'une coloration au violet de crésyl apportait les meilleurs résultats. Ces auteurs ont aussi sans le savoir initié un débat sur le protocole de préparation histologique qui sera nourri pendant plusieurs décennies. Par la suite, Lipsinic et ses collègues (1986) se sont fixé pour objectif de valider l'étude publiée par Stott. Sur un échantillon de 31 prémolaires supérieures non pathologiques extraites de sujets d'âge connu, ils ont procédé à des préparations selon la méthode prescrite par Stott mais ont exploré d'autres techniques histologiques. Selon l'étude, les meilleurs résultats ont été obtenus à partir des préparations décalcifiées et colorées à l'hématoxyline et l'éosine. Bien qu'il s'agisse d'un paramètre clé, l'épaisseur des lames n'est pas précisée. Le coefficient de corrélation général de 0,51 entre l'âge chronologique et l'âge estimé les a conduits à conclure que l'estimation de l'âge par le dénombrement des anneaux cémentaires n'est pas fiable chez l'Homme. Les auteurs reconnaissent néanmoins qu'un de leurs spécimens est problématique et que s'il est exclu de l'analyse, la corrélation passe alors à 0,84. Cette retenue quant à la fiabilité de la méthode est partagée par Lucas et Loh (1986) qui, malgré un coefficient de corrélation de 0,73 concèdent que les limitations sont liées à la lisibilité de leurs préparations. Au-delà de ces conclusions qui installeront le doute sur la fiabilité de la cémentochronologie, ces deux études ont le mérite d'indiquer que l'âge des sujets matures est systématiquement sous-estimé. Même si seules les conclusions seront retenues et reprises, ces travaux rendent compte que l'âge du sujet ainsi que le protocole sont des paramètres qui conditionnent l'appréciation des performances de la méthode.

La même année, deux études conjointes (Charles et al., 1986 ; Condon et al., 1986) ont alimenté la discussion sur les protocoles histologiques mais également sur la variabilité intra et inter-dents ainsi que sur les erreurs intra et inter-observateurs. Ces études basées sur des échantillons de 42 canines et premières prémolaires inférieures extraites de cadavres et de 80 premières prémolaires inférieures extraites de patients ont encore une fois fait appel à de nouvelles techniques de préparation et ont porté sur des coupes longitudinales de 7 μm. Les auteurs ont mis en évidence les dépôts cémentaires sur chacune des dents et avec différents protocoles mais font part de leur préférence pour les sections déminéralisées. Charles et ses collaborateurs (1986) conseillent cependant l'abandon des coupes longitudinales et justifient ce choix par la complexité des tissus observés. Les auteurs ont relevé un taux d'erreur intra-observateur élevé et une erreur inter-observateurs de l'ordre de 5%. L'étude met en évidence une

variabilité inter-dent et un nombre d'anneaux systématiquement plus élevé pour les canines que pour les prémolaires. Condon et ses collègues (1986) estiment à 0,78 le coefficient de corrélation entre l'âge chronologique et l'âge estimé. Une incertitude différente entre les hommes et les femmes amène les auteurs à conclure que des équations spécifiques devraient être utilisées pour chacun des deux sexes. L'étude rapporte une exactitude* globale de six ans et conclut que le comptage des anneaux cémentaires est le meilleur indicateur pour estimer un âge au décès. Les auteurs mettent en évidence une corrélation plus faible dans le cas de pathologies parodontales et amorcent une discussion encore alimentée aujourd'hui.

En 1988, Miller, Dove et Cottone ont examiné 100 dents monoradiculées extraites pour des raisons thérapeutiques de 100 sujets. Plutôt que d'adopter des recommandations publiées, l'étude s'est basée sur des sections transversales et longitudinales d'épaisseur variable et seulement 71% de l'échantillon a livré des sections exploitables. L'étude a montré que pour les sujets de plus de 40 ans, 85% de l'échantillon ont conduit à des estimations dont l'écart avec l'âge réel dépassait 10 ans. Même si le support de leur étude était exclusivement composé de dents pathologiques, les résultats ont amené les auteurs à conclure que « *determining the chronological age of humans from cemental annulations in teeth is not possible* ». Néanmoins, le titre de cette publication « *Failure of use of cemental annulations in teeth to determine the age of humans* » est plus modéré et rend compte de l'échec d'une étude plus que de l'invalidité d'une méthode. De plus, bien que cette étude ait été perçue comme une condamnation de la méthode, la conclusion et le titre évoquent littéralement la *détermination de l'âge chronologique* et non *l'estimation de l'âge biologique* qui, elle, ne saurait être désavouée.

L'année suivante, alors que les approches méthodologiques et les avis sur la fiabilité divergent, Großkopf (1989) publie la première étude cémentochronologique appliquée à du matériel ancien et incinéré. Pour des raisons liées à l'état de préservation, les dents datées de l'Âge du fer ne sont pas déminéralisées mais incluses dans une résine et des lames de 100 μm sont réalisées transversalement. Les préparations subissent ensuite une attaque acide puis sont neutralisées et lavées. L'auteur démontre par des photographies de qualité que l'estimation de l'âge par cette technique est applicable à des dents anciennes et incinérées. Très rapidement, Großkopf (1990) confirme sur un échantillon plus conséquent qui intègre des dents actuelles d'âge connu et des dents de différentes périodes historiques et incinérées expérimentalement que la méthode est transposable. L'auteur annonce également que cette méthode permet d'atteindre une exactitude de ± 3,23 ans. Bien plus récemment, Gocha et Schutkowski (2012) ont établi une limite d'applicabilité à 600 °C et Oliveira-Santos et ses coauteurs (2017) ont proposé une technique d'interpolation lorsque les anneaux ne sont plus exploitables.

Parallèlement aux travaux de Großkopf, Solheim publie en 1990 une étude sur la relation entre l'épaisseur des tissus cémentaires et l'âge. Ses travaux portent sur un échantillon de 1000 dents et même si ses recherches ne sont pas consacrées au décompte des dépôts cémentaires, elles renforcent sans aucun doute l'intérêt de ce tissu dentaire.

Sur un échantillon de 52 dents extraites de 42 patients, Stein et Corcoran (1994) obtiennent un coefficient de corrélation global de 0,93 à partir de coupes pourtant épaisses de 500 μm. Le choix d'une telle épaisseur trahit sans doute la difficulté d'accéder aux techniques requises pour suivre les recommandations des précédentes études. Une fois encore les coupes transversales sont recommandées par les auteurs car elles offrent la possibilité d'effectuer des coupes sériées. Cette étude révèle une plus grande incertitude chez les sujets de plus de 55 ans, qui conduit les auteurs à conclure que la technique est modérément fiable sur l'humain.

Kvaal et Solheim (1995) ont analysé les appositions de céments afin de déterminer la relation entre les estimations et l'âge chronologique mais aussi dans la perspective de valider l'annualité des appositions. Leur protocole a suivi les recommandations d'un article méthodologique alors sous presse (Kvaal, Solheim et Bjerketvedt, 1996) et l'étude s'est donc basée sur trois coupes longitudinales décalcifiées de 5 à 7 μm colorées au violet de crésyl. La recherche a été menée sur 95 dents incluant des canines et des premières et secondes prémolaires extraites d'individus d'âge compris entre 13 et 89 ans. Pour la première fois, le nombre d'*annuli*[*] n'est pas ajouté à l'âge moyen de l'éruption de la dent mais à l'âge de la fin de l'édification radiculaire. Les décomptes ont été effectués sur écran et l'absence de précision à ce propos dans les précédentes études laisse penser que ce procédé apparaît pour la première fois avec cette recherche. Les coefficients de corrélation obtenus par Kvaal et Solheim atteignent 0,84 mais des différences de robustesse de ces indices selon les groupes d'âge conduisent les auteurs à énoncer qu'après 50 ans, la méthode donne une idée de l'âge plutôt qu'une estimation. Cette étude confirme, comme l'avait remarqué Condon (1986), que la corrélation est plus faible dans le cas de pathologies parodontales. Elle met également en évidence que les lésions dentaires telles les caries affectent la fiabilité. Enfin, pour la première fois, les céments acellulaires et cellulaires sont distingués et une corrélation plus forte est mise en évidence sur le cément acellulaire.

Renz et ses collaborateurs (1997) ont appliqué la procédure décrite par Stott, Sis et Levy (1982) et ont réalisé des sections transversales colorées au violet de crésyl dans le but de comprendre les caractéristiques structurelles à l'origine des alternances annuelles. Ils ont pour cela adopté la microscopie optique [*MO*] traditionnelle, la *MO* confocale, la microscopie électronique à transmission [*MET*] et la microscopie électronique à balayage équipée en micro-analyse [*MEB-EDS*]. Les auteurs énoncent que la coloration n'améliore pas la visibilité

des anneaux cémentaires et que cette visibilité augmente après inclusion dans une résine. À l'issue de l'étude, les auteurs ne sont pas parvenus à mettre en évidence des *annuli* ni en *MET* ni en *MEB* et concluent que l'ultrastructure du cément reste à élucider. Dans le même temps, des études consacrées à la cémentogenèse (Yamamoto et al., 1997) font pourtant appel aux mêmes techniques pour saisir et illustrer les mécanismes de l'alternance des dépôts cémentaires. L'orientation des fibres de collagène et leur densité sont alors suspectées de contribuer à la morphologie des dépôts mais des différences de minéralisation sont également évoquées.

En 1999, Geusa et son équipe appliquent cette technique d'estimation de l'âge à un échantillon de 150 dents permanentes extraites de 129 sujets archéologiques datés des IIe et IIIe siècles. Comme pour la première application à du matériel ancien, les auteurs examinent des préparations non décalcifiées mais dont l'épaisseur varie de 60 à 120 μm. L'étude montre que les altérations taphonomiques représentent une sérieuse limitation à l'étude histologique. Une fois encore les auteurs recommandent d'opter pour des coupes transversales afin de maximiser les chances de déceler une zone où les alternances de cément sont exploitables. Jankauskas, Barakauskas et Bojarun (2001) ont adopté une méthodologie similaire sur des dents extraites de 49 patients d'âge connu mais également sur les dents de 48 individus exhumés des fosses communes de Tuskulenai à Vilnius dont l'âge est aussi connu pour la majorité. Comme précédemment, la préparation des lames n'est pas standardisée et conduit à des variations de l'épaisseur de 35 à 100 μm. Cette fois, l'étude ne fait pas état d'altérations des tissus mais relate une exactitude similaire pour les deux échantillons que les auteurs évaluent à six années. Un autre intérêt de cette publication réside dans la comparaison de l'approche cémentochronologique et de quatre techniques traditionnelles dont les performances sont jugées similaires.

Kagerer et Grupe (2001) se sont fixé pour objectif de tester l'impact des conditions pathologiques sur les estimations de l'âge. 80 dents correspondant à tous les types dentaires ont été extraites pour des raisons thérapeutiques et ont conduit à la préparation de 4 à 23 coupes transversales de 70 μm d'épaisseur. Le nombre de lignes incrémentales a été estimé puis ajouté à l'âge d'éruption de la dent. L'attention s'est portée sur le Cément Acellulaire à Fibres Extrinsèques dont le rôle exclusif d'ancrage est alors reconnu. Une incertitude de deux à trois ans a été calculée mais les parodontopathies et notamment les récessions parodontales ont conduit à la diminution du nombre de dépôts cémentaires et donc à une plus grande inexactitude. Néanmoins les auteurs considèrent que cette incertitude reste plus faible que celle obtenue par les techniques osseuses classiques. Le point fort de cette étude réside dans les informations détaillées recueillies auprès des patients et sur l'hypothèse que le tissu cémentaire enregistre des événements physiologiques de la vie de l'individu tels que des grossesses, des traumatismes osseux ou des insuffisances rénales. La même année,

avec une démarche empruntée à la zoologie, Klevezal et Shishlina annoncent que le cément permet également d'évaluer la saison du décès chez l'humain et rapidement, une corrélation entre des évènements climatiques et les lignes incrémentales est mise en évidence chez les grands singes (Cipriano, 2002). Cette voie de la saisonnalité est depuis explorée dans le cadre médico-légal et archéologique (Wedel, 2007 ; Wedel, Found et Nusse, 2013 ; Wedel et Wescott, 2015).

Face à la frustration d'adopter une méthode qui se fonde sur un phénomène encore non élucidé, Cool et ses collaborateurs (2002) ont pris la suite des travaux laissés par Renz en 1997 et ont déployé des techniques de *MO* et de *MEB-EDS* pour tenter de déterminer la microstructure des alternances cémentaires. Les analyses en lumière polarisée analysée [*LPA*] ont révélé que l'orientation des fibres de collagène ne varie pas selon le plan de coupe et que la phase minérale contribue plus fortement à la biréfringence* du tissu. Cette démonstration invalide alors la méthodologie employée par Stutz la même année qui se fonde sur le caractère isotrope de l'*Ha* du cément pour déceler des modifications diagénétiques. Les résultats des études *MEB* équipé en micro-analyse ne suggèrent aucune variation des teneurs en calcium, phosphate et soufre au sein des dépôts cémentaires. Ainsi, les auteurs concluent que l'orientation cristalline et/ou la taille des cristaux d'*Ha* seraient responsables des alternances observées.

Bien que l'ultrastructure et l'édification du tissu ne soient pas parfaitement comprises, le tissu cémentaire demeure le support d'autres études de l'estimation de l'âge au décès et, en 2002, les résultats préliminaires d'une étude de validation basée sur 500 dents sont publiés (Wittwer-Backofen et Buba, 2002). La publication des résultats détaillés deux années plus tard fait état d'un échantillon de 433 dents réduit à 363 sur des critères de qualité non détaillés (Wittwer-Backofen, Gampe et Vaupel, 2004). Ce référentiel est composé de dents monoradiculées extraites de 63 patients pour des motifs thérapeutiques. Alors que c'est la racine qui fait l'objet de préparations, le protocole adopté révèle l'inclusion en résine de la couronne de chaque dent pour des raisons pratiques. Or Renz et son équipe (1997) recommandaient l'inclusion en résine pour ses propriétés optiques afin d'augmenter la visibilité des *annuli*. Néanmoins, les auteurs annoncent qu'ils ont effectué des coupes transversales de 70 à 80 μm dans le tiers médian de la racine. Cette localisation a pour but de maximiser les chances d'accéder au cément acellulaire. Selon les auteurs, l'exactitude des estimations basées sur l'ajout du nombre d'*annuli* à l'âge moyen de l'éruption est de ± 2,5 ans (Intervalle de confiance* [*IC*] à 95%) et seuls 2,2% des cas sont caractérisés par une incertitude supérieure à cinq ans. Au-delà de ces conclusions très optimistes, les résultats expriment une sous-estimation des sujets de plus de 70 ans mais ne mettent en évidence aucune influence significative du sexe. Plus curieusement, l'étude n'établit aucun lien entre l'inexactitude des estimations et les pathologies parodontales. Pourtant, dans le même temps, des changements morphologiques liés à une augmentation de la minéralisation

et à la visibilité des fibres de collagène sont mis en évidence dans les couches de cément de dents extraites pour les mêmes motifs (Bilgin et al., 2004). Face aux conclusions contradictoires concernant l'impact des pathologies parodontales, Dias, Beaini et Melani (2010) ont depuis entrepris une étude basée sur 25 dents et ont démontré que la corrélation générale obtenue de 0,58 est due à la présence de dents pathologiques dont la corrélation avec l'âge est extrêmement faible. Les auteurs estiment l'incertitude moyenne des estimations à 9,7 ans mais révèlent qu'elle peut atteindre 22,6 ans pour les sujets affectés de pathologies parodontales. Depuis, des recommandations ont été apportées pour minimiser les effets des pathologies parodontales (Broucker et al., 2016).

Conscients que les difficultés pour mettre en évidence les anneaux cémentaires conduisent à de nouveaux échecs (Renz et Radlanski, 2006), Maat, Gerretsen et Aarents (2006) publient des recommandations techniques basées sur l'angle de coupe. Face à ces problèmes de lisibilité des préparations qui entraînent une dispersion des comptes d'*annuli* et donc des erreurs intra et inter-observateurs, d'autres améliorations techniques sont proposées. Czermak et son équipe (2006) présentent le développement d'un logiciel d'évaluation automatisée des micrographies basé sur des analyses de Fourier et des algorithmes qui localisent les alternances par l'examen des niveaux de gris. Bien qu'encourageante, cette démarche n'a pas permis d'atteindre des résultats fiables et les auteurs concèdent que la reproductibilité d'une telle approche passe par la standardisation de la préparation des lames histologiques. Très rapidement, cette perspective qui peut ouvrir la voie à des études démographiques est explorée par d'autres auteurs avec des approches mathématiques plus complexes (Klauenberg et Lagona, 2007). Cependant, cette deuxième tentative très théorique n'a pas séduit les anthropologues et a probablement desservi cette approche pourtant prometteuse.

Malgré l'absence de système automatisé, une étude paléodémographique a été entreprise par une équipe menée par Wittwer-Backofen (2008) sur un échantillon de 121 squelettes médiévaux. Bien qu'en l'absence de sujets d'âge connu l'exactitude n'ait pu être évaluée, l'intérêt de cette étude réside dans la comparaison de la cémentochronologie avec d'autres techniques osseuses et dentaires traditionnellement utilisées. Les estimations cémentochronologiques ont montré de fortes différences entre les observateurs et des divergences avec les autres méthodes. Néanmoins les auteurs admettent que la variabilité des dépôts, et donc la dispersion des comptes et l'imprécision associée n'ont pas été prises en compte. La proximité des estimations réalisées à partir des dépôts cémentaires et des indicateurs osseux traditionnels a depuis été vérifiée (Gauthier et Schutkowski, 2013). Les performances annoncées ont également amené Meinl et ses collègues (2008) à comparer l'exactitude et la précision* de la cémentochronologie à d'autres techniques dentaires. Sur un échantillon de 67 dents extraites de 37 sujets âgés de 20 à 91 ans, les auteurs sont arrivés à la conclusion que le

cément livrait des âges plus exacts, quelle que soit la classe d'âge considérée. Les auteurs modèrent leur propos concernant la précision qui peut selon eux être parfois meilleure pour la méthode Lamendin. Cette étude exprime que chacune des méthodes a tendance à surestimer l'âge chez les jeunes sujets et à le sous-estimer chez les individus plus âgés.

Dans l'étude menée par Wittwer-Backofen (2008), la cémentochronologie n'a pas été applicable sur 15% des sujets en raison de la mauvaise préservation des dents et de l'atteinte taphonomique du tissu. La préservation des tissus a également été désignée comme la principale limitation d'une autre étude d'individus archéologiques datés des périodes mésolithiques et néolithiques (Roksandic et al., 2009). Dans cette étude, 80% des dents ont été exclues pour des raisons taphonomiques, ou parce que le protocole n'a pas permis la mise en évidence de régions d'intérêt [*ROI*] satisfaisante. La décision d'exclure les échantillons a été prise par l'un des auteurs mais sur la base de critères qui ne sont pas révélés dans l'article. Enfin, la variabilité du tissu décrite et les micrographies publiées témoignent que les auteurs n'ont opéré aucune distinction entre le cément cellulaire et le cément acellulaire. L'altération des tissus et la difficulté de mettre en évidence les lignes incrémentales sur du matériel archéologique ont été soulignées par Huffman et Antoine (2010) qui incitent les recherches à cibler les affections taphonomiques du cément pour améliorer la fiabilité de la méthode. Une autre étude de matériel ancien réalisée par Robbins Schug, Brandt et Lukacs (2012) met en évidence une différence des profils démographiques obtenus à partir d'estimations cémentochronologiques et traditionnelles et engage à employer cette technique en paléodémographie. Cette recommandation a été suivie et d'autres travaux se sont engagés dans cette voie pour effectuer des reconstructions paléodémographiques (Lanteri, 2016) ou des comparaisons de profils afin d'explorer l'impact de la pathologie sur différentes populations archéologiques (Blondiaux et al., 2016). La paléopathologie a été au centre de l'une de nos approches (Bertrand et al., 2016). Cette étude s'est fondée

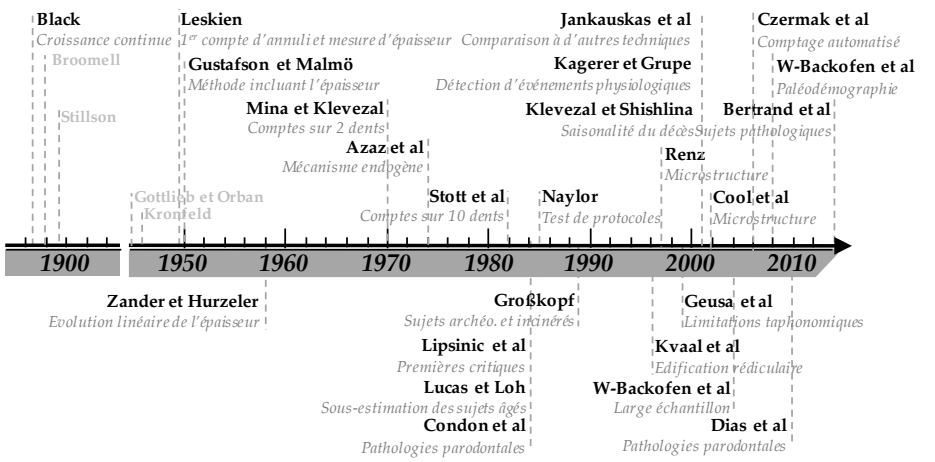


Figure 4 : Principaux jalons marquant l'étude de la cémentochronologie.

sur l'hypothèse que les conditions pathologiques limitent l'applicabilité des méthodes traditionnelles et a démontré l'intérêt d'adopter la cémentochronologie en renfort des techniques macroscopiques. Plus récemment, une étude basée sur 59 sujets subactuels et 28 individus archéologiques a fait appel aux techniques macroscopiques et à la cémentochronologie et a souligné l'intérêt d'une telle approche pour évaluer les différences entre l'âge biologique et l'âge chronologique (Couoh, 2017).

1.6.2 ALTÉRATION DES TISSUS ET DÉGRADATION DES PERFORMANCES

Afin de lever une ambiguïté courante concernant l'emploi des termes *taphonomie* et *diagenèse*, nous commencerons ce paragraphe par une brève présentation du contexte dans lequel ils ont été introduits.

TAPHONOMIE, DIAGENESE ET BIOSTRATINOMIE

L'histoire de l'étude des modifications *post mortem* est étroitement liée au développement de la paléontologie. Au début du XXe siècle, les analyses fondées sur des enregistrements fossiles ont bénéficié d'avancées théoriques essentielles avec les travaux de Weigelt (1927) qui introduit le concept de *biostratinomie* pour désigner les facteurs altérant les restes organiques depuis leur mort jusqu'à leur enfouissement. Ce concept est ensuite élargi par Efremov (1940) qui introduit la notion de *taphonomie* qui étymologiquement énonce les lois qui régissent l'enfouissement d'organismes et *leur transition de la biosphère à la lithosphère*. Enfin, Müller (1951) dénomme *diagenèse* l'ensemble des transformations subies par la matière organique après son enfouissement définitif. Ainsi, l'histoire *post mortem* d'un organisme implique des étapes successives. La première correspond aux processus subis par l'organisme, depuis sa mort jusqu'à son enfouissement dans les sédiments, *i.e.* la *biostratinomie*. La seconde correspond aux transformations chimiques et physiques affectant l'organisme après son enfouissement, *i.e.* la *diagenèse*. La première phase peut inclure une succession de cycles enfouissement/exhumation et la seconde phase s'achève avec la mise au jour des restes enfouis. Biostratinomie et diagenèse sont donc deux champs de la taphonomie, ayant leurs propres concepts, objectifs et méthodes, mais la limite entre ces champs n'est pas clairement établie (Fernández-López et Fernández-Jalvo, 2002).

Ce phasage distingue les processus essentiellement biologiques avant l'enfouissement des processus géologiques après l'enfouissement. Dans le cas d'activités anthropiques où l'inhumation peut être rapide et volontaire, la limite correspondant à l'enfouissement est donc bousculée et la confusion devient compréhensible. La distinction entre les processus pré- et post-enfouissement se révèle d'autant plus ambiguë et arbitraire s'il l'on considère que certains facteurs biologiques, au-dessus ou au-dessous du sol, agissent de manière identique. Ainsi en archéologie puis en anthropologie, des approximations ont popularisé le terme taphonomie et un sens large lui a été donné pour désigner les

altérations physiques, chimiques ou biologiques de la composition originale d'un organisme ou d'un objet et conditionnant sa conservation (Behrensmeyer et Kidwell, 1985).

Ainsi, dans ce travail, nous utiliserons le terme *taphonomie* car il est souvent délicat de se prononcer sur la chronologie d'apparition des altérations.

HISTOTAPHONOMIE DU CEMENT

Il est évident que les altérations taphonomiques, qu'elles affectent le corps entre la mort et l'enfouissement ou qu'elles surviennent longtemps après l'enfouissement, conditionnent la nature des observations requises pour estimer un âge au décès (Haglund et Sorg, 2002). Il est également clair que ces modifications, si elles atteignent les indicateurs biologiques, peuvent influencer la précision de l'estimation des techniques traditionnelles et conduire à des intervalles qui s'étendent avec l'ampleur des altérations (Ubelaker, 2010).

Par leur forte minéralisation, les dents offrent une grande résistance aux processus de dégradation et se présentent comme le support idéal ou comme une bonne alternative lorsque les altérations rendent l'interprétation de la morphologie osseuse difficile. L'intérêt suscité par la cémentochronologie résulte donc des performances de la technique mais aussi de la conservation préférentielle des tissus dentaires. Toutefois, le cément est le moins minéralisé des trois tissus composant la dent. De plus, même si il n'est pas vascularisé et donc peu poreux, il est à l'interface entre le milieu extérieur et la dentine dont les tubules de diamètre similaire aux canalicules osseux le relient au système vasculaire (Hillson, 2005). Le cément est donc susceptible d'être altéré malgré sa protection au sein de l'alvéole. Ces altérations sont d'ailleurs désignées par l'intégralité des études consacrées à du matériel ancien comme la principale limitation de la cémentochronologie et les auteurs recommandent unanimement d'en faire l'étude approfondie. Comme le soulignent Geusa et ses collaborateurs (1999) le bon état de préservation macroscopique peut dissimuler les altérations de la microstructure. Ainsi, même si la sélection d'une dent en vue de préparations histologiques doit évidemment privilégier un support bien préservé, ce n'est qu'après les phases de préparation que la préservation des tissus peut être évaluée. L'intérêt doit donc être porté sur l'histotaphonomie (Bell, 2012) qui, en plus d'apporter des informations sur la qualité et la proportion des tissus préservés, permet d'accéder aux modifications *peri mortem* et *post mortem* elles-mêmes préservées. Ces altérations peuvent avoir trois origines : *i*) la modification biologique ou bioérosion (*i.e.* attaque microbienne) ; *ii*) la modification chimique des composés organiques (*i.e.* hydrolyse) ; *iii*) la modification chimique des composés inorganiques (*i.e.* dissolution) (Child, 1995 ; Hedges, 2002 ; Hedges, Millard et Pike, 1995 ; Millard, 2001 ; Turner-Walker, 2008). Même si l'histotaphonomie concerne tout type de tissu et a fait l'objet de nombreuses études sur l'os, nous

concentrerons notre propos sur les tissus dentaires avec une attention particulière portée au cément.

La première description d'une invasion microbienne *post mortem* est relatée par Wedl (1864) qui a immergé des coupes de dents fraîchement extraites dans de l'eau non traitée. Après une dizaine de jours, Wedl a mis en évidence un réseau de tunnels de 7 à 8 µm de diamètre qui aujourd'hui portent son nom et dont l'origine est depuis attribuée à l'activité fongique (Marchiafava et Ascenzi, 1974). Cette expérience, même prolongée, a établi que ces altérations affectaient le cément et la dentine mais que l'émail en était dépourvu. Des tunnels similaires ont alors été mis en évidence dans des os et des dents fossiles (Roux, 1887 ; Schaffer, 1889, 1890). Sur un échantillon couvrant de larges périodes historiques, Sognnaes (1955) a observé que ces tunnels pénétraient les tissus dentaires depuis la cavité pulpaire et depuis la surface externe du cément. Une fois encore, ces observations ont montré que l'émail n'était pas affecté. Bien que la proportion de dents affectées soit différente entre les groupes étudiés, Sognnaes a estimé qu'il n'existait pas de corrélation entre les altérations et la chronologie et a suggéré que ces tunnels apparaissaient peu de temps après le décès. La chronologie d'apparition de la bioérosion a rapidement fait l'objet d'une étude par Syssovena (1958) qui a conclu que les modifications *post mortem* se produisaient au-delà de 70 ans après l'inhumation. D'autres recherches (Clement, 1958, 1963) ont démontré que les mécanismes responsables de la présence et l'étendue de ces changements sont indépendants du délai *post mortem* et des travaux plus récents montrent que l'apparition de micro-organismes peut survenir à l'échelle de quelques mois (Bell, Skinner et Jones, 1996). Les études histotaphonomiques ont ensuite préférentiellement ciblé le tissu osseux et ont eu pour objectif principal de caractériser les altérations (Hackett, 1981 ; Jackes et al., 2001 ; Jans, 2005 ; Poole et Tratman, 1978). Turner-Walker (2008), dans une étude portant sur l'os et la dent, a montré que l'agencement des altérations biologiques dépend de la microstructure des tissus. Ces travaux révèlent que les micro-organismes suivent l'orientation des fibres de collagène et exploitent les plans de faiblesse des tissus. Ainsi, la structure alternée du cément que traversent des fibres extrinsèques est propice à ces altérations taphonomiques.

Cependant, si des études se sont intéressées aux altérations du cément (Bell, Boyde et Jones, 1991 ; Hollund, Jans et Kars, 2014 ; Turner-Walker, 2008), elles ont, chez l'Homme, été totalement dissociées de la fiabilité de la cémentochronologie. Chez l'animal, Stutz (2002) a établi sur des dents paléolithiques que des recristallisations de l'*Ha* peuvent fausser le nombre d'anneaux décelés. Cette étude qui ne considère pas la bioérosion rappelle toutefois que la dégradation des composés organiques et la recristallisation de la fraction minérale ne doivent pas être négligées dans les études cémentochronologiques.

L'association de la matière organique et minérale est, en effet, capitale pour la compréhension des processus de dégradation. Les cristaux d'*Ha* composant le

cément sont, comme pour l'os, intimement associés aux fibres de collagène et leur agencement entraîne des espaces réguliers. Le collagène, stable *in vivo*, peut selon les conditions environnementales se dénaturer après la mort. Cette dégradation du collagène provoquée par l'activité biologique (Balzer et al., 1997 ; Grupe, 1995 ; Jans et al., 2004) ou une déstabilisation thermique (Leikina et al., 2002) crée des espaces favorables à la circulation des fluides et des micro-organismes conduisant, à terme, à la dissolution de la phase minérale (Keenan, 2016). Ainsi, même si les mécanismes par lesquels les micro-organismes décomposent le collagène ne sont pas élucidés (Keenan, 2016), la bioérosion et les modifications chimiques des matrices organiques et inorganiques sont étroitement liées.

1.7 PROBLÉMATIQUES DE LA RECHERCHE

La cémentochronologie est une méthode séduisante parce qu'elle repose sur le principe simple d'un enregistrement annuel dans les tissus offrant un accès direct à un indicateur continu corrélé — pour ne pas dire assimilé — à l'âge chronologique. La technique est attrayante aussi, car la précision annoncée est inégalée par les méthodes traditionnelles de l'estimation de l'âge au décès. Enfin, elle est attirante car elle est éprouvée chez l'animal et nouvelle chez l'Homme. Mais c'est précisément parce la méthode est jeune qu'elle est immature et que la majorité des anthropologues restent raisonnablement tournés vers les méthodes classiques, standardisées et mieux cernées. Les anthropologues sont régulièrement confrontés à la difficulté d'estimer un âge au moyen d'indicateurs de maturation osseuse ou dentaire ou de caractères dégénératifs et ont pleine conscience qu'en biologie, la variabilité est la règle. Accepter la parfaite régularité de l'édification d'un tissu et admettre la précision extrême avancée dans la littérature revient donc à désavouer ce principe fondamental de variabilité biologique. L'analyse de la variabilité des dépôts du cément acellulaire et des erreurs associées aux dénombrements d'*annuli* et aux estimations de l'âge est donc un travail incontournable pour que les performances de la cémentochronologie ne soient pas surestimées et pour que la précision et l'exactitude de cette technique puissent être quantifiées, critiquées, puis acceptées.

C'est dans un contexte paradoxal où la robustesse des résultats publiés ne semble plus suffire à faire adopter la cémentochronologie que s'inscrit ce travail de thèse.

Cerner les limites de l'estimation de l'âge au décès par cémentochronologie implique le recours à un référentiel histologique. La méthode nécessitant la coupe systématique d'une partie de la racine de la dent pour sa mise en œuvre, les complications pour disposer de collections de référence sont donc logiquement inéluctables. Pour contourner ce problème inhérent à la préservation des collections, la grande majorité des études cémentochronologiques disponibles à ce jour portant sur des sujets d'âge connu se base sur des dents recueillies dans

le cadre d'avulsions dentaires thérapeutiques. Ces actes chirurgicaux, couramment pratiqués par les chirurgiens-dentistes ou les stomatologues permettent aisément la constitution de référentiels conséquents. Cependant, cette intervention est pratiquée lorsque les solutions curatives et restauratrices de l'organe dentaire ne peuvent plus être envisagées et l'avulsion intervient pour des raisons *i*) pathologiques (*atteinte carieuse avancée, parodontopathie prononcée ; processus tumoral ; risque infectieux*) *ii*) orthodontiques (*correction d'encombrements ; persistance de dent(s) déciduale(s) ; disharmonie dento-maxillaire*) *iii*) prothétiques (*dents isolées, malpositions sévères*). Bien que certaines lésions puissent être détectées lors de l'examen morphologique préalable à une étude histologique, les raisons de l'extraction de la dent de son alvéole sont le plus souvent inconnues de l'anthropologue. En plus de conduire l'anthropologue à une stratégie d'échantillonnage opportuniste le menant à travailler sur plusieurs types dentaires, ce problème est crucial car les modèles, développés à partir de telles séries et destinés à être appliqués sur des séries ou des individus d'âge inconnu, supposent que le taux de croissance du cément, la nature du tissu et donc le modèle transposé aux sujets dont on veut estimer l'âge ne varient pas de façon significative de la population de référence. Que penser alors de l'élaboration d'un tel standard à partir d'échantillons de référence qui incluent exclusivement des cas pathologiques ? Même si les questions de l'impact de la pathologie sur la précision et l'exactitude des estimations par cémentochronologie s'imposent dans la littérature, la validité des études reste mal connue en cas de pathologie sévère et d'infections orales et cela fragilise les études. Parce que certains travaux mettent en évidence des perturbations de la formation du cément et l'affection du ligament parodontal chez des sujets affectés par des parodontoses sévères, nous avons souhaité qu'aucune dent extraite pour des raisons thérapeutiques ne soit intégrée à cette étude.

Ce travail vise aussi à s'affranchir des biais inhérents à la préparation en appliquant sur les dents sélectionnées un protocole standardisé et élaboré en considérant les recommandations publiées les plus efficaces. Ainsi, chaque dent intégrée à ce travail est préparée, observée puis intégrée à l'analyse en suivant une procédure unique conduisant à des préparations identiques. Cette standardisation a pour objectif d'accéder à la valeur de l'accord entre l'âge estimé et l'âge civil, donc l'exactitude et de quantifier la concordance des estimations effectuées, donc la précision. L'expression de la fiabilité de la cémentochronologie est trop souvent résumée à un chiffre global pour attester de sa performance. Cependant, un intervalle recouvrant ±5 ans n'a pas la même signification selon l'âge du sujet considéré. Nous pensons donc que la justesse des estimations doit être appréciée pour chaque classe d'âge de manière absolue et de manière relative.

La collecte des données en cémentochronologie à partir de l'observation de préparations histologiques dentaires représente une opération coûteuse en temps et constitue un frein majeur pour les études cémentochronologiques.

-

L'utilisation de l'analyse d'image est pleinement justifiée et nous avons choisi d'intégrer à cette recherche le test d'un logiciel de traitement conçu pour le comptage semi-automatique des anneaux cémentaires. Ce logiciel, fruit d'une collaboration entre anthropologues et programmeurs, a pour objectif d'augmenter le nombre des observations tout en éliminant les variabilités des lectures intra-observateurs et leur subjectivité.

Enfin, le cément est certes résistant aux dégradations *post mortem* dues à l'humidité, la température, l'activité microbienne ou encore aux forces mécaniques mais aucune étude chez l'Homme ne s'est focalisée sur les problèmes de conservation qui surviennent inévitablement en contextes archéologique et médico-légal et sur leurs conséquences sur les estimations de l'âge obtenues. Il devient donc essentiel d'apprécier l'impact des affections taphonomiques trop souvent négligées, en ayant recours à un référentiel dont l'âge mais également l'intervalle *post mortem* et la durée d'inhumation sont connus.

2. Materiel & Methodes

Le caractère de l'étude a nécessité d'établir une collection composée de dents extraites de sujets dont le sexe et l'âge sont documentés. Constituer une collection de référence acceptable et acceptée est une tâche délicate. Nous avons ciblé les collections de référence réputées et connues des anthropologues, car elles sont le support des validations des méthodes traditionnellement utilisées. Généralement, aucune demande de mise en œuvre d'une méthode destructive n'est examinée par les conservateurs des collections dès lors qu'il est possible d'obtenir des résultats identiques à partir d'un autre support ou en recourant à une autre technique non destructive. Or les biais précédemment cités dans la constitution de référentiels ont permis d'amorcer des discussions avec les responsables de collections anthropologiques. L'accès à de telles collections permet notamment à une stratégie d'échantillonnage jusqu'alors opportuniste de se plier aux exigences d'un protocole développé spécialement pour cette recherche pour ne cibler qu'un seul type dentaire et s'affranchir des erreurs engendrée par la pathologie. Le protocole de préparation a permis de présenter la méthode comme partiellement destructive puisqu'elle ne nécessite la destruction que d'une partie de la racine et laisse la couronne et l'apex de la dent dans leur intégrité. Sensibilisés aux missions des départements disposant de référentiels anthropologiques et de leurs objectifs visant à préserver et valoriser les collections afin de contribuer à la recherche scientifique, nous nous sommes engagés à retourner les préparations histologiques dentaires pour qu'elles intègrent les inventaires des collections d'origine en vue de recherches ultérieures.

L'autorisation d'accéder à trois collections de références nous a été délivrée. La première collection est la *Colecção de l'Esqueletos Identificados du Século XXI* du Laboratoire d'Anthropologie Médico-Légale du Département des Sciences de la Vie de l'Université de Coimbra au Portugal. Cette collection nommée *Santarém* dans ce travail du nom du village d'où proviennent les individus identifiés, est une collection en cours de constitution. En juin 2016, 248 individus y étaient recensés. Les seconde et troisième collections concernent les collections de *Schoten* et de *Châtelet* conservées toutes deux à l'Institut Royal des Sciences naturelles de Belgique [*IRSNB*]. *Schoten*, dont le nom est issu du nom d'une commune de Flandre orientale, est une collection ancienne constituée de 51 squelettes identifiés alors que *Châtelet*, tirant son nom d'une commune de la province du Hainaut est en cours de constitution et compte 13 squelettes identifiés

à ce jour. Le profil de ces trois collections de référence ainsi que les dents prélevées sont présentés plus en détail dans ce chapitre. À ces collections anatomiques, nous avons ajouté une collection identifiée tout à fait particulière, puisque découverte dans un contexte archéologique. Cette collection nommée *Carspach*, du nom de la commune du Haut-Rhin où ont eu lieu les fouilles, est constituée de 21 soldats identifiés de la Première Guerre mondiale. Ces individus, conservés au Pôle d'Archéologie Interdépartemental Rhénan [PAIR] le temps de l'étude, sont aujourd'hui inhumés dans le cimetière militaire d'Illfurth (Haut-Rhin).

Pour la première fois, une étude cémentochronologique ambitionne donc de se concentrer sur des individus exhumés dont l'âge mais également la durée d'inhumation sont connus. Ces conditions ouvrent la perspective inédite d'apprécier l'impact des affections taphonomiques trop souvent négligées sur le tissu cémentaire. Afin d'augmenter la taille de l'échantillon d'individus documentés, mais surtout d'étudier l'influence de la taphonomie sur l'applicabilité de la cémentochronologie sur des sujets exhumés, des spécimens anatomiques du *laboratoire d'anatomie* de la faculté de Médecine de l'Université de Lille font office de population témoin. Le cément est un tissu très résistant aux dégradations *post mortem* dues à l'humidité, la température, l'activité microbienne ou encore aux forces mécaniques, mais aucune étude chez l'Homme ne s'est focalisée sur les problèmes de conservation qui surviennent inévitablement en contexte archéologique et médico-légal et sur leurs conséquences sur les estimations de l'âge obtenues. Ce travail ayant pour objectif d'apprécier l'impact des affections taphonomiques, nous présentons en détail dans ce chapitre les techniques permettant d'examiner et de quantifier les altérations des tissus à l'échelle histologique.

Un des objectifs d'une méthode d'estimation de l'âge au décès est l'applicabilité des modèles développés à des sujets ou séries d'âge inconnu. À l'échantillon d'âge connu, nous ajoutons donc deux séries archéologiques pour lesquelles les âges chronologiques ne sont pas renseignés, mais où l'intervalle *post mortem* de plusieurs siècles permettra d'élargir la discussion de l'impact des affections taphonomiques à une autre échelle chronologique. Ces collections concernent une série de la Collégiale *Saint-Amé* de Douai (Nord, France) datée des XVIe-XVIIIe siècles et du Prieuré *Saint-Cosme* de la Riche (Indre-et-Loire, France) datée des XIIe-XVe siècles.

Sur ces collections d'âge chronologique connu et inconnu, actuelles ou archéologiques, le travail vise à s'affranchir des biais liés à la préparation en appliquant sur ces séries un protocole standardisé et certifié ISO-9001* pour apprécier la valeur de l'accord entre l'âge estimé et l'âge civil, donc l'exactitude et quantifier la concordance des estimations effectuées, donc la précision. Les protocoles de sélection de la dent, de préparation, d'observation et de traitement sont présentés en détail dans ce chapitre.

2.1 MATÉRIEL

Un programme visant à constituer une collection de dents humaines a été initié dès 2013 à la Direction de l'Archéologie de la Communauté d'Agglomération du Douaisis et s'est poursuivi à l'Unité de Taphonomie Médico-Légale de l'Université de Lille. La série en cours de constitution est composée de dents permanentes extraites dans le cadre d'actes chirurgicaux, de dents prélevées sur cadavres frais et sur collections archéologiques. Les objectifs de ce travail doctoral présentés dans la première partie de cette thèse ont depuis guidé la procédure d'échantillonnage. Cette base de données s'est alors enrichie de collections anthropologiques de référence et a permis la constitution d'un référentiel permettant l'extraction d'un échantillon standardisé pour notre sujet d'étude. À ce jour, ce référentiel est constitué de 1783 dents dont 33,9% [*n=604*] sont issus d'individus d'âge connu et 66,1% [*n=1179*] issus de sujets d'âge inconnu. Sur la totalité, 63,8% [*n=1137*] proviennent de collections archéologiques ; 28,2% [*n=502*] ont pour origine le *laboratoire d'anatomie* de la Faculté de Médecine de l'Université de Lille ou des cabinets de chirurgiens-dentistes ; 8% [*n=144*] proviennent de collections anthropologiques de référence. Cette collection couvre des périodes chronologiques allant du Néolithique à l'actuel et tous les types dentaires y sont représentés. Toutefois, les dents les plus représentées sont les canines inférieures (32,1% [*n=557*]) et les canines supérieures (19,1% [*n=331*]).

L'échantillon définitif de ce travail de thèse se compose de 400 canines permanentes dont 50% [*n=200*] ont été extraites de sujets de référence d'âge connu et 50% [*n=200*] d'individus archéologiques d'âge inconnu (Tableau 1 ; Figure 5)

Sur les 400 canines, la série est constituée de 30,3% [*n=121*] de canines supérieures (16,3% [*n=65*] droites ; 14% [*n=56*] gauches) et 69,8% [*n=279*] de canines inférieures (28,3% [*n=113*] droites ; 41,5% [*n=166*] gauches). Cet échantillon est différent de ceux utilisés dans le cadre d'études antérieures et se distingue par nature des échantillons traditionnellement utilisés dans la littérature relative à la cémentochronologie puisqu'aucune des extractions n'a été effectuée pour des

Tableau croisé Sites * Dents prélevées

Effectif

		Dents prélevées				
		Canine supérieure droite	Canine supérieure gauche	Canine inférieure droite	Canine inférieure gauche	Total
Sites	Laboratoire d'anatomie (Universtité de Lille)	12	17	8	11	48
	Santarém (Université de Coimbra)	15	9	40	35	99
	Schoten (Institut Royal des Sciences Naturelles)	1	2	6	17	26
	Carspach (Pôle d'Archéologie Interdépartemental Rhénan)	8	0	0	13	21
	Chatelet (Institut Royal des Sciences Naturelles)	0	1	0	5	6
	Saint-Amé (Communauté d'Agglomération du Douaisis)	22	18	22	38	100
	Saint-Cosme (Conseil départemental d'Indre et Loire)	7	9	37	47	100
Total		65	56	113	166	400

Tableau 1 : Effectifs des dents prélevées par types dentaires et par collections d'origine [*n=400*].

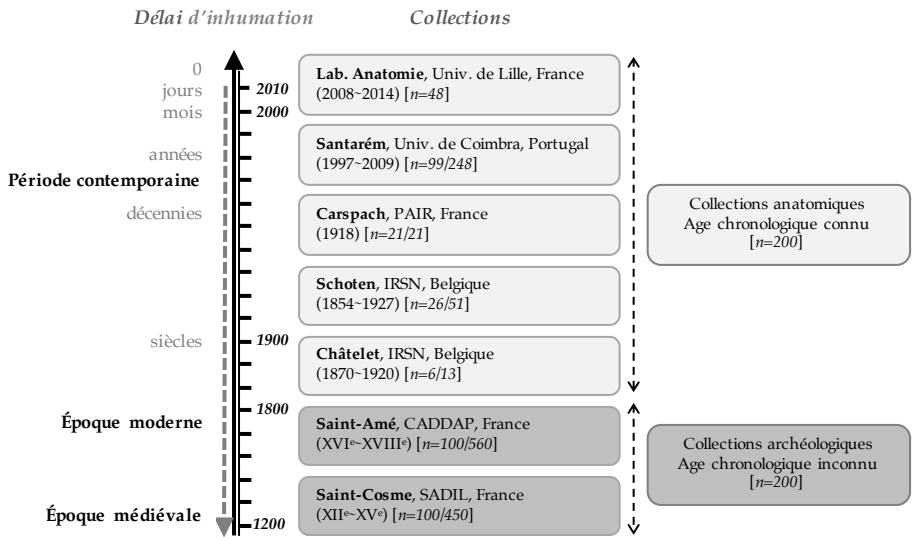


Figure 5 : Frise chronologique des collections intégrées à l'étude.

En gris clair, les collections anatomiques et anthropologiques d''âge connu ; en gris sombre, les collections archéologiques d'âge inconnu.

motifs thérapeutiques. Ainsi, aucune exclusion sur la base de critères pathologiques n'a été entreprise.

Au sein de cet ensemble, 12% [*n=48*] proviennent du *laboratoire d'anatomie* ; 24,8% [*n=99*] de la collection de *Santarém* ; 6,5% [*n=26*] de la collection de *Schoten* ; 1,5% [*n=6*] de la collection de *Châtelet* ; 5,3% [n=21] de la collection de *Carspach*. À cet échantillon d'âge connu s'ajoutent les dents provenant de la collégiale *Saint-Amé* (25% [*n=100*]) et du prieuré *Saint-Cosme* (25% [*n=100*]).

2.1.1 COLLECTIONS DE RÉFÉRENCE D'ÂGE CONNU

LABORATOIRE D'ANATOMIE, LILLE, XXe -XXIe SIECLES

Le *laboratoire d'anatomie* de la faculté de Médecine de l'Université de Lille est un plateau dédié à l'enseignement et à la recherche sous la direction du Professeur C. Fontaine. Les corps utilisés à cet effet sont légués par des donneurs et sont destinés à l'enseignement et aux dissections (appareil locomoteur, digestif, respiratoire, approche chirurgicale et cours d'anatomie). Les sujets inclus dans l'étude sont décédés entre 1997 et 2009. Les corps ont été perfusés avec une solution composée d'alcool éthylique, de formol 30%, d'eau distillée, de glycérine 99% et d'acide phénique pour leur conservation (R. Bry, *com. pers.)*. Dans le cadre de cette étude, il a été possible de disposer de 48 canines prélevées lors des enseignements de chirurgie dentaire {60,4% [*n=29*] de canines supérieures (droites [*n=12*] ; gauches [*n=17*]) ; et 39,6% [*n=19*] de canines inférieures (droites [*n=8*] ; gauches [*n=11*])} (Tableau 1). L'échantillon de dents extraites de sujets féminins représente 47,9% [*n=23*] et l'échantillon de dents extraites de sujets masculins représente 52,1% [*n=25*]. La distribution des âges chronologiques en fonction du sexe laisse apparaître une étendue similaire (Figure 6).

Les individus intégrés à l'étude sont âgés de 54 à 90 ans avec un âge moyen $\bar{x}$*=74,5 ans* et un écart-type σ*=9,3 ans* (Tableau 2).

SANTAREM, PORTUGAL, XXe -XXIe SIECLES

La constitution de collections documentées est une tradition ancrée au Portugal dès le XIXe siècle. Ainsi, le Portugal abrite les collections renommées des squelettes identifiés de Coimbra (*Université de Coimbra*), du Musée Bocage (*Musée National d'Histoire Naturelle de Lisbonne*), d'Évora (*Université d'Évora*), du projet Porto-BoneMedLeg (*Université de Porto* et *Institut National de médecine légale-Nord*) auxquelles s'ajoutent les collections de crânes identifiés de l'école de médecine et d'échange international (*Université de Coimbra*) (Ferreira et al., 2014 ; Marinho et al., 2012 ; Rocha, 1995 ; Santos et Cunha, 2012).

Cette tradition se perpétue aujourd'hui avec l'établissement de la *Colecção de l'Esqueletos Identificados du Século XXI* (Collection de squelettes identifiés du XXIe siècle) (*Université de Coimbra*). Profitant d'une ordonnance rendant possible l'exhumation de corps non réclamés ou abandonnés au-delà du délai légal (Nascimento et Trabulo, 2008) une collaboration avec le conseil municipal de la commune de Santarém (région du Ribatejo, Portugal) qui gère le cimetière de Capuchos a été initiée en 2009 par le Département d'Anthropologie de l'Université de Coimbra aujourd'hui intégré au Département des Sciences de la Vie (Ferreira et al., 2014). Cet arrêté, dont l'objectif initial est le renouvellement des concessions de cimetières, permet l'échantillonnage de squelettes de personnes identifiées et décédées après 2000. La *Colecção de l'Esqueletos Identificados du Século XXI* est hébergée au Laboratoire d'Anthropologie Médico-Légale du Département des Sciences de la Vie de l'Université de Coimbra. La publication de Ferreira et al en 2014 recensait 149 sujets.

En juin 2016, cette collection de référence comprenait 248 individus témoignant d'un enrichissement de 50% en moins de deux ans. Malgré l'âge avancé des individus composant cette collection et la fréquence élevée de perte de dents *ante mortem* observée (Ferreira et al., 2014), il a été possible de prélever 99 canines de 99 sujets différents {24,2% [*n=24*] de canines supérieures (droites [*n=15*] ; gauches [*n=9*]) ; et 75,8% [*n=75*] de canines inférieures (droites [*n=40*] ; gauches [*n=35*])} (Tableau 1). Les individus inclus dans l'étude sont décédés entre 1997 et 2009 et ont été exhumés entre 2004 et 2015. L'échantillon féminin représente 36,4% [*n=36*] et l'échantillon masculin représente 63,6% [*n=63*]. La distribution des âges chronologiques en fonction du sexe laisse apparaître une variabilité similaire pour les deux sexes, mais une médiane plus élevée pour les femmes (Figure 6). Notons également que les valeurs éloignées chez les hommes dénotent la présence de jeunes individus. Les individus étudiés sont âgés de 25 à 97 ans. L'âge moyen des individus est assez avancé [$\bar{x}$*=69,8 ans ; σ=16,3 ans*] (Tableau 2).

SCHOTEN, BELGIQUE, XIXe-XXe SIECLES

La législation en vigueur en Belgique attribue la responsabilité des cimetières aux communes et les autorise à se prononcer au sujet de la cession de restes humains à des fins scientifiques (Quintelier et al., 2011). Grâce à cette loi déjà existante en 1944 et à des démarches initiées alors par F. Twiesselmann auprès du bourgmestre de la commune de Schoten (Flandre orientale, Belgique), la Section d'Anthropologie et de Préhistoire à l'Institut Royal des Sciences naturelles de Belgique a pu recueillir, 51 squelettes identifiés dans le cadre du déménagement du cimetière de la commune (Orban, Eldridge et Polet, 2011 ; Orban et Vandoorne, 2006). Les sujets intégrés à l'étude sont décédés entre 1854 et 1927 et ont été exhumés en 1946. Dans le cadre de cette étude, il a été possible de prélever 26 canines issues de 26 individus différents {11,5% [$n=3$] de canines supérieures (droites [$n=1$] ; gauches [$n=2$]) ; et 88,5% [$n=23$] de canines inférieures (droites [$n=6$] ; gauches [$n=17$])} (Tableau 1). L'échantillon féminin représente 42,3% [$n=11$] et l'échantillon masculin représente 57,7% [$n=15$]. La distribution des âges chronologiques en fonction du sexe laisse apparaître une variabilité assez similaire pour les deux sexes avec une médiane très proche (Figure 6). Les individus étudiés sont âgés de 19 à 92 ans et l'âge moyen est de $\bar{x}=53$ ans avec un écart-type $\sigma=21,3$ ans (Tableau 2).

CHATELET, BELGIQUE XIXe-XXe SIECLES

Profitant du cadre juridique permettant la constitution de collections de référence (Quintelier et al., 2011) et se positionnant dans le prolongement de la perspective ouverte par F. Twiesselmann en son temps, l'Institut Royal des Sciences Naturelles de Belgique, en la personne de C. Polet, étoffe aujourd'hui ses collections de squelettes identifiés. Grâce à une collaboration avec J.P. Beauthier (médecin légiste, ULB), la Police Fédérale, et la commune de Châtelet (Hainaut, Belgique), une nouvelle série de squelettes identifiés est en cours de constitution. L'effectif de *Châtelet* est faible puisque la collection ne compte aujourd'hui que treize individus, mais cette collection a pour objectif d'être enrichie année après année et de compléter la collection de *Schoten*, notamment en faisant entrer dans les inventaires de l'*IRSNB* des squelettes identifiés d'individus immatures qui font aujourd'hui défaut. Les individus inclus dans l'étude sont décédés entre 1870 et 1920. Il a été possible de prélever six canines extraites de six sujets différents {16,7% [$n=1$] de canine supérieure (gauche [$n=1$]) ; et 83,3% [$n=5$] de canines inférieures (gauches [$n=5$])} (Tableau 1). L'échantillon féminin représente 50% [$n=3$] et l'échantillon masculin compose 50% [$n=3$] de l'échantillon. La distribution des âges chronologiques en fonction du sexe laisse apparaître une étendue très différente avec un âge plus avancé pour les femmes (Figure 6). Les individus étudiés ont un âge au décès compris entre 44 à 83 ans et un âge moyen de $\bar{x}=61,2$ ans avec un écart-type $\sigma=15$ ans (Tableau 2).

CARSPACH, FRANCE, 1914-1918

Le Pôle d'Archéologie Interdépartemental Rhénan, aujourd'hui restructuré et rebaptisé Archéologie-Alsace a mené de septembre à décembre 2011 une opération d'archéologie préventive, sous la direction de M. Landolt, permettant de redécouvrir un pan de l'histoire locale (Landolt, 2012 ; Landolt et Pélissier, 2013). Oubliés depuis près d'un siècle, 21 soldats allemands de la 6e Compagnie du 94e Régiment d'Infanterie de Réserve ont été mis au jour dans la galerie du Kilianstollen à *Carspach* (Haut-Rhin)[a]. Ce tunnel de grande capacité se situait en première ligne du front allemand et servait d'abri lors des bombardements ennemis. Le 18 mars 1918, après une riposte de l'armée française, la partie sud de cette galerie s'est effondrée, piégeant les dépouilles de 21 victimes. Cette découverte archéologique exceptionnelle et inédite illustre un instantané d'une catastrophe humaine, sans intervention anthropique entre le moment du décès des soldats et leur exhumation, où l'identité des défunts est connue. Le Kilianstollen est donc apparu comme un véritable laboratoire expérimental. Pour répondre aux attentes des services français et allemand des sépultures de guerre afin que les défunts puissent bénéficier d'une sépulture individuelle au sein du cimetière militaire d'Illfurth (Haut-Rhin), l'étude anthropologique a dû répondre à un objectif d'identification. Ce travail a été mené en croisant les données anthropologiques avec celles du décryptage des plaques d'identité et de la détermination des grades militaires à partir des uniformes conservés (Pélissier et al., 2016). Les individus inclus dans l'étude sont tous décédés le même jour de mars 1918 et ont été exhumés en 2011. Lors de cette étude anthropologique, une dent a été extraite sur chaque sujet {38,1% [$n=8$] de canines supérieures (gauches [$n=8$]) ; et 61,9% [$n=13$] de canines inférieures (gauches [$n=13$])} (Tableau 1). L'échantillon est exclusivement masculin (Figure 6). Les individus étudiés sont âgés de 19 à 38 ans. L'âge moyen de ces soldats est évidemment jeune [$\bar{x}=30,6$ *ans* ; $\sigma=6,1$ *ans*] (Tableau 2).

Age chronologique

Age chronologique Sites	N	Moyenne	Ecart type	Minimum	Maximum	Médiane
Laboratoire d'anatomie	48	74,5	9,3	54,0	90,0	76,0
Santarém	99	69,8	16,3	25,0	97,0	74,0
Schoten	26	53,0	21,3	19,0	92,0	46,5
Carspach	21	30,6	6,1	19,6	38,2	32,0
Chatelet	6	61,2	15,0	44,0	83,0	57,0
Total	200	64,4	19,8	19,0	97,0	70,5

Tableau 2 : Statistiques descriptives de l'âge chronologique des individus en fonction des collections d'origine.

[a] http://www.14-18kilianstollen.eu

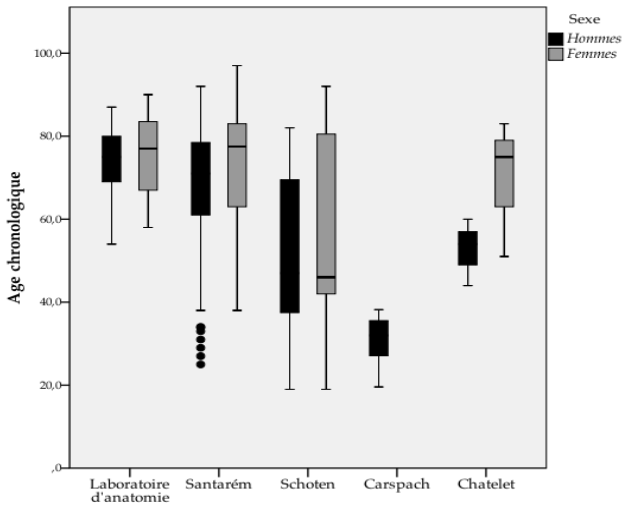


Figure 6 : Distribution de l'âge chronologique par sexe des collections identifiées intégrées à l'étude.

Dans son intégralité, la collection[b] d'âge connu est constituée de 200 canines, correspondant à 178 individus. Pour les collections de *Santarém*, *Schoten*, *Châtelet* et *Carspach*, chaque canine représente un individu unique. Seuls 12 sujets du *laboratoire d'anatomie* ont livré plus d'une canine.

La répartition par classes d'âge quinquennales de la collection de référence montre que toutes les classes d'âge sont représentées et met en évidence certaines particularités (Figure 8). La distribution par âge des individus n'est pas centrée autour de la moyenne [$\bar{x}$*=64,4 ans ;* σ*=19,8 ans*]. L'effectif des classes d'âge est maximal pour les classes d'âge [35;40[et [75;80[tandis que l'on observe un déficit en jeunes sujets d'âge inférieur à 30 ans et en sujets d'âge compris entre 40 et 65 ans. Ainsi, les individus dont l'âge est inférieur à 30 ans ne représentent que 7% de la collection [*n=14*]. Les individus des classes [40;45[∪ [45;50[∪ [50;55[∪ [55;60[∪ [60;65[ne représentent, même cumulés, que 18,5% [*n=37*] du groupe total. La tranche d'âge la plus représentée est la classe [75;80[représentant à elle seule 14% [*n=28*] de l'effectif total. La distribution bimodale du profil reflète de la sélection de nos échantillons et leur provenance distincte, donc indirectement les recrutements des individus. Hormis les classes [20;25[et >95 chaque classe d'âge est représentée par des individus issus de deux ou de plusieurs provenances. Les jeunes individus dont l'âge est strictement inférieur à 40 ans sont majoritairement représentés par les soldats de *Carspach*. Les individus âgés de plus de 65 ans sont majoritairement représentés par les sujets du *laboratoire d'anatomie* et de *Santarém*.

[b] Pour décrire notre échantillon, le terme "collection" sera préféré au terme "population", car notre référentiel est un groupe composite constitué d'individus ayant des origines géographiques et chronologiques différentes.

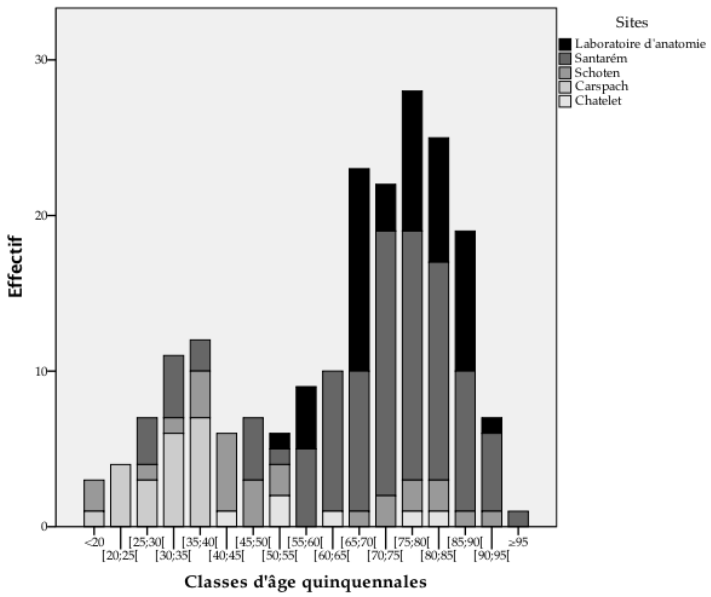


Figure 7 : Répartition des effectifs par classes d'âge quinquennales et par provenance de la collection de référence [*n=200*].

La répartition par classes d'âge quinquennales et par sexe révèle une distribution non équilibrée de l'échantillon avec 36,5% [*n=73*] d'individus féminins et 63,5% [*n=127*] de sujets masculins (Figure 8). Ce déséquilibre met en évidence une particularité puisque les jeunes individus d'âge strictement inférieur à 35 ans, à une exception près, sont tous masculins.

Pour les tranches d'âge [65;70[, [70;75[, là également les individus masculins sont surreprésentés. Pour les classes d'âge [75;80[et [80;85[l'équilibre entre les effectifs d'individus masculins et féminins est presque respecté. Seule la classe [85;90[rend compte d'un nombre d'individus féminins supérieur au nombre d'individus masculins.

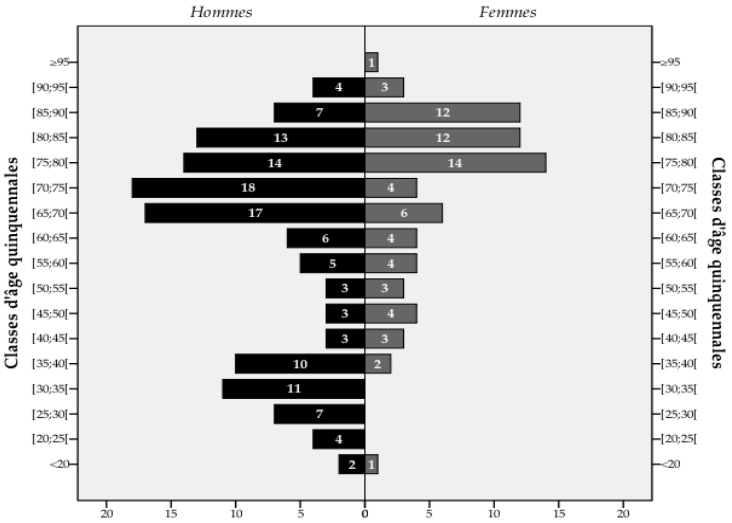


Figure 8 : Répartition des effectifs par classes d'âge quinquennales et par sexe de la collection de référence [*n=200*].

2.1.2 COLLECTIONS ARCHÉOLOGIQUES D'ÂGE INCONNU

À cet échantillon d'âge connu, nous adjoignons des individus issus de collections archéologiques. Pour ces derniers, les âges chronologiques ne sont pas renseignés, mais l'intervalle *post mortem* permet de discuter l'impact des affections taphonomiques et la transposition de la cémentochronologie sur les populations anciennes.

SAINT AME, FRANCE, XVIe - XVIIIe SIECLES

Insee Commune 59178 - Site n° 59.155.431 - arrêté de prescription n° 04/0201

Dans le cadre d'un projet de reconstruction de la place *Saint-Amé* de Douai (Nord, France) les fouilles archéologiques conduites par la Direction de l'Archéologie de la Communauté d'Agglomération du Douaisis et dirigées par E. Louis ont permis la mise au jour de la collégiale *Saint-Amé*, lieu de culte primitif de la ville. De juin 2004 à novembre 2005, 2500 m^2 ont été explorés et les vestiges des églises successives ont été reconnus (Louis et al., 2014a, 2014b). Un millier de sépultures primaires datées entre la fondation de la collégiale vers 945-950 par le comte de Flandre Arnoul Ier et la démolition de l'édifice en 1798 a été découvert. Parallèlement à l'exploration de l'édifice, un dépouillement des archives concernant la paroisse Saint-Amé a été effectué. Il s'agit essentiellement des registres des sépultures enregistrés entre 1672 et 1792, soit 1875 notices mentionnant le nom, la date de décès, l'âge, et éventuellement le lieu d'inhumation, la filiation et le métier du défunt. Un avantage certain de ce site est la comparaison possible entre les données textuelles et les données paléodémographiques.

Notre étude s'est concentrée sur un échantillon de la période la plus récente (XVIe-XVIIIe siècles). Cent sujets ont été sélectionnés sur les 560 de la période moderne et une canine par individu a été extraite pour être intégrée à l'étude.

SAINT COSME, FRANCE, XIIe - XVe SIECLES

Insee Commune 37195 - Site n° 37.195.026 - arrêté de prescription n° 09/0229

Le Prieuré *Saint-Cosme*, situé sur la commune de la Riche (Indre-et-Loire, France) est la propriété du Département. Classé monument historique, ce site doit sa notoriété au poète Pierre de Ronsard qui en été le prieur de 1565 à 1585 et y est inhumé. Dans le cadre d'un projet de réaménagement du site, une opération archéologique a été conduite du 3 juin 2009 au 15 février 2010 par le Service de l'Archéologie du Département d'Indre-et-Loire [*SADIL*] sous la direction de B. Dufaÿ.

À l'époque médiévale, les défunts sont traditionnellement inhumés dans le cimetière paroissial à proximité de l'église et les communautés de clercs vivant retirés du monde disposent d'un espace situé autour de l'édifice. Ce lieu d'inhumation privilégié peut également s'ouvrir aux laïcs vivant à proximité du

monastère ou entretenant des liens privilégiées avec la communauté. Entre la fondation du prieuré au XIIe siècle et sa fermeture au milieu du XVIIIe siècle, un cimetière de 450 sépultures accueillant les dépouilles de moines et de laïcs s'est développé autour et au coeur de l'église ainsi que dans les galeries du cloître et dans la salle capitulaire. Cent sujets datés du XIIe au XVe siècles ont été sélectionnés et une canine par individu a été extraite pour être intégrée à ce travail.

2.2 MÉTHODES

2.2.1 RÉVÉLER ET DÉNOMBRER LES INCRÉMENTS DE CÉMENT

Le protocole de préparation en cémentochronologie, qu'il concerne l'Homme ou l'animal, suit une procédure histologique relativement similaire. Même s'il est écrit que la majeure difficulté des analyses cémentochronologiques découle de l'observation et du comptage des incréments qui reposent sur l'expérience de l'observateur (Naji et al., 2016), une erreur serait de minimiser l'importance de la préparation qui est essentielle dans les analyses. En effet, les étapes de sélection et de préparation des dents sont déterminantes dans l'exactitude et la précision des estimations ultérieures. Même s'il est admis qu'une sélection inadéquate et qu'une préparation inadaptée peuvent provoquer la dégradation ou la perte d'informations, il est important de rappeler qu'une préparation juste acceptable peut au mieux aboutir à une estimation passable. Lors des phases de préparation, il est donc essentiel de réduire au maximum les sources d'erreurs potentielles.

La réalisation de lames histologiques dentaires pour examiner la microstructure cémentaire nécessite de la pratique. Les premiers essais peuvent être frustrants et quelques jours ou semaines de pratique ainsi qu'un protocole rigoureux et le matériel adéquat sont nécessaires à l'obtention de résultats satisfaisants, mais surtout constants. Dans cette partie est présentée la technique adoptée dans ce travail de thèse. La méthode se prête à la préparation de la plupart des dents, animales ou humaines, fraîches ou sèches.

Les matériaux et l'équipement requis dans ces protocoles sont répertoriés dans les annexes et les procédures utilisées suivent celles décrites dans les figures 9 et 12.

CERTIFICATION DU PROTOCOLE

Les préparations histologiques étudiées dans le cadre de cette thèse ont toutes été réalisées conformément au protocole standardisé et certifié ISO-9001 (Bertrand, 2013 ; Colard et al., 2015). La standardisation peut se définir comme l'action visant à améliorer la mise en œuvre de tâches répétitives telles qu'elles peuvent exister dans les domaines industriels, technologiques ou scientifiques. La recherche est souvent considérée comme une activité à part ne répondant pas à la conception d'un produit et donc apte à s'affranchir de contraintes nor-

matives. Cependant, les certifications en progression dans le domaine de l'entreprise n'épargnent pas le domaine de la recherche académique (Sambou et al., 2017). Cela témoigne de la volonté d'instaurer des procédures pour tester la validité des résultats et garantir leur reproductibilité, mais aussi du désir de réduire la part d'intuition présente dans l'élaboration et l'application des protocoles de la recherche scientifique. L'organisation internationale de normalisation [ISO[c]] est le leader mondial dans le domaine des normes industrielles et commerciales. La norme ISO-9001 s'appuie sur une démarche d'amélioration continue. Cette approche permet de s'inscrire dans une optique de valeur ajoutée et se révèle être un outil pour l'amélioration de la performance des entreprises. Elle est aussi un gage de qualité pour les laboratoires et garantit la traçabilité et la rigueur des processus de la recherche. En 2013, le Laboratoire d'Analyses Physiques et de Caractérisation des Matériaux de la Direction de l'Archéologie de Douai a été le premier laboratoire dédié à l'archéologie à recevoir une certification ISO-9001. Dans le même temps, les études cémentochronologiques sont devenues de plus en plus présentes dans la littérature scientifique et les protocoles de préparation de plus en plus abondants, mais également de plus en plus discordants. Il nous a semblé pertinent de standardiser les procédures de préparation dédiées originellement aux échantillons archéologiques. La norme ISO-9001 recommande l'adoption d'une approche par processus. Ainsi, les procédures de sélection de la dent, d'inclusion, de découpe et d'archivage ont été identifiées et standardisées pour rationaliser les opérations de préparation et assurer leur reproductibilité dans un souci de qualité.

La figure 9 est une représentation schématique de l'enchaînement des processus de préparations histologiques appliqués aux études cémentochronologiques.

PREPARATION DES LAMES HISTOLOGIQUES

SELECTION DES DENTS

Il fait l'unanimité que la sélection de troisièmes molaires doit être évitée, car l'âge de formation de la racine ainsi que l'âge d'éruption de ce type dentaire varient considérablement et conduisent donc à des estimations très larges. De plus, la morphologie variable des troisièmes molaires peut engendrer des perturbations des dépôts annuels de cément acellulaire (Wittwer-Backofen, 2012). Des complications similaires peuvent se produire au niveau des furcations des dents pluriradiculées. Ainsi, la plupart des études cémentochronologiques s'orientent vers des dents monoradiculées. Dans une approche basée sur plusieurs types dentaires, il a été démontré que le choix du type dentaire influençait les différences entre l'âge estimé et l'âge chronologique (Wittwer-Backofen, Gampe et Vaupel, 2004). Dans cette même étude, bien que les auteurs stipulent

[c] https://www.iso.org/fr/iso-9001-quality-management.html

qu'aucun type dentaire n'est susceptible d'être inexact, les canines se révèlent être le type dentaire qui présente le biais minimum. Notre protocole de sélection s'est conformé aux données de ces multiples études et nous avons standardisé nos prélèvements aux canines. Pour ce qui concerne la latéralité, il a été démontré qu'elle n'avait pas d'influence sur l'apposition de cément (Azaz, Michaeli et Nitzan, 1977 ; Solheim, 1990). Nous n'avons donc pas considéré ce critère comme étant déterminant. La perte *ante mortem* de dents est étroitement associée à l'âge, aux lésions carieuses et aux maladies parodontales et certaines études mettent en évidence un lien significatif entre la perte *ante mortem* et l'âge pour les molaires et les prémolaires, mais pas pour les canines (Fujita, 2013),

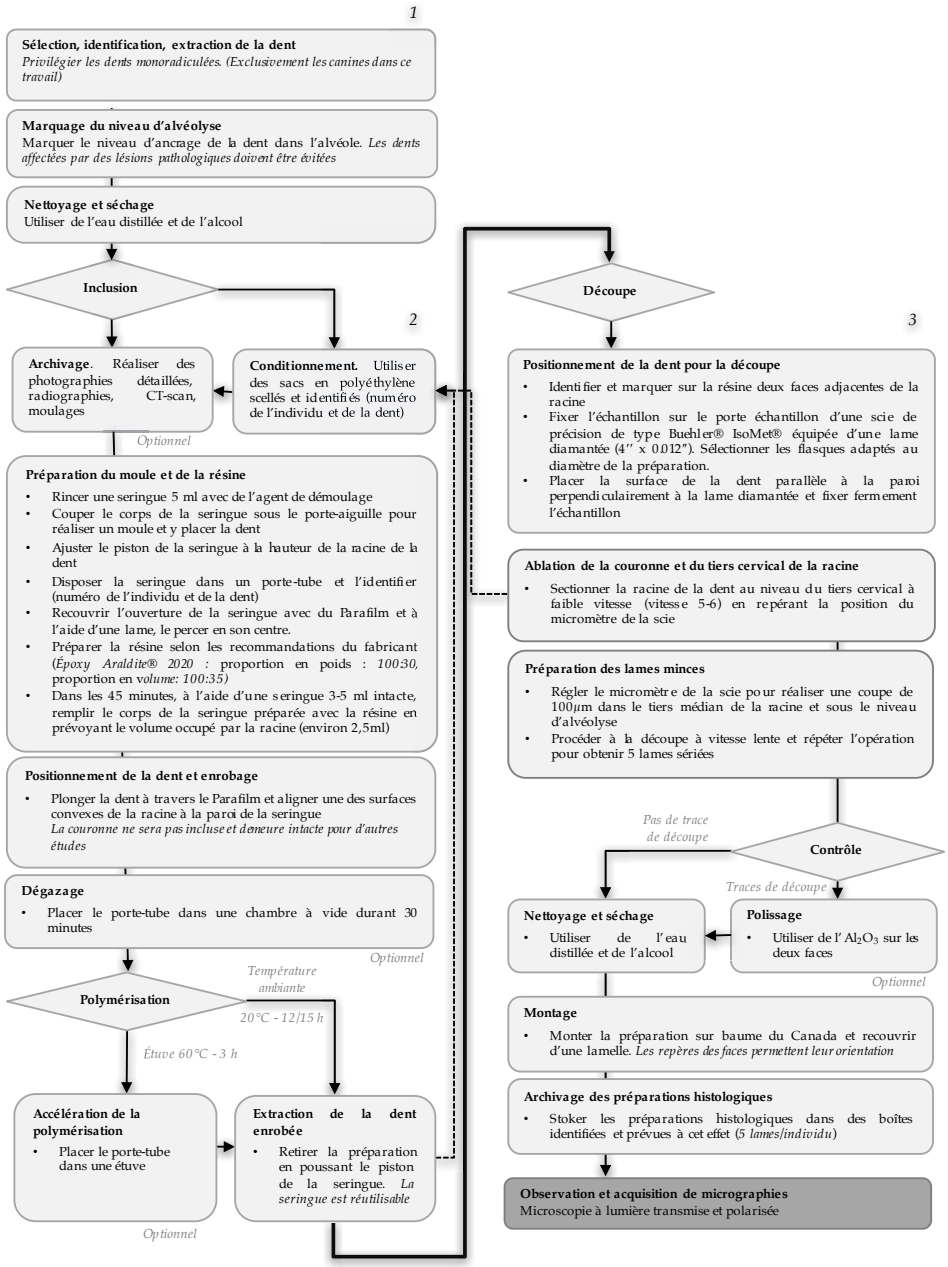


Figure 9 : Logigramme présentant le protocole de préparation histologique des études cémento-chronologiques.

Développé par B. Bertrand (Bertrand, 2013). Publié in Colard et al., 2015.

rendant ce type dentaire statistiquement plus représenté dans les collections d'individus âgés. D'un point de vue purement pratique, la préparation d'une dent monoradiculée se prête mieux au protocole d'inclusion et de découpe et la racine robuste de la canine maximise les chances d'une préparation de qualité.

Afin de ne pas intégrer dans notre échantillon des dents affectées par d'éventuelles pathologies, nous examinons les dents sélectionnées en tenant compte de la gravité des caries, de la présence d'abcès, du degré d'abrasion, de la présence excessive de tartre, de la présence d'hypoplasies, d'hypercémentose, et du degré d'alvéolyse. Lorsque l'organe dentaire est en place dans le tissu osseux, et préalablement à l'extraction, nous recommandons de tracer un trait au crayon sur la racine à la limite de l'implantation dans l'alvéole. Ce trait marque la limite de la découpe et en aucun cas le cément au-delà de cette limite ne devra être observé. L'avulsion dentaire est ensuite réalisée à l'aide d'un davier qui permet de luxer la dent et d'arracher le ligament alvéolo-dentaire lorsque les tissus mous sont préservés ou d'augmenter la mobilité de la dent en préservant l'os sec pour les sujets squelettisés. Nous recommandons dans la mesure du possible de ne pas travailler sur des dents isolées, car les dents implantées dans leur alvéole sont moins exposées aux affections taphonomiques. Bien évidemment cette recommandation peut être en opposition avec les directives des conservateurs des collections, légitimement soucieux de minimiser les risques de dégradation de l'os.

Pour les sept collections échantillonnées, les dents sélectionnées sont placées dans un sac sur lequel figurent le nom de la collection, le numéro d'inventaire de l'individu et la position de la dent sélectionnée selon la nomenclature internationale (FDI).

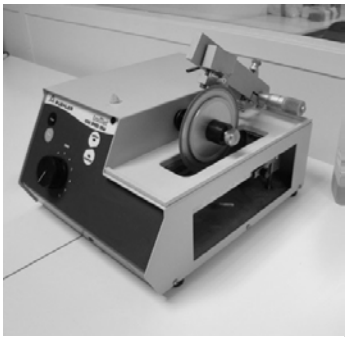
Inclusion

Pour l'inclusion, nous recommandons l'abandon de moules en silicone au profit de seringues 5 ml. Les avantages sont nombreux. En premier lieu, les moules en silicone, bien que réutilisables, se détériorent et leur coût ne facilite pas l'inclusion de larges séries. De plus, l'utilisation de seringue permet la réduction de la consommation de résine, car le volume est plus adapté à l'élément à inclure et permet l'inclusion de la racine et la préservation de la couronne et de l'apex pour d'éventuelles études ultérieures (Analyses *MEB-EDS*, ADN, isotopiques, protéomiques). Enfin, l'encombrement de l'élément inclus étant plus faible, son adaptation au porte-échantillon est facilitée et la durée de coupe diminuée (Figure 10).

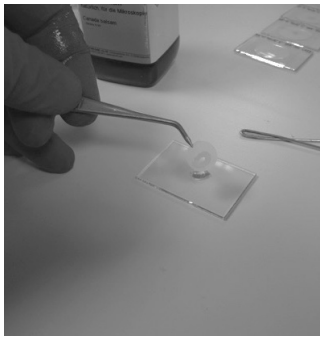
En vue de réaliser une série d'inclusion, préparer autant de seringues deux pièces de 5 ml que nécessaire. Décapiter préalablement chaque seringue en ôtant au scalpel le porte-aiguille et sa base. Descendre le piston de la seringue à 3,5 ml pour faire correspondre l'espace à la hauteur de la racine de la dent sélectionnée. Enduire l'intérieur des seringues d'un agent de démoulage. Disposer

les seringues dans un porte-tube et les étiqueter. À l'aide de Parafilm®, obturer les seringues et une fois tendu, perforer le film en son centre à l'aide d'un scalpel. Ce dispositif permettra de maintenir la dent verticalement dans la seringue et d'ajuster sa position. Nettoyer à l'alcool la racine de chaque dent. La résine peut alors être préparée dans le respect des règles de sécurité recommandées par le fabricant. Le kit de résine utilise dans ce travail est une résine époxy bi-composants. Ce kit comprend la résine époxy et son catalyseur. Cette résine est particulièrement indiquée pour l'imprégnation d'échantillons poreux et fragiles. Elle est incolore et transparente. Elle présente un faible retrait et une excellente résistance mécanique. Selon les recommandations du fabricant, le mélange doit être effectué en volume ou en masse [*proportion en volume : 100 ml de résine pour 35 ml de catalyseur ; proportion en masse : 100g de résine pour 30g de catalyseur*]. Nous préconisons l'utilisation d'une balance de précision et donc la réalisation des proportions en masse pour plus de précision. En fonction du nombre de

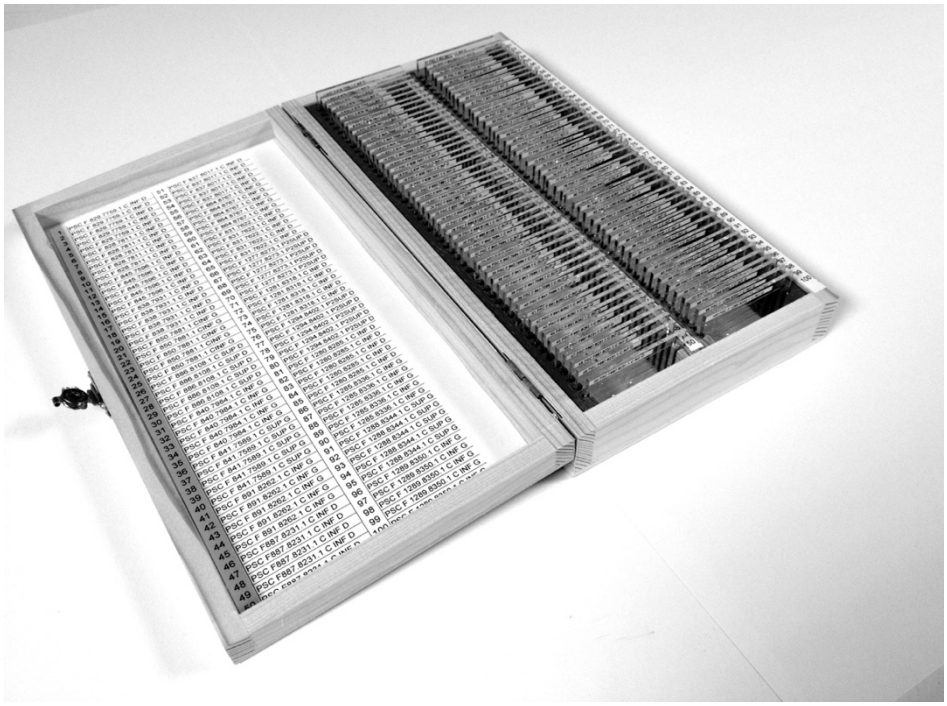
[a] Racine incluse



[b] Découpe sur Buehler IsoMet Low



[c] Montage des préparations



[d] Conditionnement des préparations histologiques

Figure 10 : Illustration de certaines étapes du protocole de préparation.

[a] Racine incluse dans la résine époxy prête à être placée dans la tronçonneuse Buehler IsoMet Low Speed ; [b] Découpe de la racine ; [c] Montage sur lame des préparations ; [d] Conditionnement des préparations histologiques étiquetées au nom de l'individu et incrémentées du numéro de coupe.

dents à inclure, il est préconisé d'estimer la quantité de résine à préparer. Compter approximativement 2,5 ml~2,5 g par dent afin de prévoir une marge de sûreté. En déduire les fractions des deux composants. Verser délicatement (afin d'éviter les bulles d'air) la quantité de résine requise dans le bécher gradué jetable fourni avec le kit et ajouter doucement la quantité de catalyseur nécessaire à l'aide d'une pipette. Si le choix de la proportion en masse a été effectué, disposer le bécher vide sur le plateau de la balance analytique. Tarer la balance et ajouter la masse de résine requise. Tarer à nouveau et ajouter, goutte à goutte, la quantité de catalyseur nécessaire. Remuer le mélange délicatement à l'aide d'une spatule. Une fois le mélange effectué, la durée d'utilisation est de 40 à 50 minutes à 20 °C. Pour une meilleure qualité de la préparation, il est recommandé de disposer le bécher contenant le mélange sous une cloche à vide et de dégazer pendant quelques minutes. Cette opération facultative a pour but de finaliser la préparation de la résine et de minimiser la présence de bulles susceptibles d'adhérer aux parois de la racine de la dent.

À l'aide d'une seringue intacte, prélever 2,5~3 ml de résine et la verser dans chaque seringue disposée sur le porte-tube jusqu'à 1~2 mm du bord pour tenir compte du volume de la racine à intégrer. Disposer chaque dent dans sa seringue. La racine ne doit pas être en contact avec les parois de la seringue. L'opérateur peut jouer sur l'angulation entre l'axe de la racine de la dent et le bord de la seringue afin d'orienter au mieux sa préparation. Le portoir est ensuite disposé sous la cloche à vide et un dégazage peut être effectué. Le dégazage n'excède pas le temps d'utilisation restant de la résine (une trentaine de minutes). À 20 °C, la polymérisation nécessite entre 12 et 15 heures. Après ce délai, les dents sont démoulées en pressant le piston et chaque dent est replacée dans son sachet.

Il est possible d'accélérer la durée de polymérisation en augmentant la température. Placer alors le portoir à l'étuve. À 60°C trois heures sont suffisantes. Le nettoyage du matériel se fait à l'acétone et à l'eau. Les seringues, après nettoyage, sont réutilisables.

DECOUPE ET MONTAGE

La répartition du *CAFE* n'est pas homogène à la surface de la racine et le choix de la zone à étudier fait encore débat même si un consensus se dégage et oriente les observations de cément vers le tiers moyen de la racine (Gauthier et Schutkowski, 2013 ; Robbins Schug, Brandt et Lukacs, 2012 ; Wittwer-Backofen, 2012). L'argument de ce choix est essentiellement lié à l'exposition de l'apex et du tiers cervical aux atteintes pathologiques. De plus, le tiers apical de la racine est sujet à l'hypercémentose et cette région est soumise à diverses charges mécaniques pouvant entraîner une production de *CCFI* réactionnel (Schroeder, 1986). Ainsi, pour maximiser les chances d'identifier le *CAFE* sur nos préparations, nous orientons notre découpe vers le tiers médian de la racine.

Pour effectuer cette préparation, l'échantillon une fois inclus dans la résine est monté sur le porte-échantillon d'une tronçonneuse de précision équipée d'une lame diamantée au liant métal afin de réaliser cinq coupes transversales de la racine. Lors de la rotation, cette lame baigne dans un liquide de tronçonnage. De l'eau peut également être utilisée avec un lubrifiant anticorrosif. Il faut veiller à ce que les flasques utilisés permettent à la lame de couper le bloc de résine sur toute sa hauteur. Le choix de ces flasques est essentiel et le diamètre maximal doit être sélectionné. Le bloc de résine contenant la dent est fixé fermement dans la mâchoire du bras articulé. La dent est positionnée de façon à ce que la couronne se trouve sur la partie extérieure et soit éliminée dès la première coupe. Aligner l'objet sur la lame à l'aide du micromètre et positionner le trait de crayon de la racine à la verticale du trait de coupe. Maintenir le bras levé. Ajuster le réglage de vitesse sur une position intermédiaire et poser délicatement l'objet sur la scie. Une fois la couronne sectionnée, la placer dans son sac resté à proximité. Ajuster le frein si nécessaire pour que la découpe stoppe immédiatement après que la section soit réalisée.

Pour effectuer la première coupe à 100 μm, lever le bras articulé et tourner le micromètre gradué dans le sens des aiguilles d'une montre de 400 μm. En effet, nous devons prendre en considération lors de ce réglage l'épaisseur de la lame, soit 300 μm dans notre cas. Pendant la découpe, préparer les lames de verre et y faire figurer le numéro de la lame, le nom du site, l'identification de l'individu, le sexe et le numéro de la dent. Une fois coupée, prélever la coupe avec une pince et la laver à l'eau distillée et à l'alcool. Déposer la préparation sur la première lame de verre en repérant les orientations supérieures/inférieures, mais aussi labiales/linguales et mésiales/distales et en veillant à ce que chaque coupe soit orientée de la même façon. Si le canal dentaire a été obstrué par des sédiments, un nettoyage au bac à ultrasons peut être requis afin d'éviter tout dépôt lors du montage sous lamelle. Un contrôle d'épaisseur peut être effectué sur le comparateur d'épaisseur et un contrôle visuel peut être réalisé pour vérifier l'absence de traces de scies pouvant gêner la lecture des *annuli* dans le cément. L'affûtage de la scie permet de minimiser ces artéfacts. Un polissage des deux faces peut être envisagé préalablement au lavage pour faire disparaître les artéfacts. Répéter l'opération pour obtenir cinq coupes par dent.

Une fois les coupes séchées, effectuer le montage au baume du Canada et recouvrir la préparation d'une lamelle en évitant les bulles d'air. Il est important de laisser les lames à plat jusqu'au séchage du milieu de montage. Lorsque la préparation est sèche, ranger la préparation en prenant soin d'inscrire son numéro et son identification à l'intérieur de la boîte. Remettre le reste de la racine et la couronne dans le sac, et archiver le sac.

OBSERVATION EN MICROSCOPIE OPTIQUE ET ACQUISITION

Une fois les préparations effectuées, les cinq lames obtenues pour chacune des 400 dents sont placées sur la platine d'un microscope trinoculaire à lumière transmise.

OPTIMISATION DES OBSERVATIONS ET ACQUISITION

L'éclairage de la préparation est un paramètre fondamental pour la réalisation d'une micrographie de qualité. Bien que les paramétrages élémentaires des microscopes optiques soient décrits dans de nombreux ouvrages, nous allons dans ce paragraphe présenter comment précisément « dérégler » diaphragmes de champ et d'ouverture pour améliorer les prises de vue.

Déréglage de l'éclairage de Köhler

L'ouverture et la hauteur du condenseur ainsi que l'ouverture du diaphragme de champ conditionnent la quantité de lumière et l'angulation des rayons qui traverse la préparation. En biologie, ces paramètres sont ajustés afin d'illuminer la préparation de façon homogène. En cémentochronologie, même si l'ultrastructure du cément n'est pas parfaitement comprise, c'est l'hétérogénéité optique des alternances qui permet leur mise en évidence et ce sont précisément ces différences d'aptitude à réagir à la lumière que nous allons chercher à accentuer.

Dans un premier temps, à faible grossissement (objectif 10x), placer l'échantillon sur la platine et focaliser à l'aide des vis macro- et micrométriques. Fermer ensuite le diaphragme de champ et ajuster la hauteur du condenseur de façon à obtenir l'image nette de ce diaphragme polygonal sur la préparation focalisée (Figure 11). C'est dans l'étape de centrage du condenseur que réside la majeure différence avec les protocoles communément utilisés en biologie.

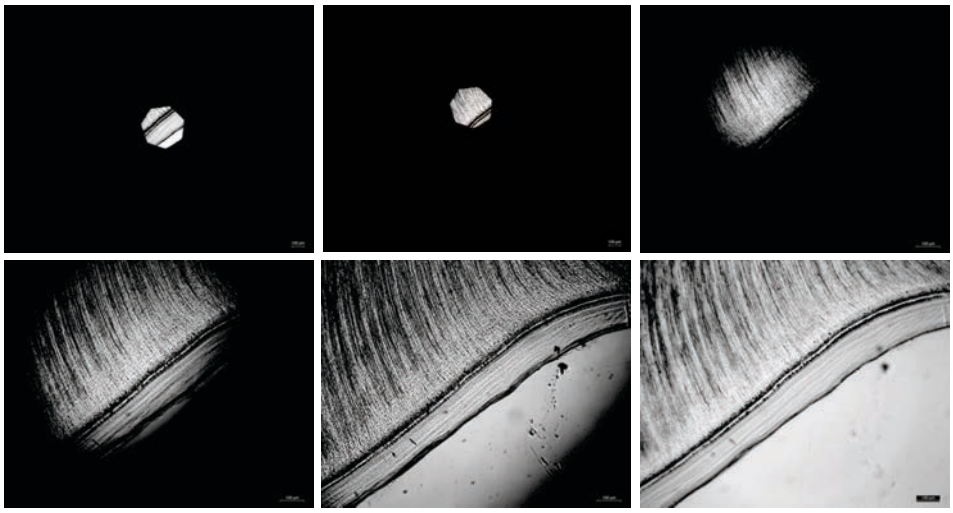


Figure 11 : Réglage de l'éclairage de Köhler du microscope par décentrage du diaphragme d'ouverture pour des observations cémentochronologiques.

L'ajustement de la hauteur du condenseur de l'ouverture du diaphragme de champ et du diaphragme d'ouverture permet d'optimiser la mise en évidence des annuli.

Le diaphragme règle le degré de cohérence de la lumière et son ajustement détermine la proportion de champ éclairée. Nous ne cherchons pas ici à couvrir intégralement le champ, mais à ouvrir le diaphragme jusqu'à ce qu'un tiers de la surface du champ soit éclairé. À l'aide des vis de centrage du condenseur (disposées à 120 degrés sur le corps du condenseur), déporter le champ lumineux de sorte que le diaphragme de champ soit positionné dans le quart nord-ouest du champ. À plus fort grossissement (objectif 20x et 40x), le bord du diaphragme, toujours centré, deviendra « le » paramètre à faire varier pour discerner et accentuer les alternances cémentaires. Ainsi ce phénomène d'ombrage orienté permet d'influer sur l'incidence de la lumière sur la préparation. Le phénomène induit est bien connu en astronomie qui profite des ombres portées pour apprécier les reliefs lunaires. Le réglage par défaut d'un microscope de biologiste reviendrait donc à observer des cratères un soir de pleine lune où la lumière écrase les reliefs. En plus des vis de focalisation pour réaliser la netteté de la lame, les éléments à ajuster deviennent donc principalement la hauteur du condenseur permettant d'augmenter ou de diminuer la portée de l'ombre projetée, le diaphragme de champ permettant de déplacer l'ombre du quart nord-ouest vers le quart sud-est et le diaphragme d'ouverture qui permet d'opacifier l'ombre et de contraster l'image. Ce phénomène d'« éclipse » est impérativement à conjuguer avec l'orientation de la platine rotative du microscope pour rechercher l'angle optimal de détection des anneaux.

Ces paramètres doivent être choisis pour offrir le meilleur compromis de lumière directe et déviée qui dépend, dans une large mesure, des caractéristiques d'absorption, de diffraction et de réfraction de l'échantillon, mais aussi de l'ouverture de l'objectif.

Ces réglages permettent dans de nombreux cas d'améliorer l'image, mais doivent être opérés sans charger l'image d'artéfacts qui obscurcissent les détails et présentent une amélioration exagérée des contrastes. Lorsque le diaphragme d'ouverture est trop fermé, la lumière déviée peut entraîner des artéfacts de diffraction provoquant des halos lumineux. Des problèmes de réfraction peuvent aussi produire des artéfacts et provoquer le dédoublement de certaines structures. À l'inverse, une trop forte ouverture du condenseur peut provoquer une diffusion de la lumière dans l'échantillon et entraîner une perte de contraste et la suppression des détails. Le réglage optimal varie donc d'une préparation à l'autre, il est nécessaire de manipuler ces paramètres pour s'adapter à la préparation.

Sélection d'une ROI et acquisition

En théorie, les alternances de dépôts de cément acellulaire devraient être homogènes sur toutes les faces de la racine, mais la nature variable des céments selon ces faces, leur taux de croissance et/ou l'orientation de la coupe par rapport à la microstructure rendent ces dépôts très différents d'une région à une

autre. Ainsi, il est indispensable sur les cinq préparations réalisées pour chaque dent, d'opérer une sélection de la *ROI* à des grossissements de 50 et 100X. L'acquisition, quant à elle, est effectuée à 400X grâce à une caméra digitale qui équipe le stéréomicroscope et du logiciel dédié (pour plus de détails sur le matériel utilisé pour les observations et les acquisitions, se référer aux annexes).

Chaque photographie [*n=2000*] est enregistrée et renommée en lui attribuant les numéros d'identification de la lame, donc de l'individu. Chaque microphotographie permet l'observation nécessaire au dénombrement des alternances cémentaires.

Traitement de l'image

La microphotographie obtenue est le fruit de procédés optiques et numériques qui ont chacun généré une dégradation de l'information biologique contenue dans le tissu qui nous intéresse. Il est évident que la qualité des systèmes optiques et digitaux influe considérablement sur la nature de la détérioration de l'information. Il est fréquent de constater que des auteurs rehaussent le contraste de leur micrographie. Même si l'emploi d'algorithmes de filtrage peut améliorer la lisibilité d'une *ROI*, il ne peut en aucun cas compenser une image brute de mauvaise qualité. De plus, l'adoption de traitements excessifs ou inappropriés peut entraîner des effets sur les résultats, allant jusqu'à la création d'*annuli* supplémentaires.

L'image brute peut cependant contenir des informations dans une plage dynamique imperceptible à l'œil de l'opérateur inexpérimenté. Cette sensibilité peut être à l'origine des erreurs inter-observateurs les plus fréquentes où les capacités de discernement se renforcent avec l'expérience. Il est important de noter que le type de traitement à apporter dépend également du but fixé (esthétique ou fonctionnel). D'un point de vue purement fonctionnel, nous recommandons un équilibrage automatique des niveaux et le traitement par masque flou. Ce procédé également nommé *unsharp mask* est un outil permettant d'améliorer les limites entre des zones faiblement contrastées par un procédé qui soustrait à l'image originale la version lissée de cette même image. Cette technique de filtrage permet de différencier plus distinctement les alternances claires et sombres et apporte un confort non négligeable. Même si aucun de ces traitements ne peut être considéré comme miraculeux, ils contribuent, au même titre que chacun des modestes perfectionnements présentés jusqu'alors, aux améliorations des estimations.

DENOMBREMENTS

La continuité des alternances des dépôts sur l'intégralité de l'épaisseur de la bande cémentaire est le critère de choix pour la sélection de l'axe de lecture pour le dénombrement. Le plus souvent, le comptage des *annuli* ne s'effectue pas sur un simple axe de lecture linéaire du fait de discontinuité de certains anneaux. Ce phénomène a déjà été décrit en sclérochronologie où, instinctivement, l'opérateur peut être amené à changer de direction au cours de la lecture et à quitter l'axe initialement choisi où la lecture devient difficile et à choisir un autre axe où les structures redeviennent lisibles (Stevenson et Campana, 1992). Pour effectuer les dénombrements, chaque micrographie est importée dans Adobe Photoshop® CS5. Le comptage des *annuli* est réalisé manuellement grâce à l'outil « comptage » qui permet de dénombrer les objets d'une image.

Grâce à cet outil, Photoshop® réalise le suivi du nombre de clics effectué par l'opérateur et ce nombre apparaît sur l'incrément comptabilisé. Cet outil minimise les erreurs d'inattention de l'opérateur. Ensuite, les décomptes sont enre-

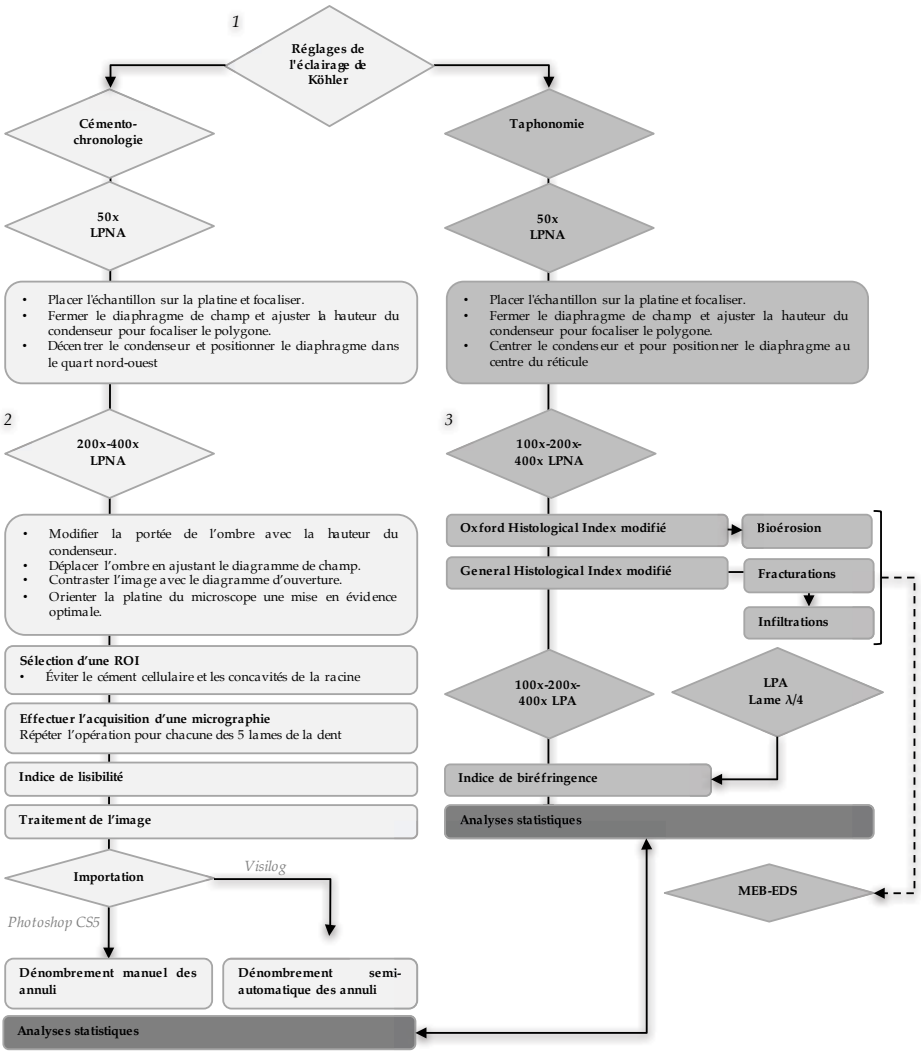


Figure 12 : Logigramme présentant le réglage du microscope optique et le protocole d'observation cémentochronologique et taphonomique.

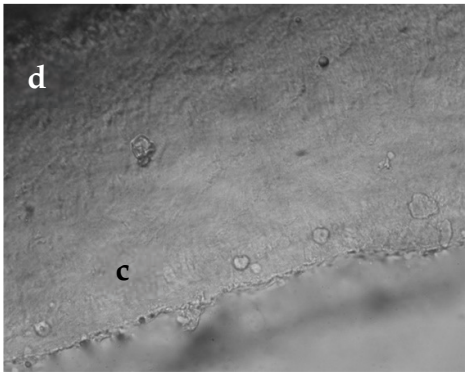
gistrés en même temps que le fichier et peuvent figurer sur des calques que l'opérateur peut afficher ou masquer dans un but pédagogique afin d'initier un manipulateur ou en cas de vérification intra/inter-observateurs pour ne pas influencer les observations ultérieures. Cet outil permet la comparaison des chemins de lecture et la sensibilité des opérateurs à la distinction des *annuli*.

Sur chaque dent sont effectués, dans la mesure du possible, cinq dénombrements. Chaque compte manuel est saisi dans un classeur *Microsoft® Excel* puis importé dans *IBM® SPSS Statistics* v.24 pour analyse.

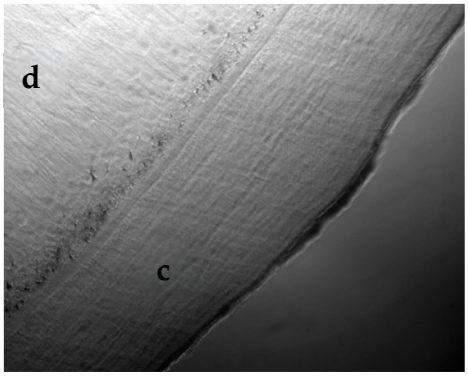
INDICE DE LISIBILITE

De nombreuses études portant sur des animaux d'âge connu (par marquage à la tétracycline ou par un maintien en captivité) ont montré que la lisibilité du cément était variable entre les espèces, entre les populations et entre les individus d'une même population. Ces différences de lisibilité seraient associées à différents types d'activité telle que l'hibernation, ou à la disponibilité de l'alimentation ou aux conditions environnementales (Hensel et Sorensen, 1980). Dans les études portant sur l'humain, bien que la lisibilité soit souvent appréciée par les auteurs, elle n'est que trop rarement évaluée et ne permet donc aucune comparaison d'une étude à une autre ou d'un échantillon à un autre ni ne permet la pondération de la précision des estimations. Cette lisibilité n'est estimée qu'en tant que critère d'exclusion pour certains spécimens ou certaines préparations. L'évaluation de la lisibilité est nécessairement subjective (Roksandic et al., 2009) et cette subjectivité devient flagrante lorsque la décision de rejeter des individus d'une même étude diffère d'un observateur à l'autre (Wittwer-Backofen et al., 2008). Nous partageons l'avis de Klevezal (1996) et recommandons l'évaluation chiffrée de la lisibilité des préparations histologiques dans les travaux dédiés à l'estimation de l'âge au décès par cémento-chronologie. L'évaluation de la lisibilité des alternances cémentaires attribue, en effet, un jugement de valeur de l'estimation du nombre d'anneaux et caractérise le degré de fiabilité d'une lecture, donc indirectement d'une estimation. Ce jugement est souvent porté par l'observateur le plus expérimenté à qui revient la décision d'exclure l'individu sur la base d'une expérience personnelle (Roksandic et al., 2009 ; Rolandsen et al., 2008). Il convient donc d'établir les critères de cette lisibilité. Tel est le sens du « *certainty code* » introduit par Matson (1981) sur les préparations dentaires animales qui a inspiré la création de notre indice de lisibilité. Cet indice estime à la fois la lisibilité des structures cémentaires et pondère la fiabilité de leur dénombrement. Ce critère ne concerne que le discernement des structures cémentaires et ne porte en aucun cas sur l'appréciation d'artéfacts liés à la préparation ou des affections taphonomiques (pour ces dernières des indices dédiés aux modifications taphono miques sont présentés). Ainsi, à la lecture de chaque micrographie, un code entre 0 à 4 a été attribué (Figure 13). L'attribution du code maximal est réservée aux structures claires et sans ambiguïté. Sur de telles images, les caractéris-

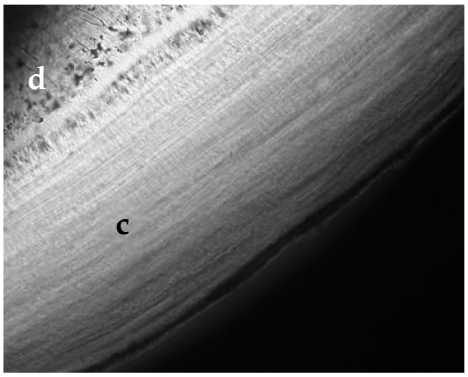
tiques du cément acellulaire sont similaires au modèle de référence. Les alternances cémentaires y sont très contrastées et nettement discernables. La pondération du décompte obtenu sur de telles zones est maximale et reçoit le coefficient 4. Une haute précision est attendue. Lorsque les caractéristiques histologiques sont bonnes, mais moins contrastées et que le décompte permet d'espérer que l'âge soit inclus dans l'intervalle donné, la préparation reçoit le coefficient 3. Très peu d'incertitude est attendue. Quand la correspondance des caractéristiques histologiques et du modèle standardisé est moyenne. Une erreur modeste est probable et la micrographie reçoit le coefficient 2. Si cette correspondance des caractéristiques cémentaires et du modèle est faible, alors une erreur importante est probable ce que traduit le coefficient 1. Enfin, lorsque les structures ne sont pas discernables, la micrographie est considérée comme illisible et puisqu'une erreur est inévitable, la micrographie reçoit le coefficient minimal 0. Le comptage n'est alors pas considéré.



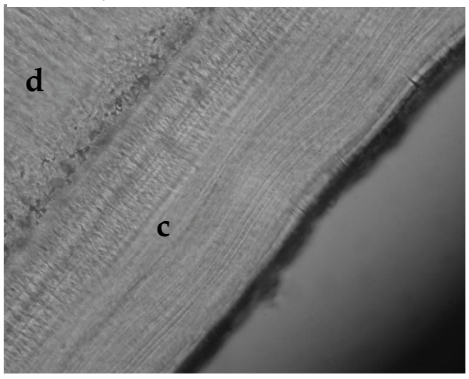
[a] Lame illisible



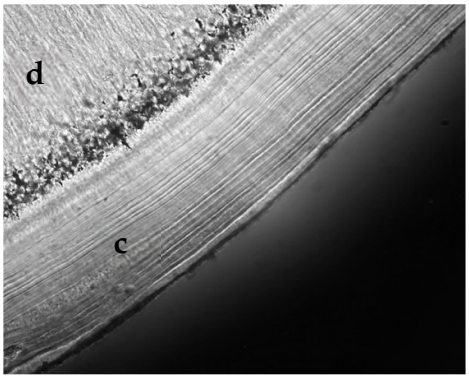
[b] Beaucoup d'incertitude



[c] Incertitude raisonnable



[d] Très peu d'incertitude



[e] Clair et sans ambiguïté

Figure 13 : Indice de lisibilité des alternances de cément acellulaire.

[a] Un dénombrement est impossible et le comptage ne doit pas être considéré ; [b] La correspondance des caractéristiques histologiques et du modèle standardisé est faible, une erreur importante est probable ; [c] La correspondance des caractéristiques histologiques et du modèle standardisé est moyenne, une erreur modérée est probable ; [d] Les caractéristiques histologiques permettent d'espérer un âge inclus dans l'intervalle donné ; [e] Les caractéristiques du cément acellulaire sont très proches du modèle de référence obtenu sur la base du protocole standardisé (d : dentine ; c : cément acellulaire).

[***Indice de lisibilité***]

- *0 - Illisible - un dénombrement est impossible et le comptage ne doit pas être considéré ;*
- *1 - Beaucoup d'incertitude - La correspondance des caractéristiques histologiques et du modèle standardisé est faible. Une erreur importante est probable ;*
- *2 - Incertitude raisonnable - La correspondance des caractéristiques histologiques et du modèle standardisé est moyenne. Une erreur modeste est probable ;*
- *3 - Très peu d'incertitude - Les caractéristiques histologiques permettent d'espérer que l'âge soit inclus dans l'intervalle donné ;*
- *4 - Clair et sans ambiguïté - Les caractéristiques du cément acellulaire sont très proches du modèle de référence obtenu sur la base du protocole standardisé.*

L'indice de lisibilité donne une indication de la qualité de la microstructure cémentaire observée, mais représente également un facteur pouvant modérer la valeur accordée à un dénombrement. À ce titre, les indices de lisibilité peuvent être explorés lors de l'appréciation de la précision et de l'exactitude.

2.2.2 SYSTÈMES D'ANALYSE D'IMAGE ET AUTOMATISATION

Il est couramment admis que l'acquisition de données en cémentochronologie représente une étape partiale et coûteuse en temps pour les laboratoires et qu'elle constitue un frein majeur des études cémentochronologiques. L'assistance par l'analyse d'image représente un besoin croissant en cémento-chronologie et ce travail de thèse expérimente un module développé sur la plate-forme Visilog® et financé par la région Nord-Pas de Calais (*Projets émergents 2013–2015 ; CADDAP, Douai & UTML, Université de Lille*). Le logiciel Visilog® de *FEI Visualization Sciences Group* est une solution pour la création d'applications personnalisées de traitement d'images. Il est basé sur une bibliothèque d'algorithmes et sur une expérience dans le développement d'applications scientifiques et industrielles. En effet, la plate-forme Visilog® a été le support de développement spécifique en sclérochronologie pour l'interprétation de pièces calcifiées (otolithes, écailles, vertèbres, coquille, illicium, statolithes) (*IFREMER/LASAA, laboratoire de Sclérochronologie des Animaux Aquatiques & FEI Visualization Sciences Group*). L'intention de concevoir un système semi-automatisé en cémentochronologie est née à la Direction de l'Archéologie dès 2011 et est devenu le fruit d'une collaboration entre anthropologues (*CADDAP, Douai* & *UTML, Université de Lille*) et programmeurs (*FEI Visualization Sciences Group*[d]). Plusieurs années ont été nécessaires à la conception et à la concrétisation de ce module baptisé *Arkéos* dont l'objectif est l'augmentation la taille des observations tout en éliminant les variabilités des lectures intra-observateurs et leur subjectivité.

[d] https://www.fei.com

PRESENTATION DE L'ENVIRONNEMENT VISILOG®

Visilog® permet l'importation des microphotographies *16 bit* (1280x1024) réalisées dans le cadre d'études cémentochronologiques. La macro intègre une base de données qui permet le stockage des images traitées et à traiter grâce à un volet accessible sur l'espace de travail. Ces micrographies sont identifiables par l'intermédiaire de miniatures et d'un formulaire sur un volet permettant de lire et de saisir des métadonnées. Cette solution permet notamment pour chaque fichier de renseigner : le nom de l'image, la provenance de la préparation, le nom du site ou de la collection concernée, le nom de l'individu ou du patient concerné, le sexe, l'âge chronologique s'il est connu, le type de la dent sur laquelle la préparation est effectuée, une description textuelle, des mots-clés, la date du traitement de l'image, les comptes s'il y a eu un traitement de la photographie (nombre d'anneaux cémentaires, moyenne et écart-type). Cet archivage des micrographies permet d'effectuer une recherche dans la bibliothèque d'image par mot-clé sans parcourir l'arborescence des fichiers. Il est possible d'exporter la totalité des champs ou une sélection de champs du résultat de la recherche ou de l'intégralité des données dans un fichier compatible Microsoft® Excel.

Sur l'interface, un outil permet une estimation par le logiciel de la qualité du cliché. Un critère de qualité attribué à chaque cliché pour en estimer sa qualité (A/B/C/D). Pour chaque microphotographie, la qualité de l'image est évaluée en deux étapes. La première évaluation détermine si la présence d'alternances est détectable par Visilog® et la seconde évalue le contraste de l'image. Les différentes étapes du traitement pour l'estimation de la qualité de l'image sont les suivantes :

- *Extraction de la sélection de l'utilisateur et séparation des 3 canaux de couleurs de manière à ne travailler que sur le canal vert ;*
- *Correction du fond par un filtre médian ;*
- *Calcul du volume d'un gradient orienté dans une direction variant de 5 degrés de 0 à 180 degrés ;*
- *Si la valeur de volume maximale est trop faible, la qualité est attribuée à D. Dans les autres cas, le contraste de l'image ayant obtenu la plus forte valeur de gradient est calculé pour affiner l'évaluation de la qualité entre A et C.*

Cette estimation de la qualité permet la sélection en arrière-plan des paramètres de seuil pour la reconnaissance des anneaux.

Le logiciel intègre un outil permettant pour chaque image acquise de tracer un groupe de segments entre deux points sur le champ observé pour dénombrer le nombre d'alternances que traverse le segment (nombre d'anneaux clairs ou sombres). Il revient à l'opérateur de choisir la zone la plus judicieuse à traiter et de choisir l'origine et la fin de ce segment. Le segment tracé par l'opérateur est la représentation simplifiée de dizaines ou centaines de segments parallèles à

ceux tracés sur lesquels seront effectués les comptages. Leur nombre et la distance qui les sépare (le pas) peuvent être paramétrés par l'opérateur. D'autres outils tels que des segments additionnables qui sont en fait des segments non jointifs, mais dont les comptages sont disponibles dans l'interface. Les paramètres de nombre de segments et du pas entre les segments sont paramétrables.

La détection des dépôts cémentaires se fait sur l'image de canal vert de l'image d'entrée. Le long de chaque segment parallèle à ceux tracés par l'utilisateur, une commande Visilog® est utilisée pour intégrer pour chaque pixel de la ligne courante les 10 pixels orthogonaux voisins. Puis, parmi les valeurs obtenues en chaque pixel, les minimums et maximums satisfaisant le critère de seuil donné en entrée sont déterminés (Figure 14).

Le nombre d'anneaux obtenus correspond au nombre de minimums détectés et est exportable dans un tableur. Des repères sur les segments principaux permettent à l'opérateur de juger de la pertinence de la reconnaissance automatique.

L'intégralité des comptages est exportée dans un tableur associé à la micrographie et peut être sauvegardée ou simplement copiée et collée dans un classeur *Microsoft® Excel*. Le(s) tracé(s) et les décomptes sont sauvegardés jusqu'à la prochaine ouverture de cette même image. Chaque micrographie traitée et comptée est sauvegardée pour conserver les traitements et les comptes. Une commande permet de réinitialiser l'image pour recommencer le tracé et le traitement. Bien que les paramètres de seuil soient cachés à l'utilisateur et sélectionnés automatiquement en fonction de la qualité A/B/C/D de l'image, l'opérateur peut, au besoin, configurer ces paramètres manuellement.

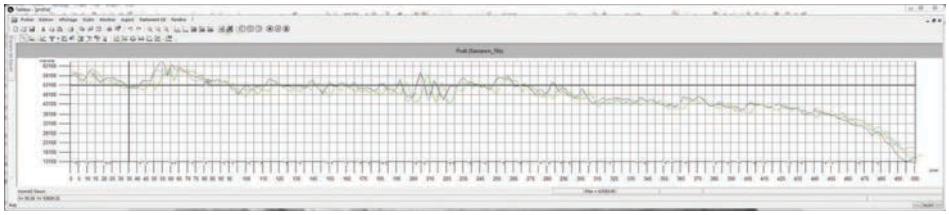
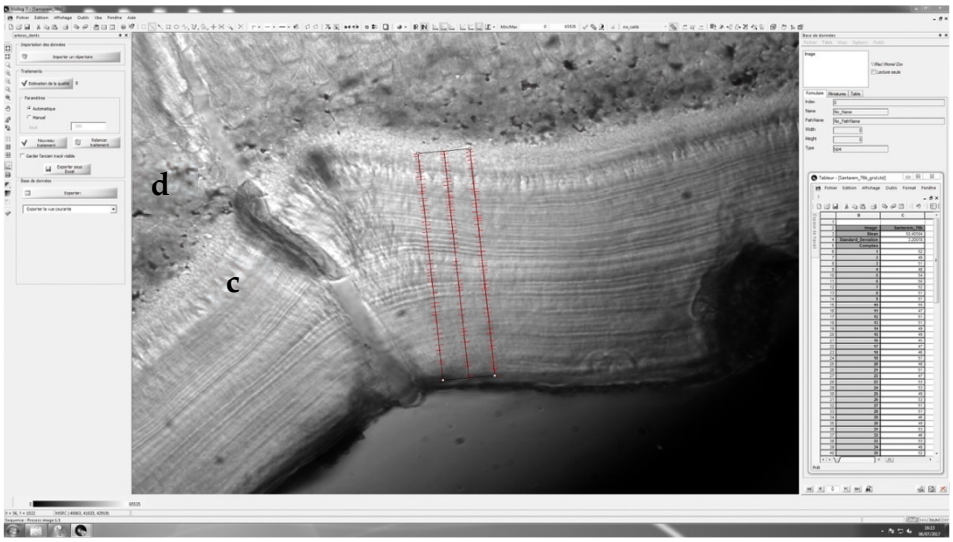


Figure 14 : Profil d'intensité obtenu à partir d'une micrographie importée dans Visilog®.
Le nombre d'anneaux estimé correspond au nombre de minimums détectés sur le profil d'intensité.

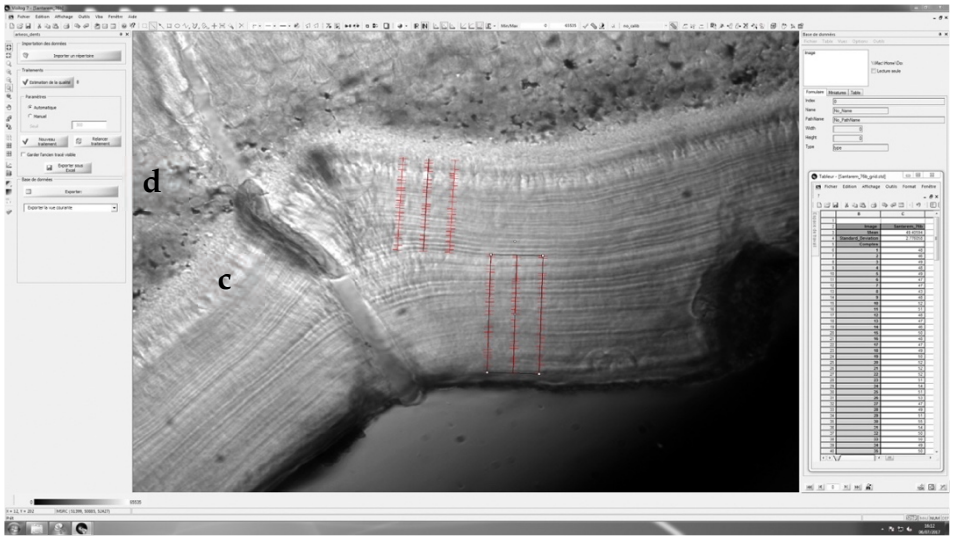
COMPTAGES SEMI-AUTOMATISES

Pour chacune des dents extraites de sujets d'âge connu [*n=200*] nous avons sélectionné la micrographie d'une lame histologique et l'avons importée dans *Visilog*® en vue d'effectuer un dénombrement automatisé des anneaux de cément acellulaire (Figure 15).

Pour chaque analyse, le pas entre chaque profil tracé par l'utilisateur a suivi la même configuration et les segments ont donc été paramétrés de manière identique. Ainsi, pour chaque lame étudiée 101 comptes ont été effectués et au terme de l'analyse 20 200 comptes ont été réalisés par le logiciel. Les résultats ont été exportés dans *Microsoft*® *Excel* puis dans *IBM*® *SPSS Statistics* v.*24* pour être traités.



[a] Détection automatisée des alternances du CAFE à partir de profils continus.



[b] Détection automatisée des alternances du CAFE à partir de profils concaténés (nombre de segments [n=101] et nombre de pas identiques).

Figure 15 : Micrographie importée dans Visilog® pour un dénombrement automatisé des alternances cémentaires.

Le groupe de segments parallèles est tracé par l'opérateur et symbolise le profil central et les deux extrêmes. La détection peut être effectuée à partir de profils entiers [a] ou de différents profils concaténés [b]. Les comptes sont sensiblement équivalents (d : dentine ; c : cément acellulaire).

Nous avons également testé la reproductibilité du logiciel, donc son aptitude à produire des résultats identiques dans des conditions identiques. La concordance de mesures répétées a été entreprise sur les mêmes micrographies à six mois d'intervalle. La grandeur mesurée étant quantitative, nous avons employé le coefficient de corrélation intra-classe (Elie et Colombet, 2011) et la méthode graphique de *Bland-Altman* (Bland et Altman, 1986 ; Giavarina, 2015).

2.2.3 IDENTIFICATION DES AFFECTIONS TAPHONOMIQUES

L'histotaphonomie fournit des informations essentielles sur la présence de l'activité microbiologique dans les tissus durs et de nombreux travaux fournissent, pour l'os, des clés pour repérer et interpréter les traces de ces altérations (Bell, Skinner et Jones, 1996 ; Grupe et Garland, 1993 ; Trueman et Martill, 2002). Ainsi, les tunnels ramifiés laissés par les champignons et les cyanobactéries ou les destructions focales microscopiques [*MFD*] laissées par les bactéries (Bell, 1995 ; Jans, 2005) ainsi que les conséquences sur les propriétés optiques du tissu osseux sont bien décrits. Le tissu dentaire, par sa plus forte minéralisation est réputé pour être plus résistant aux agents taphonomiques (Adler et al., 2011 ; Drancourt et al., 1998 ; Higgins et Austin, 2013), mais les études consacrées aux altérations taphonomiques des tissus dentaires restent exceptionnelles (Hollund et al., 2015). Ainsi, nous avons adapté au tissu cémentaire des outils classiquement utilisés pour le tissu osseux. Afin de caractériser l'ampleur de la perte de la microstructure cémentaire provoquée par l'action des micro-organismes, nous avons adapté l'Oxford Histological Index [*OHI*] ainsi que l'indice histologique général [*GHI*] qui considère les destructions non biologiques. L'ampleur de la microfracturation dans les échantillons dentaires a également été évaluée par la mise en place d'une typologie des fractures propres au tissu cémentaire. La préservation de la phase organique des tissus a été évaluée en lumière polarisée et analyse en caractérisant la biréfringence du cément. Dans certains cas particuliers, la Microscopie Electronique à Balayage équipée en micro-analyse [*MEB-EDS*] a été employée pour explorer les altérations dentaires à une résolution plus élevée et obtenir des informations sur la présence d'éléments chimiques et la densité minérale.

OXFORD HISTOLOGICAL INDEX *MODIFIE* (*OHIM*)

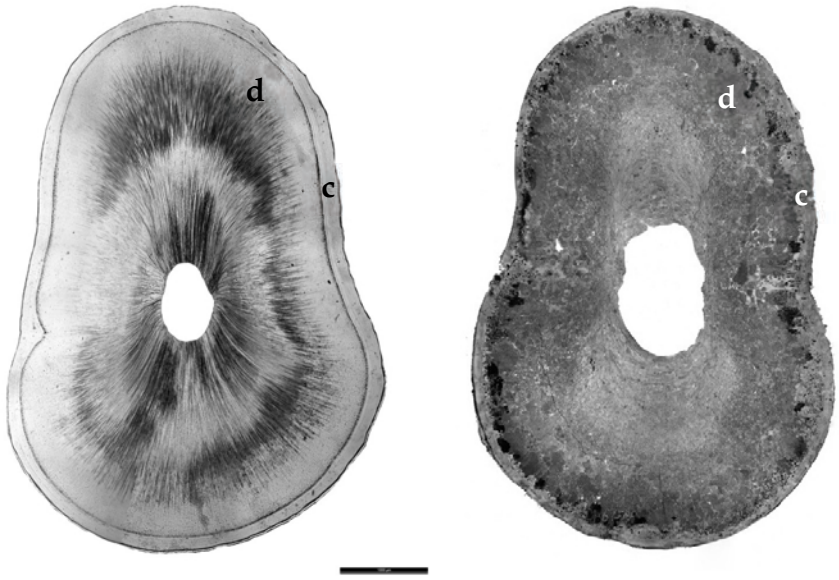
L'étendue de la perte de la microstructure cémentaire provoquée par l'action microbienne a été évaluée à l'aide d'un indice histologique reposant sur l'Oxford Histological Index [*OHI*] développé pour le tissu osseux par Hedges et al. (1995), repris par Millard (2001) puis appliqué dans de nombreuses publications dans les domaines de l'archéologie (Booth, Chamberlain et Pearson, 2015 ; Booth et Madgwick, 2016 ; Jans et al., 2004 ; Smith et al., 2002), de l'anthropologie médico-légale (Symes, 2014), de la paléontologie (Grine et al., 2015), ou de la taphonomie expérimentale (Kontopoulos, Nystrom et White, 2016). Les préparations histologiques dentaires ont été étudiées en lumière

transmise polarisée non analysée à des grossissements de 40× à 400× et un indice histologique adapté au tissu cémentaire (*OHIm*) a été attribué pour quantifier la préservation du cément sur chaque dent. Cet indice s'étend de 0 à 5 et représente la proportion de microstructures cémentaires non modifiée par l'action microbienne (Figure 16). Cet indice ne tient aucunement compte de la lisibilité des anneaux et est complémentaire de l'indice de lisibilité précédemment décrit.

[*OHIm - Oxford Histological Index modifié*]

- *0 - Aucune structure identifiée hormis la distinction de la bande cémentaire ; moins de 5% de cément préservé ;*
- *1 - Portions ponctuelles de structures cémentaires au sein de zones affectées ; moins de 15% de cément préservé ;*
- *2 - Régions alternées préservées au sein de zones affectées ; moins de 33% de cément préservé ;*
- *3 - Bonne conservation des dépôts alternés ; plus de 67% de cément préservé ;*
- *4 - Portions mineures de zones affectées, cément bien préservé ; plus de 85% de cément préservé ;*
- *5 - Cément très bien préservé, non discernable de tissu sur dent fraîche ; plus de 95% de cément préservé.*

Bien que subjectif, cet index s'est avéré efficace dans de nombreuses études s'intéressant à la bioérosion. Des tests inter-observateurs ont mis en évidence que les écarts dans l'attribution *OHI* étaient négligeables et que les évaluations



[a] *[b]*

Figure 16 : Etendue de la perte de la microstructure des tissus cémentaires évaluée par le *OHIm* et le *GHIm*.

[a] : OHIm=5-GHIm=5, cément très bien préservé, non discernable de tissu sur dent fraîche ; plus de 95% du cément est préservé.
[b] : OHIm=1,GHIm=1, portions ponctuelles de structures cémentaires au sein de zones affectées ; moins de 15% de cément préservé (d : dentine ; c : cément acellulaire). L'échelle représente 1mm.

ne différaient jamais de plus d'un degré (Hedges, Millard et Pike, 1995). Des études microstructurales sur du matériel ostéoarchéologique ont constaté que la préservation des tissus est corrélée aux paramètres quantitatifs évaluant la conservation du collagène et de l'ADN (Devièse et al., 2010 ; Ottoni et al., 2009).

GENERAL HISTOLOGICAL INDEX *MODIFIE* (*GHIM*)

La nature du sol ou de l'environnement peut ne pas être propice au développement de micro-organismes, mais peut favoriser d'autres types d'altérations physiques ou chimiques. En outre, ces altérations peuvent masquer la bioérosion des tissus et rendre impossible la recherche de foyers de destruction biologiques. Ainsi, si aucune destruction microbiologique n'est observable, un *OHI* de 5 est concédé et attribue, à tort, à la préparation une excellente conservation.

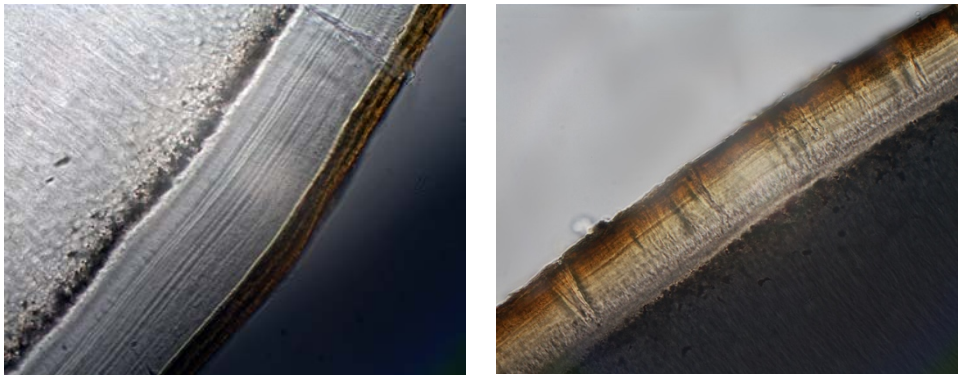
Dans le but de prendre en compte d'autres types de modifications que les altérations biologiques, un indice histologique général (GHI*m*) a été adopté et adapté à partir d'un indice utilisé pour les tissus osseux (Hollund et al., 2012). Cet indice, similaire à l'*OHIm*, quantifie donc non seulement la proportion de microstructures cémentaires non altérées, mais prend en compte également d'autres types de destructions tels que les infiltrations ou les fracturations. Ainsi, l'*OHIm* donne un aperçu de l'étendue de la dégradation microbienne, alors que le *GHIm* donne une appréciation globale de l'étendue des structures modifiées par rapport aux structures intactes.

[*GHIm - General Histological Index modifié*]

- *0 - Aucune structure identifiée hormis la distinction de la bande cémentaire ; moins de 5% de cément préservé ;*
- *1 - Portions ponctuelles de structures cémentaires au sein de zones affectées ; moins de 15% de cément préservé ;*
- *2 - Régions alternées préservées au sein de zones affectées ; moins de 33% de cément préservé ;*
- *3 - Bonne conservation des dépôts alternés ; plus de 67% de cément préservé ;*
- *4 - Portions mineures de zones affectées, cément bien préservé ; plus de 85% de cément préservé ;*
- *5 - Cément très bien préservé, non discernable de tissu sur dent fraîche ; plus de 95% de cément préservé.*

INFILTRATIONS

Les infiltrations sont décrites comme l'incorporation de substances exogènes dans les tissus durs comme la coloration par les oxydes métalliques ou les acides humiques (Garland, 1989 ; Hollund et al., 2015). Leur couleur peut contribuer à leur interprétation. Ainsi, une coloration rouge-brun peut correspondre à des facteurs humiques alors qu'une teinte rougeâtre est communément attribuée à une action fongique (Piepenbrink, 1986) (Figure 17). Bien que le phénomène d'infiltration soit pris en compte par le *GHIm - General Histologi-*



[a] [b]

Figure 17 : Infiltration par des oxydes métalliques de la bande cémentaire.
Infiltration orangée des dépôts externes [a] bien délimitée et [b] diffuse et associée à un réseau de fractures.

cal Index modifié (Hollund et al., 2012), certains auteurs soulignent que cette caractéristique dénote un environnement défavorable aux micro-organismes (Nicholson, 1998 ; Swift, Heal et Anderson, 1979) et il nous semble pertinent de différencier cette observation pour la confronter à celles du *OHIm - Oxford Histological Index modifié* et de la *fracturation*.

[*Coloration-infiltration*]

- *0 - Aucune coloration ;*
- *1 - Coloration affectant le tiers ou la moitié externe de la bande cémentaire ;*
- *2 - Coloration affectant toute la bande cémentaire.*

TYPOLOGIE DE LA BIOEROSION

Le processus de destruction par les micro-organismes est très localisé et associé à la déminéralisation de l'*Ha* et à la dégradation du collagène (Hackett, 1981). L'*OHIm - Oxford Histological Index modifié* permet de rendre compte de l'étendue de cette destruction microbienne, mais la nature de ces destructions par les micro-organismes fait l'objet d'études considérables en histologie osseuse (Booth, Chamberlain et Pearson, 2015 ; Booth, Redfern et Gowland, 2016 ; Gilbert et al., 2005 ; Hackett, 1981 ; Hollund, 2013 ; Jans et al., 2002 ; Keenan et Engel, 2017 ; Mello et al., 2017 ; Trueman et Martill, 2002 ; Turner-Walker, 2008).

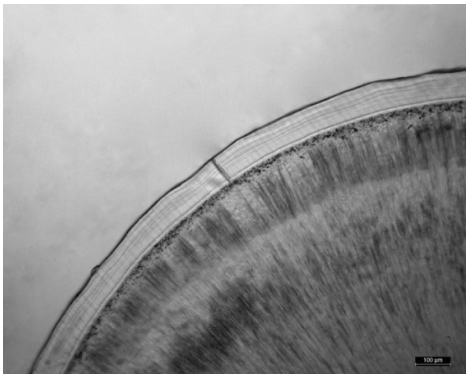
Le type d'altération microbienne a été examiné sur la base des descriptions fournies par Hackett (1981) qui a identifié quatre catégories morphologiques de tunnels ou de microfoyers de destruction [*MFD*] : *i*) Tunnel linéaire longitudinal ; *ii*) en bourgeon ; *iii*) lamellé ; *iv*) de Wedl. Ce dernier apparaît irrégulièrement en milieu terrestre où il a été associé à des saprophytes (Fernández-Jalvo et al., 2010 ; Marchiafava et Ascenzi, 1974). Les trois autres formes de *MFD* se retrouvent fréquemment en milieu terrestre et sont associées à des bactéries ostéolytiques (Jackes et al., 2001).

Dans le cas d'une attribution d'un *OHIm* inférieur à 5 à nos préparations histologiques, nous examinerons l'atteinte des tissus pour vérifier l'adaptation de cette typologie aux tissus dentaires.

FRACTURATION

Dans les tissus durs, les microfractures peuvent être la conséquence de la présence de carbonates de calcium entraînant la modification de la microstructure (Piepenbrink, 1986), de phénomènes de reminéralisation (Hummel et Schutkowski, 1993) ou de la dégradation brutale du collagène (Smith et al., 2002). En histologie osseuse, l'ampleur de l'atteinte par la microfracturation peut être estimée grâce à un indice de fracturation développé par Jans (2005).

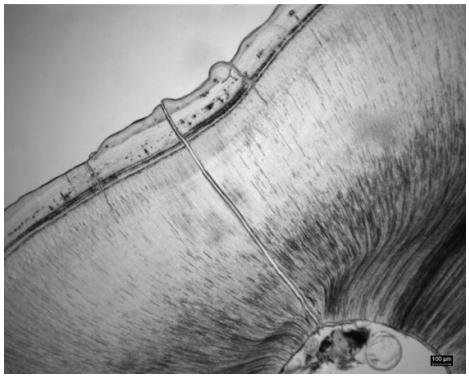
[a] Fracture en périphérie du CAFE



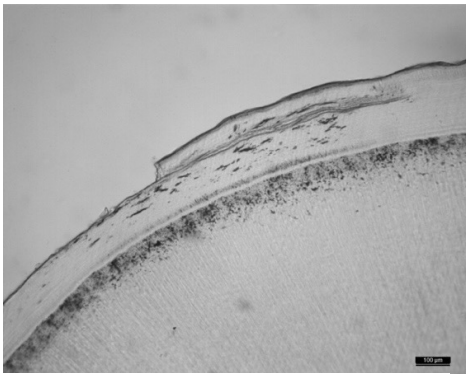
[b] Fracture traversant du CAFE

[c] Fracture sur la portion interne du CAFE

[d] Fracture atteignant la dentine



[e] Fracture atteignant la cavité pulpaire



[f] Fracture parallèle à la bande cémentaire

Figure 18 : Types de fracturations affectant le cément acellulaire.

[a] Fracture de la périphérie de la bande cémentaire ; [b] Fracture affectant la bande cémentaire sur toute son épaisseur sans atteindre la dentine ; [c] fracture affectant la partie interne de la bande cémentaire ; [d] fracture traversant la bande cémentaire et se prolongeant dans la dentine ; [e] fracture traversant le cément et la dentine et atteignant la cavité pulpaire ; [e] fracture parallèle à la bande cémentaire provoquant son décollement. L'échelle représente 100 µm.

Cet indice repris dans de nombreuses études taphonomiques (Hollund, 2013 ; Hollund et al., 2012 ; Hollund, Jans et Kars, 2014 ; Reiche, 2011 ; van der Sluis et al., 2014 ; Smith et al., 2002, 2005) évalue la proportion du nombre d'ostéons affectés par des fractures par rapport à ceux qui ne le sont pas, mais est difficilement transposable au cément qui, contrairement à l'os, n'est pas constitué de sous-unités irrégulièrement affectées. Nous avons donc entrepris une typologie des fracturations selon six classes distinctes et quantifié leur présence (Figure 18). Leur dénombrement ne sera pas effectué en détail, mais la quantité de ces fracturations sera appréciée comme nulle, inférieure ou supérieure à 10. Seuls les types E et F correspondant aux fractures les plus sévères seront comptabilisés comme présents ou absents.

[***Fracturation***]

- *Type A - Fracture à la périphérie de la bande cémentaire n'affectant pas toute l'épaisseur des dépôts ;*
- *Type B - Fracture affectant la bande cémentaire sur toute son épaisseur sans pénétrer la dentine ;*
- *Type C - Fracture affectant a partie interne de la bande cémentaire sur un tiers ou la moitié tout au plus ;*
- *Type D - Fracture traversant la bande cémentaire et se propageant dans la dentine ;*
- *Type E - Fracture traversant le cément et la dentine et atteignant la cavité pulpaire ;*
- *Type F - Fracture parallèle à la bande cémentaire provoquant son décollement.*

ANALYSE DE LA BIREFRINGENCE

La microscopie optique polarisée révèle des informations détaillées concernant la structure et la composition des matériaux à des fins d'identification et de diagnostic. La microscopie polarisée est très populaire, mais reste essentiellement employée en géologie, en minéralogie et en chimie. Les interactions entre les champs disciplinaires ont amené les biologistes à étudier le caractère biréfringent de nombreux assemblages anisotropes. Au vu de cet intérêt croissant qui a plus récemment pénétré le domaine de l'anthropologie et au vu de quelques constatations sur l'utilisation parfois inadaptée de la LPA, il ne nous semble pas inutile de nous attarder sur le principe de la lumière polarisée et de procéder à quelques rappels théoriques.

Rappels théoriques d'optique polarisée

De nombreux matériaux transparents sont optiquement isotropes, ce qui signifie que l'indice de réfraction de la lumière qui les traverse est identique dans toutes les directions du réseau cristallin. L'ensemble des points atteints par la lumière à un instant t, *la surface d'onde*, est donc représenté par une sphère. Les cristaux anisotropes, tels que l'*Ha*, ont des axes* cristallographiques distincts qui interagissent avec la lumière par un mécanisme dépendant de l'orientation du réseau cristallin par rapport au rayon lumineux incident. Ces corps sont schématiquement représentés non plus par une sphère, mais par un ellipsoïde des

indices construit selon trois axes orthogonaux *i*) Ng [*grand indice de réfraction*], *ii*) Np [*petit indice de réfraction*], *iii*) Nm [*indice de réfraction moyen*].

Le microscope polarisant est conçu pour observer ces spécimens visibles principalement en raison de leur caractère optiquement anisotrope. Pour cela, le microscope est équipé d'un polariseur placé dans le chemin de la lumière avant l'échantillon et d'un analyseur placé dans l'axe optique à l'arrière de l'objectif. Lorsque la lumière se propage dans l'axe optique des cristaux anisotropes (provoquant une section cyclique de l'ellipsoïde), elle se comporte de la même manière qu'avec des cristaux isotropes et traverse le minéral avec une seule vitesse. Cependant, lorsque la lumière entre selon un autre axe, elle est réfractée en deux rayons, chacun polarisé avec des directions de vibration orientées perpendiculairement les unes aux autres et se déplaçant à des vitesses différentes. Ce phénomène est la *biréfringence*. Le contraste de l'image est provoqué par l'interaction du plan de polarisation de la lumière avec le spécimen biréfringent qui, une fois traversé, induit deux composantes distinctes parallèles aux axes cristallographiques et perpendiculaires entre elles. Le premier rayon dans la prolongation du rayon initial est nommé *rayon ordinaire*. Le second présentant un angle par rapport à la direction du rayon initial est nommé *rayon extraordinaire*.

Les vitesses de ces composantes sont différentes et varient selon le sens de propagation à travers l'échantillon. À la sortie de l'échantillon, les composantes de la lumière traversent l'analyseur est sont recombinées. Le retard d'un rayon par rapport à l'autre est déterminé par une équation qui relie la variation de vitesse entre les rayons ordinaires et extraordinaires réfractés par le cristal anisotrope. Si un des axes du cristal est parallèle à l'axe du polariseur, la lumière passant par le polariseur puis par le cristal vibre dans un plan parallèle à la direction du polariseur. La lumière entre alors dans l'axe optique du cristal et traverse le minéral à une seule vitesse. Les ondes lumineuses passant par le cristal ne produisent donc pas de vibrations dans une orientation permettant de traverser l'analyseur pour produire des effets d'interférence. En conséquence, le cristal apparaît en position d'extinction. Cette position est une référence pour déterminer les indices de réfraction des matériaux anisotropes. Si l'axe long du cristal est positionné dans un angle oblique par rapport à l'axe du polariseur, une partie de la lumière incidente sur le cristal est transmise à l'analyseur. La luminosité maximale pour un matériau biréfringent est observée lorsque l'axe long du cristal est orienté à un angle de 45 degrés par rapport au polariseur et à l'analyseur. Du fait du retard entre les ondes des interférences se produisent entre les ondes lorsqu'elles traversent l'analyseur. Certains échantillons biréfringents entre polariseurs croisés acquièrent alors un spectre de couleur lorsqu'ils sont observés en lumière blanche.

Les différents types de biréfringence

Bien que la biréfringence soit une propriété inhérente à de nombreux cristaux anisotropes comme l'*Ha*, elle découle également d'autres facteurs, tels que l'agencement structurel ou les contraintes mécaniques. Nous n'aborderons pas ici cette biréfringence mécanique résultant de forces externes agissant sur les matériaux qui ne sont pas naturellement biréfringents. La biréfringence *intrinsèque* est le terme utilisé pour décrire les matériaux naturels qui ont une asymétrie dans l'indice de réfraction lié à la direction (Wolman et Kasten, 1986). Ces matériaux comprennent de nombreux cristaux et composés chimiques anisotropes naturels et synthétiques et l'*Ha* constituant la matrice minérale du cément est donc bien caractérisée ce type de biréfringence. La *biréfringence structurale*, aussi appelée de *texture* ou de *forme* (Baud, 1948), caractérise un large éventail de formations anisotropes, dont les assemblages biologiques macromoléculaires tels que les structures de protéines fibreuses comme le collagène. Contrairement à d'autres formes de biréfringence, la biréfringence structurale est sensible aux fluctuations de l'indice de réfraction dans le milieu environnant.

Bien que la microstructure cémentaire ne soit pas bien connue, il n'est pas déraisonnable de penser que les dimensions des cristaux d'*Ha* constituant la matrice minérale du cément soient similaires à celles des cristaux d'*Ha* du tissu osseux et que leur agencement soit comparable. Les cristaux d'*Ha* sont intégrés à la matrice de collagène avec leurs axes optiques alignés aux axes des fibres, elles-mêmes ordonnées. Ainsi, selon les principes rappelés ici, la biréfringence du cément est liée à l'orientation des cristaux d'*Ha* ainsi qu'à la présence des fibrilles de collagène, principaux constituants des dépôts cémentaires (Turner-Walker, 2008).

L'*Ha* constituant la matrice minérale du tissu cémentaire cristallise dans le système hexagonal et les cristaux d'*Ha* sont des uniaxes (*un seul axe optique - une seule section cyclique*). Dans des cristaux uniaxes, les rayons ordinaires et extraordinaires coïncident avec l'axe lent ou rapide de l'ellipsoïde des indices. Pour ce qui concerne l'*Ha*, l'axe optique est confondu avec l'axe Np et l'*Ha* est donc un cristal uniaxe négatif. Dans le cas des fibrilles de collagène constituant la matrice organique du cément, l'axe Ng de l'ellipsoïde est parallèle à la direction longitudinale des fibrilles. Le collagène peut être considéré comme un uniaxe positif. L'analyse des couleurs d'interférence de la biréfringence est réalisée en consultant un diagramme des teintes de Newton. Sur cette échelle figurent les ordres de retard mais pour ce qui concerne les cristaux d'*Ha* et le collagène, les teintes correspondent aux teintes du premier ordre (couleurs peu vives, allant du gris au blanc). Il est important de noter que ces couleurs de polarisation dépendent de la biréfringence de l'échantillon, mais également de l'épaisseur de la préparation. L'interprétation des observations en LPA requiert donc une préparation d'une épaisseur constante, mais l'observation d'une série de lames nécessite la standardisation des préparations.

[*Indice de biréfringence*]

Comme nous venons de le voir, la biréfringence est liée à l'orientation des cristaux d'*Ha* et à l'intégrité des fibrilles de collagène (Jans, 2005 ; Schoeninger et al., 1989). Une réduction de l'intensité de cette biréfringence est attribuée à une réorientation des cristaux d'*Ha* (Turner-Walker, 1993) et/ou à une altération du collagène (Kontopoulos, Nystrom et White, 2016). Cette diminution de la biréfringence témoigne donc d'affections diagénétiques chimiques ou biologiques (Booth et Madgwick, 2016 ; Hackett, 1981)

Dans notre étude, l'intensité de la biréfringence est évaluée sur chaque dent selon les recommandations de Jans (2005) :

- *0 - Aucune biréfringence perçue en LPA ;*
- *0,5 - Faible biréfringence perçue en LPA ;*
- *1 - Parfaite biréfringence en LPA.*

[*lame à retard de phase* - λ/4*]

La biréfringence des cristaux d'*Ha* et du collagène produit des couleurs d'interférence du premier ordre (teinte de gris) ne permettant pas l'individualisation des phénomènes de biréfringence produite par l'*Ha* et le collagène. Bien que ces deux constituants soient des uniaxes, l'un, l'*Ha*, est un cristal uniaxe négatif et l'autre, le collagène, se comporte comme un uniaxe positif (Figure 19). L'introduction d'une lame à retard de phase (*lame quart d'onde* - λ/4*) entre polariseurs croisés avec une orientation NE-SW (à 45°) induit un retard optique qui permet la détermination du signe optique et donc la distinction des constituants sur la base de leurs propriétés optiques. L'insertion de cette lame auxiliaire provoque des changements de teinte de polarisation et le sens du changement (augmentation ou diminution de ces teintes sur l'échelle de Newton) renseigne

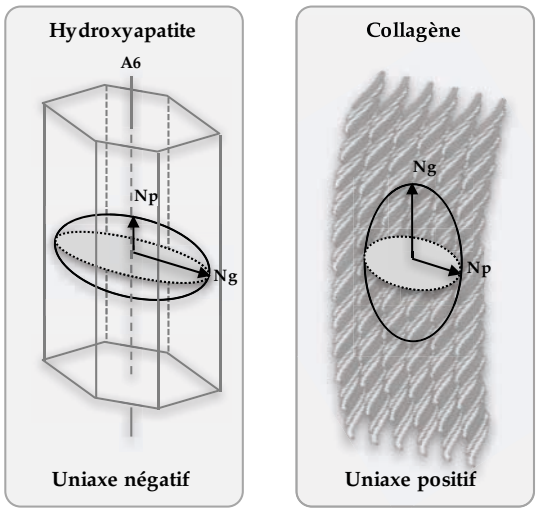


Figure 19 : Distinction de l'hydroxyapatite et du collagène sur la base de leurs propriétés optiques.

L'hydroxyapatite cristallise dans le système hexagonal et est un uniaxe négatif alors que le collagène est assimilé à un uniaxe positif.

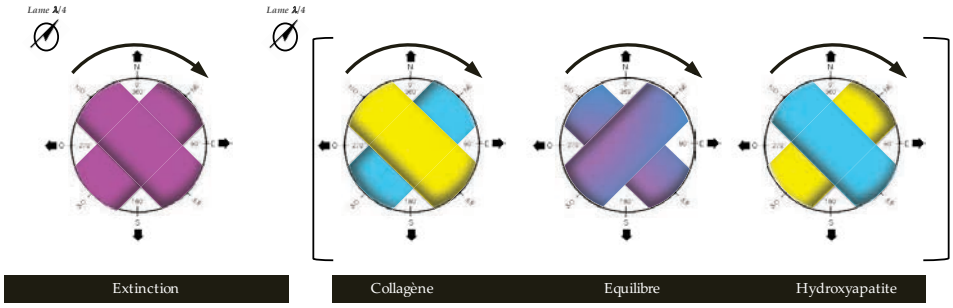
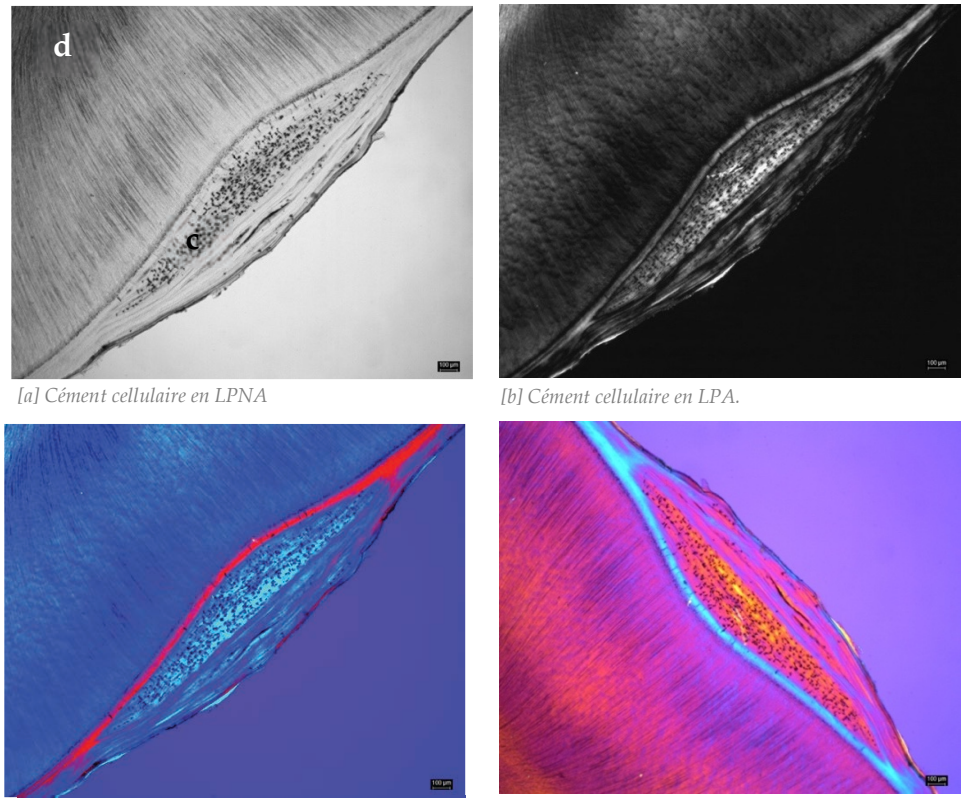


Figure 20 : Teintes de biréfringence de la bande cémentaire à - 45° et + 45° avec insertion d'une lame à retard de phase de type lame quart d'onde - λ/4.

sur le signe positif ou négatif du minéral uniaxe. L'*Ha* et le collagène étant tous deux caractérisés par des teintes de premier ordre, c'est la teinte prise dans les orientations NE-SW et NW-SE qui permet d'envisager leur distinction.

En conséquence, lorsque la structure cristalline est orientée NE-SW, la teinte bleu clair indique qu'il y a superposition des grands axes des lames et que le minéral est de signe positif (donc rend compte de la présence de collagène). Une rotation à 90° de la structure dans l'axe NW-SE donne au collagène une teinte jaune vif. Si la structure cristalline orientée NE-SW prend une teinte jaune vif alors le minéral est de signe négatif (donc rend compte de la présence d'*Ha*).



[a] Cément cellulaire en LPNA

[b] Cément cellulaire en LPA.

[c] Cément cellulaire en LPA + lame λ/4.

[d] Cément cellulaire en LPA + lame λ/4 + rotation antihoraire de 90°.

Figure 21 : Coupe transversale de cément cellulaire en LP & LPNA.

[a] Coupe transversale de cément cellulaire en lumière transmise naturelle ; [b] En lumière polarisée analysée ; [c] & [d] En lumière polarisée analysée avec insertion d'une lame à retard à {+45°} et à {–45°}. La teinte de biréfringence jaune de la micrographie [d] à {-45°} indique la présence majoritaire de collagène dans une zone riche en cémentocytes (d : dentine ; c : cément cellulaire). L'échelle représente 100µm.

Une rotation à 90° de la structure dans l'axe NW-SE donne à l'*Ha* la teinte bleu clair (Figure 20 & 21).

L'insertion d'une lame λ/4 permet donc d'évaluer la balance *Ha*/Collagène et apporte un niveau d'analyse supérieur à l'observation de la biréfringence car la présence d'*Ha* et de collagène est évalué conjointement. Dans notre étude, la balance collagène-*Ha* est évaluée sur chaque dent de la manière suivante :

- *E – Équilibre collagène/hydroxyapatite ;*
- *Ha – Présence majoritaire d'hydroxyapatite ;*
- *C – Présence majoritaire de collagène.*

2.2.4 MICROSCOPIE ELECTRONIQUE À BALAYAGE ET MICRO-ANALYSE

ÉQUIPEMENTS ET ANALYSES

Le Microscope Electronique à Balayage Environnemental *Phillips® Electroscan 2020* utilisé dans le cadre de cette étude est équipé d'une sonde *EDS* (*Energy Dispersive X-ray Spectrometry*) *Oxford® INCA x-sight*. Ce système permet l'analyse élémentaire grâce à la détection des raies caractéristiques des éléments présents dans les matériaux. Ce dispositif possède une résolution de l'ordre de 1µm^3 et permet des analyses ponctuelles qualitatives et quantitatives. Afin de minimiser les effets de relief lors des observations et des analyses élémentaires, la surface de l'échantillon à analyser requiert d'être polie. L'étude au *MEB* n'a concerné que quelques dents afin de pouvoir confronter ou préciser des observations obtenues en microscopie optique à lumière transmise.

PREPARATION DES ECHANTILLONS

La surface de coupe du tiers apical préservée lors de la préparation cémento-chronologique constitue le support des analyses *MEB-EDS* et permet l'analyse des mêmes zones cémentaires observées en microscopie optique. Ainsi, le même angle d'observation est garanti et la préparation peut directement débuter par les phases de polissage. Afin d'éliminer les traces de découpe à la surface de l'échantillon, un prépolissage est réalisé à l'aide de disques de carbure de silicium P1000 et P1200. L'échantillon est rincé à l'eau déminéralisée lors du changement de granulométrie puis séché à l'air comprimé. Avant de passer à la granulométrie inférieure, il est indispensable de vérifier sous une loupe binoculaire la nette atténuation des traces de scie perceptibles. Ensuite, en fonction des éléments chimiques à identifier lors de l'analyse et des contaminants à éviter, il convient de choisir un polissage à l'alumine ou diamant. Dans cette étude, l'alumine en suspension a été choisie (6 µm, 3 µm, 1 µm). L'échantillon a été poli en sélectionnant une vitesse de rotation de 100-150 tr/min avec des étapes d'une durée n'excédant pas 3 minutes. Après chaque granulométrie, un rinçage à l'eau déminéralisée et à l'éthanol est réalisé puis l'échantillon est séché à l'air comprimé. La surface est contrôlée régulièrement à la loupe binoculaire. À

l'issue de la dernière étape, l'échantillon doit présenter une surface « miroir ». L'échantillon est alors nettoyé dans un bain à ultrasons, séché, monté sur un plot en laiton puis placé dans la chambre du *MEB* pour analyse.

2.2.5 ANALYSES STATISTIQUES

Les données ont été saisies sous Microsoft® Excel, puis importées et analysées sous *IBM® SPSS Statistics* (Version 24.0, IBM® SPSS, Chicago, IL) pour Apple®. Une représentation des variables et des liens explorés par les méthodes statistiques est présentée dans la figure 22.

Les statistiques descriptives incluent, pour les variables qualitatives, ordinales ou nominales, les fréquences et les proportions et, pour les variables quantitatives, les mesures de tendance centrale et de dispersion, à savoir la moyenne [$\bar{x}$], la médiane [Md], l'écart-type [σ], les valeurs minimum [$Vmin$] et maximum [$Vmax$] (Zar, 2010).

La précision des estimations a été évaluée par l'analyse de la dispersion des comptes manuels et semi-automatiques d'*annuli*. L'imprécision absolue des estimations de l'âge au décès a été analysée par l'examen de la distribution des écarts-types des comptes [σ]. L'imprécision relative a été appréciée au moyen du *coefficient de variation* [CV] qui, sur des mesures répétées, représente une mesure de la fiabilité, ainsi que par le calcul du *pourcentage moyen d'erreur* [APE] (Beamish et Fournier, 1981) et du *coefficient de variation modifié* [$CV2$] (Chang, 1982) qui permettent l'évaluation de la reproductibilité. L'exactitude des estimations de l'âge a été appréciée par l'examen de l'incertitude absolue (ou erreur absolue) définie par l'écart entre la valeur estimée et la valeur vraie et par l'incertitude relative (ou pourcentage d'erreur) exprimée par l'écart entre les valeurs estimées et réelles par rapport à la valeur de l'âge documenté. La variance des indicateurs de précision et d'exactitude a été explorée par des modèles de régressions multiples.

L'évaluation de la fidélité intra-observateur, donc la concordance entre les décomptes sur un même sujet par le même évaluateur (Elie et Colombet, 2011), a été effectuée. Un sous-échantillon de cinquante micrographies réalisées sur des sujets d'âge connu a été sélectionné au hasard pour faire l'objet d'un nouveau décompte manuel des *annuli* de cément acellulaire. Cette sélection, correspondant à 25% de l'échantillon d'individu d'âge connu et à 12,5% de l'échantillon total, représente, selon Buikstra et Ubelaker (1994), une valeur raisonnable pour évaluer l'erreur intra-observateur. La réévaluation des décomptes a été effectuée six mois après l'acquisition des données initiales. L'erreur intra-observateur a été évaluée par le coefficient de corrélation intra-classe (Shrout et Fleiss, 1979) et la méthode graphique de *Bland-Altman* (Bland et Altman, 1986 ; Giavarina, 2015). Ce diagramme de dispersion affiche la différence entre les deux méthodes et fixe les limites de concordance à $\bar{x} \pm 2\sigma$. Ces mêmes méthodes mathématiques et graphiques de l'estimation de la reproductibilité ont été ap-

pliquées aux comptes semi-automatiques réalisés sous Visilog®. La comparaison des décomptes opérés par l'observateur et par Visilog® a été entreprise à l'aide de la représentation graphique de *Bland-Altman* (Bland et Altman, 1986).

Les variables quantitatives ont été soumises à un test de *Kolmogorov-Smirnov* (Zar, 2010) pour vérifier la normalité de la distribution. Cette distribution a été explorée au moyen des coefficients d'asymétrie (*Skewness*) et d'aplatissement (*Kurtosis*). L'homogénéité des variances au sein de groupes a été évaluée par le test de *Levene* (Zar, 2010). Pour examiner l'existence d'une relation entre les variables catégorielles et quantitatives, nous avons privilégié le test non paramétrique de *Kruskall-Wallis* qui représente une alternative à l'analyse de variance ANOVA quand l'hypothèse de normalité ne peut être retenue (Siegel et Castellan, 1988). L'analyse de l'homogénéité et de l'indépendance des variables catégorielles et binaires a été effectuée avec le test de *Chi-2* [χ^2] et le détail des liens entre variables catégorielles a été exploré par l'analyse des résidus standardisés. Afin de représenter l'association des variables catégorielles et la proximité de leurs modalités, nous avons exécuté une analyse des correspondances multiples [*ACM*]. Pour les variables continues, une analyse en composantes principales [*ACP*] a été effectuée. La corrélation a été réalisée grâce au coefficient de corrélation de Pearson [*r*] pour les variables quantitatives et au coefficient rho de Spearman [r*ho*] pour les variables de catégories ordonnées.

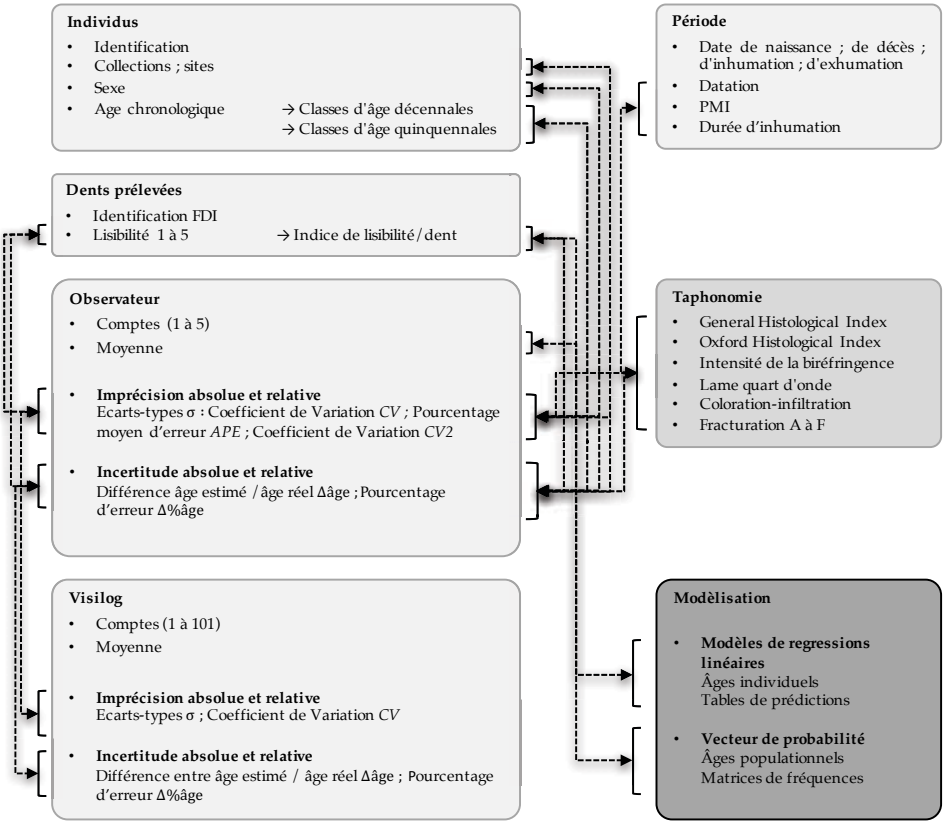


Figure 22 : Représentation schématique des données acquises et des liens testés par les méthodes statistiques.

La nature et la force de la relation entre la variable réponse (ou dépendante) (*e.g. âge chronologique*) et la variable prédictive (ou indépendante) (*e.g. comptes d'annuli*) sont étudiées au moyen de *régressions linéaires*. Le coefficient de détermination [R^2] a été déterminé pour vérifier l'adéquation entre le modèle de régression et la variable considérée et la validité du modèle a été testée par l'analyse des résidus (normalité, linéarité, homoscédasticité). Ces régressions linéaires ont été réalisées avec et sans l'ajout d'une variable de pondération. L'examen des *outliers* a été entrepris par l'analyse de la *distance de Cook*. Les intervalles de prévision pour une réponse prévue par le modèle ont été construits avec des niveaux de confiance de 75, 80, 85, 90, 95 et 99%.

Les distributions probables du nombre d'*annuli* par classe d'âge au décès ont été calculées et ont servi de base à la réalisation de matrices de probabilités de la collection de référence. La méthode ALK (*Age Length Key*) (Konigsberg et Frankenberg, 1992) ou des vecteurs de probabilité (Masset, 1982), a été adoptée pour estimer la matrice d'une population inconnue.

Pour les analyses inférentielles, la significativité statistique a été admise pour $p \leq 0{,}05$.

3. Resultats

La précision ne peut pas être le reflet de l'exactitude. Par conséquent, précision et exactitude sont d'abord traitées séparément dans ce chapitre, avant d'être confrontées.

La mesure de la précision, ou de l'imprécision, est un moyen efficace pour apprécier la facilité relative d'une estimation de l'âge, évaluer la reproductibilité des analyses et comparer les dispersions au sein de différents groupes d'individus. Les erreurs de précision peuvent être biaisées ou aléatoires selon que les facteurs qui en sont à l'origine se produisent constamment ou sporadiquement. Afin d'explorer l'imprécision des estimations, nous avons étudié le comportement d'un indicateur de l'imprécision absolue exprimée par les écarts-types des comptes d'*annuli* du cément acellulaire et d'un indicateur de l'imprécision relative des comptes exprimée par le coefficient de variation. Deux autres mesures de l'imprécision relative communément utilisées en biologie marine ont été adoptées : le pourcentage moyen d'erreur et le coefficient de variation modifié. L'exactitude des estimations de l'âge au décès, ou l'incertitude, traduit la qualité de l'accord de l'estimation et de la valeur de l'âge documenté. Les écarts entre valeurs estimées et valeurs vraies ont été évalués au moyen d'indicateurs d'incertitude absolue et relative qui permettent d'apprécier la justesse des estimations. L'influence sur ces indicateurs de paramètres intrinsèques, tels que l'âge ou le sexe et extrinsèques, tels que les affections taphonomiques ou l'intervalle *post mortem*, a été explorée au moyen de modèle de régressions multiples puis la précision et l'exactitude des estimations a été décrite pour chaque groupe composant le référentiel. Ces indicateurs de précision et d'exactitude reposent sur la capacité de l'opérateur à obtenir à différents moments un résultat identique sur le même échantillon. Cette reproductibilité est essentielle et la concordance entre les comptes d'*annuli* a été éprouvée pour l'opérateur ainsi que pour le système d'analyse semi-automatisé développé sous Visilog®. La dispersion des comptes du logiciel ainsi que l'accord entre valeurs estimées et valeurs réelles ont été explorés avec les mêmes indicateurs d'imprécision et d'incertitude que ceux adoptés pour l'observateur. Ce choix d'outils identiques permet la comparaison directe des aptitudes du logiciel et de celles de l'opérateur.

Des modèles de régressions linéaires ont permis d'examiner la relation entre l'âge chronologique et les comptes d'*annuli* et de s'affranchir de l'imprécision

non chiffrée de l'âge de l'éruption de la dent et de calcification de la racine sur lequel reposent pourtant les études cémentochronologiques ordinaires. Ces modèles ont permis le calcul d'intervalles de prévision à différents niveaux de confiance et la conception de tables de prédiction pour de nouveaux sujets d'âge inconnu. Les distributions des fréquences d'*annuli* par classe d'âge au décès ont permis d'obtenir des matrices de probabilités pour la collection de référence. La modélisation et les vecteurs de probabilité ont été appliqués à deux collections archéologiques en suivant deux approches distinctes, l'une individuelle et l'autre populationnelle.

3.1 PRÉCISION DES COMPTES D'*ANNULI*

Sur l'ensemble des dents sélectionnées pour l'étude, l'intégralité [*100% ; n=400*], a permis la réalisation des cinq préparations histologiques prévues par le protocole standardisé que nous nous sommes imposé. Ainsi, 2000 lames histologiques dentaires ont été intégrées à ce travail doctoral.

Lors de l'interprétation et du dénombrement des *annuli* du *CAFE*, il est nécessaire d'effectuer plusieurs comptes sur les différentes préparations histologiques de façon à réduire la part de subjectivité propre à l'observateur.

Nombre de comptes effectués par l'observateur

		Fréquence	Pourcentage
Valide	1	17	4,3
	2	20	5,0
	3	5	1,3
	4	27	6,8
	5	331	82,8
	Total	400	100,0

Tableau 3 : Nombre de comptes d'annuli effectués pour chaque dent.

Sur les 400 dents, 82,8% [*n=331/400*] ont permis d'effectuer les dénombrements d'*annuli* sur chacune des cinq lames ; 6,8% [*n=27/400*] ont permis de réaliser quatre dénombrements ; 1,3% [*n=5/400*] ont permis de compter les alternances de trois des lames ; 5% [*n=20/400*] ont permis de réaliser deux comptes. Enfin, 4,3% [*n=17/400*] n'ont permis ce décompte que sur une seule préparation (Tableau 3). Ainsi, les préparations histologiques ont permis d'effectuer 1835 dénombrements sur les 2000 envisagés. Les raisons de l'impossibilité de ces comptes sont variées, mais ne sont pas liées à des complications de préparation. Nous aborderons les raisons de ces impossibilités dans les parties dédiées à la lisibilité et aux affections taphonomiques.

La moyenne arithmétique des comptes d'*annuli* est la mesure de tendance centrale rencontrée le plus fréquemment en cémentochronologie puisque c'est sur cette valeur que reposent les estimations de l'âge au décès. Mais une simple

moyenne ne rend évidemment pas compte de la dispersion des décomptes effectués sur une dent ni du niveau d'accord entre les lectures. L'intervalle complet de la distribution des dénombrements est rarement exprimé dans la littérature. Il est même amputé lorsque certains auteurs se risquent à éliminer les valeurs extrêmes de comptes (valeurs minimales et maximales). Plusieurs indicateurs permettent de déterminer le niveau d'accord entre les lectures et donc d'apprécier la précision. Ces indicateurs de l'imprécision, relatifs et absolus, sont ici analysés.

3.1.1 IMPRÉCISION ABSOLUE DES COMPTES

LES ECARTS-TYPES

La variance est la mesure de dispersion la plus communément employée surtout lorsqu'elle est convertie en écart-type σ (*racine carrée de la variance*) et que le résultat peut alors s'exprimer dans la même échelle que la mesure originale. Dans les résultats qui suivent, nous exprimons les écarts-types des comptes non pas en années, mais en *annuli*. Nous reviendrons sur cette nuance dans la partie consacrée au caractère annuel des dépôts de cément.

Pour chaque série de décomptes des anneaux du *CAFE*, nous avons procédé au calcul de l'écart-type comme suit :

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n} \times \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2}$$

– *où n représente le nombre de comptes ;* $\overline{x}$ *la moyenne des comptes ;* x_i *la valeur du* $i^{ème}$ *compte.*

Ainsi, pour notre référentiel nous avons obtenu une série de 199 écarts-types (une dent de l'échantillon d'âge connu n'a permis qu'un seul dénombrement et donc un écart-type n'a pu être calculé).

Un test de *Kolmogorov-Smirnov* a été effectué et montre que la distribution de ces écarts-types ne suit pas une distribution normale [*p=0,002*] (Figure 23).

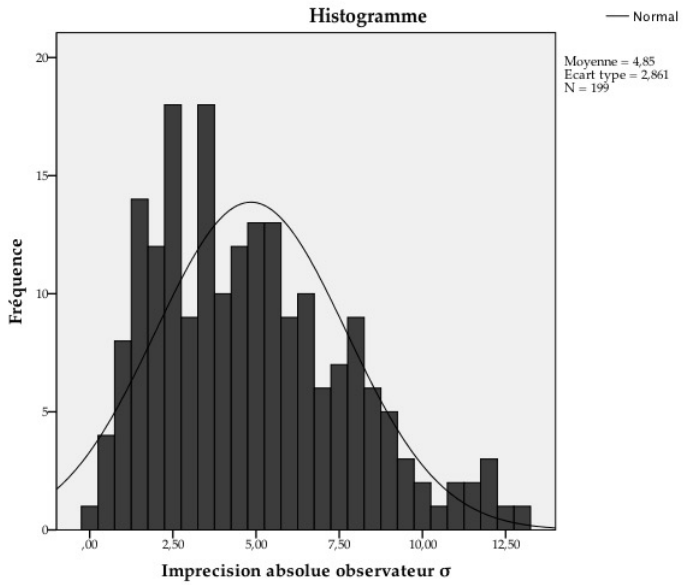


Figure 23 : Distribution des écarts-types σ des comptes d'annuli.

Le coefficient d'aplatissement négatif de la distribution (*Kurtosis=-0,153*) indique un léger aplatissement de la distribution. Le coefficient d'asymétrie rend compte de la position du pic de distribution des valeurs des écarts-types. Rappelons que plus la valeur positive de l'indice est élevée, plus le pic est déplacé vers les valeurs basses (symétrie positive). Dans le cas de la distribution des σ, le pic est déplacé vers les valeurs basses (S*kewness=0,645*). Nous sommes donc loin d'une symétrie parfaite et cette configuration reflète la tendance d'une distribution dirigée vers de faibles écarts-types. Ce résultat est intéressant compte tenu de la composition de l'échantillon, très représenté en individus âgés et pour lequel une tendance vers les écarts-types importants aurait pu être attendue.

3.1.2 IMPRÉCISION RELATIVE DES COMPTES

LE COEFFICIENT DE VARIATION

Le *coefficient de variation CV* exprime l'écart-type en pourcentage par rapport à la moyenne. En cela, il s'agit d'une mesure relative qui s'exprime de la manière suivante :

$$CV = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \times \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2}}{\overline{x}} \times 100 = \frac{s}{\overline{x}} \times 100$$

– *où n représente le nombre de comptes ;* $\overline{x}$ *la moyenne des comptes ;* x_i*la valeur du* $i^{ème}$ *compte et s l'écart-type.*

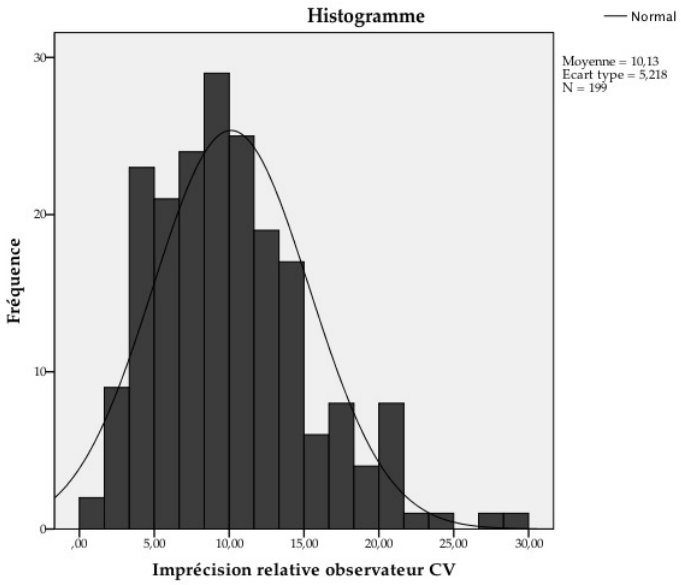


Figure 24 : Distribution des coefficients de variation *CV* **des comptes d'annuli.**

Nous avons conduit un test de *Kolmogorov-Smirnov* pour examiner la distribution de ces coefficients de variation sur l'échantillon. Ce test montre que, comme pour les écart-types, la distribution des *CV* ne suit pas une distribution normale [*p=0,027*] (Figure 24).

Le coefficient d'aplatissement de la distribution est positif, contrairement à la mesure de l'écart-type vue précédemment (*Kurtosis=0,685*). Cela rend compte d'un pic prononcé autour des valeurs proches de 10%. Le coefficient d'asymétrie qui indique la position de ce pic est déplacé vers les valeurs basses (*Skewness=0,786*). Nous sommes, encore une fois, loin d'une symétrie parfaite et cette configuration reflète la tendance d'une distribution orientée vers de faibles valeurs des coefficients de variation.

LE POURCENTAGE MOYEN D'ERREUR

Le pourcentage moyen d'erreur *APE* découle du pourcentage d'accord *PA*. Ce *PA* est égal au rapport du nombre de comptes identiques sur le nombre total de comptes pour une dent et s'exprime donc en pourcentage. Considérant que nous n'avons ici effectué que cinq comptes d'*annuli* par dent, nous ne l'avons pas estimé, car il aurait conduit à catégoriser les *PA* en quatre groupes : 40% (2 comptes identiques sur 5) — 60% (3 comptes identiques sur 5) — 80% (4 comptes identiques sur 5) — 100% (5 comptes identiques sur 5). De plus, le *PA* dépend de l'âge chronologique du sujet considéré et est à interpréter en tenant compte de l'âge de l'individu. En effet, un *PA* de 95% entre les comptes chez un jeune sujet peut indiquer une précision faible des dénombrements, alors qu'un même *PA* de 95% chez un sujet âgé rend compte d'une meilleure précision. Pour ajuster cette mesure de la précision à l'âge du sujet, nous adoptons le *pourcentage moyen d'erreur APE* défini par Beamish et Fournier (1981).

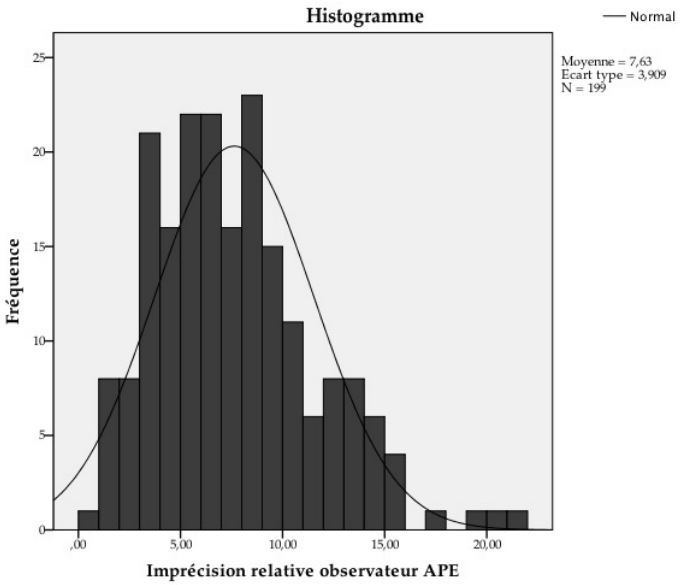


Figure 25 : Distribution des pourcentages moyens d'erreur *APE* **des comptes d'annuli.**

Le *pourcentage moyen d'erreur APE* s'exprime ainsi :

$$APE = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{|x_i - \overline{x}|}{\overline{x}} \times 100$$

– *où n représente le nombre de comptes ;* $\overline{x}$ *la moyenne des comptes ; et* x_i*la valeur du* $i^{ème}$ *compte.*

Comme précédemment, nous avons mené un test statistique pour étudier la normalité de la distribution du *pourcentage moyen d'erreur APE* sur l'échantillon. Le test de *Kolmogorov-Smirnov* indique que les *APE* ne sont pas normalement distribués [*p=0,016*] au sein de notre échantillon (Figure 25). Le coefficient d'aplatissement positif de la distribution (*Kurtosis=0,651*) indique un pic prononcé et le coefficient d'asymétrie montre que la position de ce pic est déplacée vers les valeurs basses (S*kewness*=0,756). Cette conformation représente la tendance d'une distribution orientée vers les plus faibles valeurs des *pourcentages moyens d'erreur.*

LE COEFFICIENT DE VARIATION (CHANG, 1982)

Le coefficient de variation *CV2*, proposé par Chang (1982), dérive du *pourcentage moyen d'erreur APE* présenté précédemment. Ce coefficient intègre un écart-type dans l'équation de l'*APE* et ne suppose donc pas que l'écart-type est proportionnel à la moyenne. Ce coefficient de variation peut être moyenné pour un groupe de sujet (classes d'âge – site – période) et permet d'obtenir un *CV2* moyen. Il est statistiquement plus robuste que l'*APE* et aussi plus souple à utiliser.

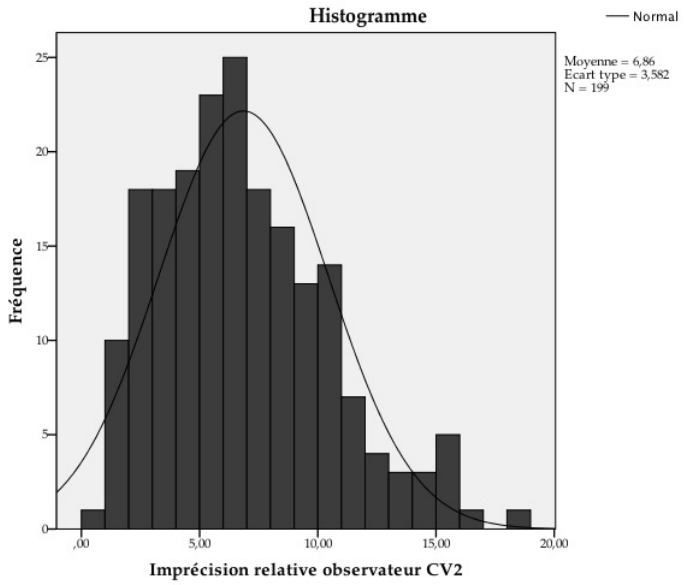


Figure 26 : Distribution des coefficients de variation *CV2* **des comptes d'annuli.**

Le *coefficient de variation CV2* modifié se formule ainsi :

$$CV_2 = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^{n} \frac{|x_i - \overline{x}|}{n-1}}}{\overline{x}} \times 100$$

– *où n représente le nombre de comptes ;* $\overline{x}$ *la moyenne des comptes ; et* x_i*la valeur du* $i^{ème}$ *compte.*

Un test de *Kolmogorov-Smirnov* révèle que les *CV2* ne sont pas normalement distribués [*p=0,019*] au sein de notre échantillon (Figure 26). Le coefficient d'aplatissement de la distribution, tout comme pour les autres indicateurs relatifs de précision, est positif (*Kurtosis=0,101*) avec un pic prononcé autour des valeurs voisines de 7%. Le coefficient d'asymétrie (*Skewness=0,650*) révèle que la position de ce pic est également déplacée vers les valeurs basses ; reflétant une fois encore la tendance de faibles valeurs des coefficients de variations.

3.1.3 PARAMÈTRES INFLUENÇANT LA PRÉCISION

Dans le but d'expliquer la variance de la précision, nous avons construit des modèles de régressions multiples à l'aide d'une combinaison de variables qui, selon nous, pouvaient contribuer à l'imprécision des estimations. Chacun des quatre indicateurs d'imprécision [σ, *CV*, *APE*, *CV2*] a donc été considéré comme une variable dépendante tandis que l'âge chronologique, le sexe, la collection d'origine, l'intervalle *post mortem*, la durée d'inhumation, les affections taphonomiques (*GHIm* et *OHIm*), ainsi que la lisibilité des dépôts ont été considérés comme des variables indépendantes pouvant influencer la précision. La méthode choisie pour l'intégration des variables a été la méthode *pas-à-pas* qui

considère les variables en fonction de leur corrélation la plus élevée et de leur contribution.

Imprécision absolue σ[c]

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation	Modifier les statistiques				
					Variation de R-deux	Variation de F	ddl1	ddl2	Sig. Variation de F
1	,545[a]	,297	,293	2,41559	,297	82,298	1	195	,000
2	,564[b]	,318	,311	2,38514	,021	6,011	1	194	,015

a. Prédicteurs : (Constante), Age chronologique

b. Prédicteurs : (Constante), Age chronologique, Lisibilité

c. Variable dépendante : Imprécision absolue σ

Tableau 4 : Modèles de régressions multiples des paramètres influant les écarts-types σ.

Le tableau 4 rend compte des variables retenues dans les modèles expliquant la variance de l'imprécision absolue. On constate que l'analyse a retenu pour le premier modèle l'âge chronologique (avec une probabilité F significative à $p<0,05$) et, pour le second modèle, l'âge chronologique ainsi que la lisibilité. Les variables sexe, origine de la collection, intervalle *post mortem*, durée d'inhumation, et affections taphonomiques ont atteint le seuil de signification et ne semblent pas avoir d'influence sur l'imprécision absolue. L'analyse les a par conséquent exclues du modèle. Les valeurs de corrélations multiples [$R=0,545$; *modèle 1* - $R=0,564$; *modèle 2*] indiquent une relation assez forte entre l'imprécision et l'âge pour le premier modèle et entre l'imprécision et l'âge ainsi que la lisibilité pour le second. Le premier modèle explique 29,7% de l'imprécision [$R^2=0,297$]. Ainsi, près d'un tiers de l'imprécision absolue des comptes en cémentochronologie peut s'expliquer en termes d'âge sur notre échantillon. Cela signifie également que d'autres facteurs non décelés sont impliqués (variabilité biologique par exemple). Avec le second modèle intégrant la lisibilité, le R^2 passe à 0,318. Cette variation de 0,021 apparaît comme significative et la lisibilité explique donc l'imprécision absolue de manière significative.

Imprécision relative CV[c]

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation	Modifier les statistiques				
					Variation de R-deux	Variation de F	ddl1	ddl2	Sig. Variation de F
1	,164[a]	,027	,022	5,17628	,027	5,400	1	195	,021
2	,227[b]	,052	,042	5,12352	,025	5,036	1	194	,026

a. Prédicteurs : (Constante), Lisibilité

b. Prédicteurs : (Constante), Lisibilité, General Histological Index modifié

c. Variable dépendante : Imprécision relative CV

Tableau 5 : Modèles de régressions multiples des paramètres influant le coefficient de variation *CV*.

La variance de l'imprécision relative *CV* est exprimée au moyen de deux modèles (Tableau 5). L'indicateur *CV* étant peu ou pas sensible à l'âge, on constate que l'analyse n'a plus retenu l'âge chronologique pour aucun des modèles. L'âge est donc exclu au même titre que les variables sexe, origine de la collection, intervalle *post mortem*, durée d'inhumation. Néanmoins la lisibilité est toujours considérée comme un paramètre influent et le second modèle fait appa-

raître une variable liée aux modifications taphonomiques (le *GHIm*). Les valeurs de corrélation multiple [*R=0,164 ; modèle 1 - R=0,227 ; modèle* 2] indiquent une relation faible, mais significative, entre l'imprécision relative et la lisibilité pour le premier modèle et entre l'imprécision relative et la lisibilité ainsi que le *GHIm* pour le second. Le premier modèle n'explique que 2,7% de l'imprécision relative [R^2*=0,027*]. Avec le second modèle intégrant la lisibilité, le R^2 passe à 0,052 soit 5,2%. Cette variation de 0,025, même faible, apparaît comme significative et la lisibilité et les affections taphonomiques expliquent en partie l'imprécision relative.

Imprécision relative APE[c]

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation	Modifier les statistiques				
					Variation de R-deux	Variation de F	ddl1	ddl2	Sig. Variation de F
1	,177[a]	,031	,027	3,86892	,031	6,341	1	195	,013
2	,232[b]	,054	,044	3,83437	,022	4,531	1	194	,035

a. Prédicteurs : (Constante), Lisibilité

b. Prédicteurs : (Constante), Lisibilité, General Histological Index modifié

c. Variable dépendante : Imprécision relative APE

Tableau 6 : Modèles de régressions multiples des paramètres influant le pourcentage moyen d'erreur *APE*.

Avec le pourcentage moyen d'erreur *APE*, les modèles de régressions proposés par l'analyse sont très similaires à ceux du coefficient de variation (Tableau 6). La variance de l'imprécision relative *APE* est également insensible à l'âge qui se trouve donc exclu des modèles. Bien que les valeurs de corrélations multiples soient différentes [*R=0,177 ; modèle 1 - R=0,232 ; modèle* 2], la lisibilité ainsi que le *GHIm* sont considérés comme les paramètres influents. Les valeurs de corrélation multiple montrent une relation toujours faible, mais significative. Le premier modèle explique 3,1% de l'imprécision relative *APE* [R^2*=0,031*]. Avec le second modèle intégrant la lisibilité, le R^2 passe à 0,054 soit 5,4%. Cette variation de 0,022 apparaît comme significative au seuil de $p<0,05$.

Imprécision relative CV2[c]

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation	Modifier les statistiques				
					Variation de R-deux	Variation de F	ddl1	ddl2	Sig. Variation de F
1	,346[a]	,119	,115	3,38320	,119	26,454	1	195	,000
2	,385[b]	,148	,139	3,33596	,029	6,562	1	194	,011

a. Prédicteurs : (Constante), Age chronologique

b. Prédicteurs : (Constante), Age chronologique, Lisibilité

c. Variable dépendante : Imprécision relative CV2

Tableau 7 : Modèles de régressions multiples des paramètres influant le coefficient de variation *CV2*.

Les modèles de régressions proposés par l'analyse pour expliquer la variance de l'imprécision relative *CV2* sont différents des autres indicateurs relatifs. En effet, bien que le *CV2* soit un indicateur de l'imprécision relative, il se montre sensible à l'âge et les deux modèles (Tableau 7) intègrent cette variable. Les modèles sont donc similaires à ceux produits par l'analyse des écarts-types. Les

valeurs de corrélation multiple [*R=0,346 ; modèle 1 - R=0,385; modèle 2*] sont plus faibles que dans le cas des écarts-types. Le premier modèle où seul l'âge est intégré explique 11,9% de l'imprécision [R^2*=0,119*]. Avec le second modèle intégrant la lisibilité, le R^2 passe à 0,148. Cette variation de 2,9% apparaît comme significative et la lisibilité explique une fois de plus de manière significative une partie de l'imprécision même relative.

3.1.4 INFLUENCE DE L'ÂGE CHRONOLOGIQUE SUR LA PRÉCISION

IMPRECISION ABSOLUE

Sachant que l'âge est un paramètre influant de la précision, nous avons réalisé un test de corrélation entre l'âge chronologique connu des individus et les écarts-types calculés à partir des comptes d'*annuli* réalisés sur chaque préparation histologique. L'objectif est de savoir s'il existe une relation linéaire significative entre ces deux variables, autrement dit si l'âge avancé d'un individu entraîne fatalement une dispersion des comptes de l'opérateur.

La réalisation d'un graphique de dispersion de points laisse apparaître que les points semblent dessiner une relation linéaire positive (Figure 27). En effet, plus l'âge chronologique est avancé, plus les écarts-types des comptes semblent augmenter. Nous pouvons nous interroger sur la force de cette association et sur sa significativité sur le plan statistique.

Un test de corrélation de *Pearson* entre l'âge chronologique documenté et les écarts-types calculés à partir des 975 comptes effectués montre une relation linéaire positive significative entre ces deux variables [*r=0,541 ; p=0,000 ; n=199*]. Nous pouvons donc rejeter l'hypothèse nulle d'absence de relation entre l'âge chronologique et les écarts-types témoignant de la dispersion des comptes.

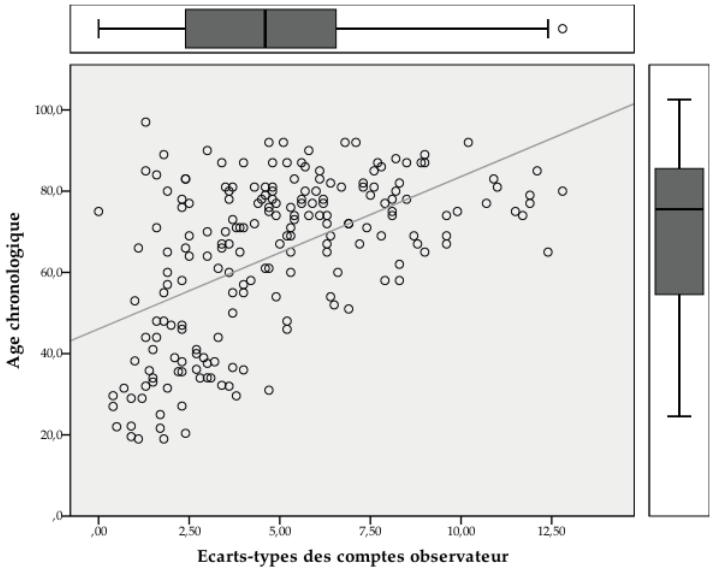


Figure 27 : Relation entre l'âge chronologique des individus [n=200] et les écarts-types σ des décomptes d'annuli [n=975].

Ce coefficient de corrélation significatif apporte deux types d'informations sur : *i*) le sens de la relation - plus l'âge chronologique du sujet est avancé, plus les écarts-types des comptes effectués sur les préparations augmentent. Cette tendance est intuitivement ressentie par les opérateurs lors des décomptes d'*annuli* sur des séries incluant des individus âgés. Nous nous gardons d'énoncer la réciproque et d'affirmer que plus les écarts-types sont importants, plus l'âge chronologique de l'individu concerné est avancé, mais cette présomption doit rester à l'esprit de l'observateur s'il constate que ses comptes se dispersent ; *ii*) la force de la relation - la valeur du coefficient [r=*0,541*] indique que l'association entre les deux variables est forte.

Pour entrer dans le détail de cette relation entre l'âge et les écarts des comptes d'*annuli*, nous avons effectué un regroupement par classes d'âge décennales et quinquennales des individus. Dans un premier temps, observons pour les classes décennales, les moyennes et intervalles de confiance de ces écarts-types liés aux comptes d'*annuli* (Tableau 8). Au total, l'échantillon affiche un écart-type qui, en moyenne, est de 4,85 *annuli*. L'écart-type moyen varie entre 1,27 *annulus* pour les plus jeunes individus dont l'âge est strictement inférieur à 20 ans et 6,14 *annuli* pour les sujets dont l'âge est compris entre 80 et 90 ans. Hormis deux particularités on constate une nette tendance à l'augmentation des écarts-types moyens avec les classes d'âge. La colonne « *erreur standard* » rend compte de la variabilité échantillonnale et explique dans une certaine mesure ces deux exceptions puisque, comme le souligne la colonne des effectifs, il existe une disparité du nombre d'individus selon les classes d'âge.

Afin d'examiner la distribution des valeurs des écarts-types des groupes, nous avons construit un graphique de barres d'erreur (Figure 28). Cette représentation nous permet d'énoncer que nous sommes sûrs à 95% que pour les très jeunes individus [<20 ans] la vraie valeur de l'écart-type des décomptes d'*annuli* se situe entre 0,09 et 2,44 (*annuli*). L'intervalle le plus restreint concerne la classe [30;40[et l'intervalle le plus étendu concerne la classe « ≥90 ans », mais la disparité du nombre de sujets par classe d'âge doit modérer les interprétations

Caractéristiques

Ecart type des comptes observateur

	N	Moyenne	Ecart type	Erreur standard	Intervalle de confiance à 95 % pour la moyenne		Minimum	Maximum
					Borne inférieure	Borne supérieure		
< 20,0	3	1,27	,47	,27	,09	2,44	,90	1,80
[20;30[	11	1,47	1,05	,32	,77	2,18	,40	3,80
[30;40[	23	2,53	1,02	,21	2,09	2,98	,70	4,70
[40;50[	13	2,58	1,29	,36	1,79	3,36	1,30	5,20
[50;60[	15	4,50	2,28	,59	3,24	5,76	1,00	8,30
[60;70[	33	5,42	2,73	,47	4,45	6,39	1,10	12,40
[70;80[	50	5,96	2,73	,39	5,18	6,74	,00	11,90
[80;90[	43	6,14	2,82	,43	5,27	7,01	1,30	12,80
≥90	8	5,50	2,70	,96	3,24	7,76	1,30	10,20
Total	199	4,85	2,86	,20	4,45	5,25	,00	12,80

Tableau 8 : Statistiques descriptives des écarts-types σ des comptes d'annuli selon les classes d'âge décennales.

sur la taille des écarts en fonction des classes. Observation intéressante liée à la présomption énoncée plus haut : plusieurs des intervalles ne se chevauchent pas et il existe une distinction nette entre les écarts-types des classes {<20 ; [20;30[; [30;40[; [40;50[} et les écarts-types des classes {[50;60[; [60;70[; [70;80[; [80;90[; ≥90}. Cela signifie que des classes d'âge possèdent des valeurs moyennes d'écarts-types non compatibles et cela conforte la sensation qu'un opérateur expérimenté peut avoir lorsqu'à la vue de la dispersion de ses comptages il estime être face à un individu âgé avant même d'en avoir calculé l'âge.

Afin de tester la significativité de ces différences par groupe, il est intéressant d'envisager une analyse des variances. Nous avons vu que la distribution des écarts-types au sein de notre échantillon ne suivait pas la loi normale et bien que le test d'ANOVA soit un test robuste, la prémisse d'égalité des variances avec un test de *Levene* n'est pas non plus respectée [$p<0,05$]. Il faut donc rejeter l'hypothèse nulle de l'égalité des variances, considérées comme dissimilaires. Le test *Kruskal-Wallis* est dans le cas présent une alternative à l'*ANOVA* (Siegel et Castellan, 1988). Ce test de *Kruskal-Wallis* indique que l'on peut rejeter en toute confiance l'hypothèse nulle d'absence de différence significative entre les classes d'âge décennales [$\chi^2=73,486$; $p=0,000$]. Ainsi, ce test confirme que les classes d'âge se distinguent par des dispersions différentes. Cependant, le test de *Kruskal-Wallis* ne révèle pas les groupes dont les tendances centrales diffèrent sensiblement et qui sont à l'origine de la significativité du résultat. Des tests *post hoc* permettent des comparaisons appariées des neuf classes d'âge décennales et indiquent les catégories dont les valeurs des écarts-types diffèrent considérablement et significativement. Ainsi, il apparaît qu'aucune distinction significative [$p\leq 0,05$] ne concerne des classes d'âge voisines (*e.g.* [30;40[et [40;50[ou [70;80[et [80;90[). Cela montre que même si des classes d'âge décen-

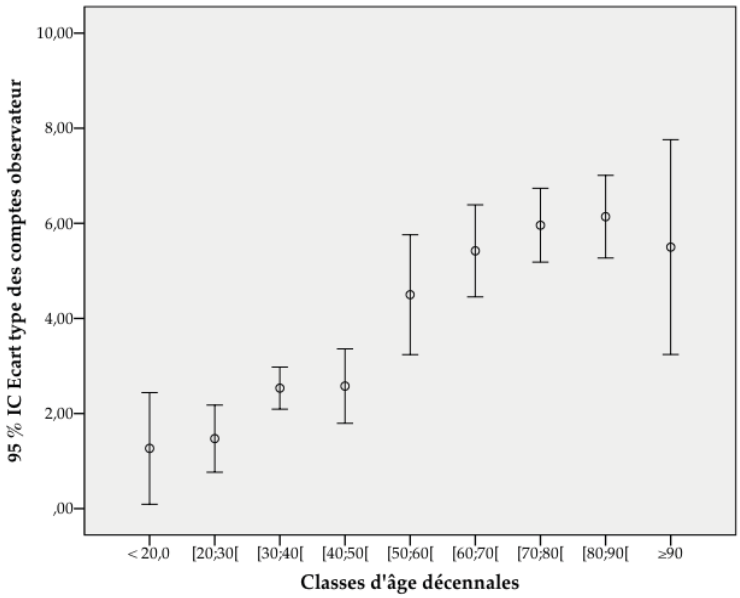


Figure 28 : Graphique en barres d'erreur des écarts-types σ des comptes d'annuli selon les classes d'âge décennales.

Caractéristiques

Ecart type des comptes observateur

	N	Moyenne	Ecart type	Erreur standard	Intervalle de confiance à 95 % pour la moyenne		Minimum	Maximum
					Borne inférieure	Borne supérieure		
<20	3	1,27	,47	,27	,09	2,44	,90	1,80
[20;25[	4	1,38	,85	,42	,03	2,72	,50	2,40
[25;30[	7	1,53	1,21	,46	,41	2,65	,40	3,80
[30;35[	11	2,50	1,21	,36	1,69	3,31	,70	4,70
[35;40[	12	2,57	,87	,25	2,01	3,12	1,00	4,00
[40;45[	6	2,18	,82	,34	1,32	3,04	1,30	3,30
[45;50[	7	2,91	1,58	,60	1,45	4,38	1,60	5,20
[50;55[	6	4,90	2,26	,92	2,53	7,27	1,00	6,90
[55;60[	9	4,23	2,38	,79	2,40	6,07	1,80	8,30
[60;65[	10	4,38	1,96	,62	2,98	5,78	1,90	8,30
[65;70[	23	5,87	2,92	,61	4,61	7,14	1,10	12,40
[70;75[	22	5,63	2,28	,49	4,62	6,64	1,60	11,70
[75;80[	28	6,22	3,05	,58	5,03	7,40	,00	11,90
[80;85[	25	5,89	2,88	,58	4,70	7,08	1,60	12,80
[85;90[	18	6,48	2,79	,66	5,10	7,87	1,30	12,10
[90;95[	7	6,10	2,27	,86	4,00	8,20	3,00	10,20
≥95	1	1,30	.	.	.	.	1,30	1,30
Total	199	4,85	2,86	,20	4,45	5,25	,00	12,80

Tableau 9 : Statistiques descriptives des écarts-types σ des comptes d'annuli selon les classes d'âge quinquennales.

nales possèdent bien des valeurs moyennes d'écarts-types incompatibles, le recouvrement de classes adjacentes ne permet pas d'établir de spécificité permettant d'isoler une classe. Les principales distinctions statistiquement significatives concernent les distances entre la classe [20;30[et les classes [50;60[—[60;70[—[70;80[—[80;90[—≥90 ; entre la classe [30;40[et les classes [60;70[—[70;80[—[80;90[; entre la classe [40;50[et les classes [60;70[—[70;80[—[80;90[; et entre la classe <20 et la classe [80;90[. Il est intéressant de noter que les classes extrêmes (*i.e.* <20 ans et ≥90 ans) ne se distinguent pas significativement de classes d'âge pourtant éloignées et ne se distinguent pas même entre elles. Rappelons néanmoins que ces deux groupes sont caractérisés par de faibles effectifs.

Observons dans un second temps les moyennes et intervalles de confiance des écarts-types des comptes d'*annuli* pour les classes quinquennales qui offrent une résolution plus fine (Tableau 9). L'échantillon affiche toujours un écart-type moyen de 4,85 *annuli*. Cependant, l'écart-type moyen varie maintenant entre 1,27 *annuli* pour les jeunes individus d'âge strictement inférieur à 20 ans et 6,48 *annuli* pour les sujets dont l'âge est compris entre 85 et 90 ans.

Afin d'examiner la distribution des valeurs des écarts-types des classes d'âge quinquennales et de les comparer à la distribution des valeurs des écarts-types des classes d'âge décennales, nous avons construit un nouveau graphique de barres d'erreur (Figure 29).

Cette représentation montre que l'intervalle le plus restreint concerne cette fois la classe [35;40[. Quant à l'intervalle le plus étendu, il concerne la classe [50;55[mais là aussi, la taille des effectifs doit être considérée tout comme les paramètres potentiellement influant tels que la lisibilité ou la taphonomie. L'observation énoncée sur les écarts-types des classes d'âge décennales est ici moins prononcée ; même si de nombreux intervalles ne se chevauchent pas, les différenciations entre les écarts-types des classes quinquennales voisines sont bien plus lissées. La tendance générale de l'augmentation des écarts-types moyens avec les classes d'âge reste très visible. Il apparaît que certaines classes d'âge possèdent toujours des valeurs de moyennes d'écart non compatibles. Conformément à la démarche adoptée pour les classes décennales, nous avons vérifié la prémisse d'égalité des variances avec un test de *Levene* et comme précédemment, ce dernier n'est pas significatif [$p=0,002$] et il faut donc rejeter l'hypothèse nulle de l'égalité des variances et les considérer comme dissimilaires. Le test de *Kruskal-Wallis* indique que l'on peut rejeter en toute confiance l'hypothèse nulle d'absence de différence significative entre les classes d'âge quinquennales [$\chi^{2=}79,912$; $p=0,000$]. Ainsi, ce test confirme que les classes d'âge se distinguent par des dispersions différentes. Des tests *post hoc* montrent que le nombre de classes d'âge qui diffèrent significativement [$p\leq0,05$] sur la base de la dispersion liée aux écarts-types diminue après une subdivision en groupes quinquennaux. Ces tests permettent d'effectuer le même constat que précédemment ; les classes adjacentes ne présentent pas des moyennes d'écarts-types significativement différentes. Les principales distinctions statistiquement significatives concernent les distances entre la classe [25;30[et les classes [65;70[—[75;80[—[80;85[—[85;90[; entre la classe [30;35[et les classes [75;80[—[85;90[; entre la classe [35;40[et les classes [75;80[—[85;90[.

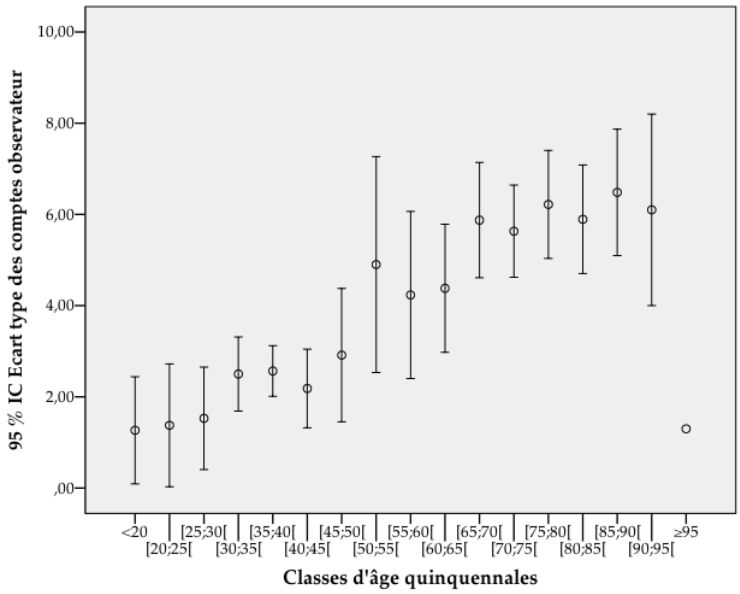


Figure 29 : Graphique en barres d'erreur des écarts-types σ des comptes d'annuli selon les classes d'âge quinquennales.

IMPRECISION RELATIVE DES COMPTES

Le coefficient de variation

Pour tester la relation entre le coefficient de variation et l'âge chronologique, nous avons procédé à une corrélation de Pearson entre l'âge documenté et les coefficients de variation calculés à partir des 975 comptes effectués.

Le coefficient de corrélation n'est pas significatif [$r=-0,037$; $p=0,603$; $n=199$] et nous ne pouvons donc pas rejeter l'hypothèse nulle d'absence de relation entre l'âge chronologique et les coefficients de variation (Figure 30). Cela dénote bien le caractère relatif des écarts-types exprimés, cette fois, en pourcentage par rapport à la moyenne et l'insensibilité du *CV* à l'âge chronologique. Pour entrer dans le détail de la relation entre l'âge et le *CV* des comptes d'*annuli*, nous avons procédé à un regroupement des individus en classes d'âge décennales et quinquennales comme précédemment dans le but de réaliser une analyse des variances de ces variations et d'examiner les différences selon les groupes décennaux et quinquennaux.

Dans un premier temps, observons pour les classes décennales, les moyennes et intervalles de confiance de ces coefficients de variations liés aux comptes d'*annuli* (Tableau 10).

Dans son ensemble, l'échantillon affiche un *CV* qui, en moyenne, est de 10,13%. Le coefficient de variation moyen varie entre 7,64% pour les individus dont l'âge est compris entre 40 et 50 ans et 13,51% pour les plus jeunes individus [<20 ans]. Cette valeur caractérisant les jeunes sujets est à modérer compte tenu des faibles effectifs de cette catégorie d'âge. La tendance générale d'une augmentation avec les classes d'âge n'est plus discernable.

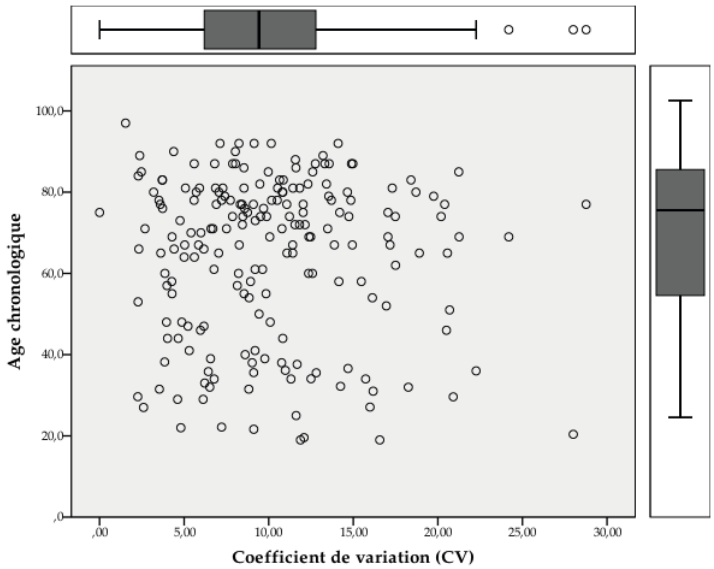


Figure 30 : Relation entre l'âge chronologique des individus [n=200] et les coefficients de variation *CV* des décomptes d'annuli [n=975].

Caractéristiques

Coefficient de variation (CV)

	N	Moyenne	Ecart type	Erreur standard	Intervalle de confiance à 95 % pour la moyenne		Minimum	Maximum
					Borne inférieure	Borne supérieure		
< 20,0	3	13,51	2,65	1,53	6,93	20,09	11,88	16,56
[20;30[	11	10,30	8,22	2,48	4,78	15,81	2,26	28,01
[30;40[	23	10,78	4,67	,97	8,76	12,80	3,54	22,26
[40;50[	13	7,64	4,52	1,25	4,92	10,37	3,95	20,50
[50;60[	15	10,13	5,46	1,41	7,10	13,15	2,27	20,69
[60;70[	33	10,74	5,74	1,00	8,71	12,78	2,32	24,19
[70;80[	50	10,26	5,20	,74	8,78	11,74	,00	28,76
[80;90[	43	10,05	4,64	,71	8,62	11,47	2,29	21,23
≥90	8	7,84	3,75	1,33	4,70	10,97	1,54	14,10
Total	199	10,13	5,22	,37	9,40	10,86	,00	28,76

Tableau 10 : Statistiques descriptives des coefficients de variation *CV* **des comptes d'annuli selon les classes d'âge décennales.**

Afin d'examiner la distribution des valeurs de ces coefficients de variation au sein des groupes d'âge décennaux, nous avons construit un graphique de barres d'erreur (Figure 31). Cette représentation permet de vérifier une certaine homogénéité de la distribution des coefficients de variation au sein des groupes. Ainsi, hormis la classe d'âge [<20] caractérisée par un intervalle de confiance à 95% plus étendu sûrement en raison du faible effectif [n=3], les catégories d'âge présentent, malgré quelques fluctuations, des intervalles de confiance très similaires. Les classes d'âge possèdent donc des valeurs compatibles des moyennes du coefficient de variation. Les intervalles les plus restreints concernent les classes [70;80[et [80;90[et cette constatation renverse donc le concept soutenu par la seule analyse des précisions absolue. Ainsi, pour l'échantillon total, nous sommes certains à 95% que la vraie valeur des coefficients de variation des décomptes d'*annuli* se situe entre 9,40% et 10,86%. Afin de vérifier l'absence de différence entre les coefficients de variation au sein de ces groupes décennaux,

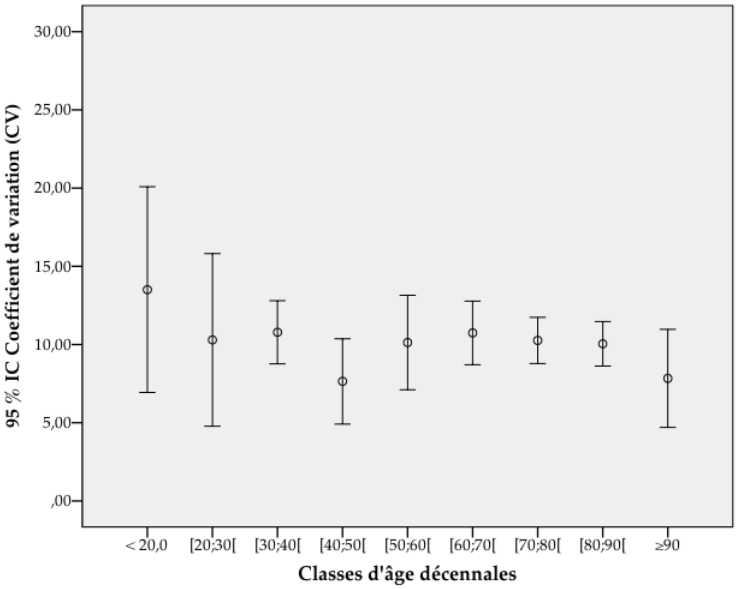


Figure 31 : Graphique en barres d'erreur des coefficients de variation *CV* **des comptes d'annuli selon les classes d'âge décennales.**

Caractéristiques

Coefficient de variation (CV)

	N	Moyenne	Ecart type	Erreur standard	Intervalle de confiance à 95 % pour la moyenne		Minimum	Maximum
					Borne inférieure	Borne supérieure		
<20	3	13,51	2,65	1,53	6,93	20,09	11,88	16,56
[20;25[	4	12,28	10,63	5,31	-4,63	29,20	4,80	28,01
[25;30[	7	9,16	7,20	2,72	2,50	15,82	2,26	20,91
[30;35[	11	10,92	4,86	1,46	7,65	14,18	3,54	18,25
[35;40[	12	10,66	4,71	1,36	7,67	13,65	3,85	22,26
[40;45[	6	7,10	2,80	1,14	4,16	10,04	4,02	10,83
[45;50[	7	8,11	5,80	2,19	2,74	13,48	3,95	20,50
[50;55[	6	12,39	6,74	2,75	5,31	19,46	2,27	20,69
[55;60[	9	8,62	4,16	1,39	5,42	11,82	3,98	15,48
[60;65[	10	9,07	4,17	1,32	6,09	12,05	3,86	17,50
[65;70[	23	11,47	6,25	1,30	8,77	14,17	2,32	24,19
[70;75[	22	9,84	4,16	,89	7,99	11,68	2,68	20,19
[75;80[	28	10,59	5,94	1,12	8,29	12,90	,00	28,76
[80;85[	25	9,62	4,64	,93	7,71	11,54	2,29	18,70
[85;90[	18	10,63	4,70	1,11	8,29	12,97	2,37	21,23
[90;95[	7	8,74	2,98	1,13	5,98	11,49	4,38	14,10
≥95	1	1,54	.	.	.	.	1,54	1,54
Total	199	10,13	5,22	,37	9,40	10,86	,00	28,76

Tableau 11 : Statistiques descriptives des coefficients de variation *CV* **des comptes d'annuli selon les classes d'âge quinquennales.**

il est intéressant d'envisager une analyse des variances. Le test de *Kruskal-Wallis* indique que l'on ne peut rejeter l'hypothèse nulle d'absence de différence significative entre les classes d'âge décennales [$\chi^2=9{,}234$; $p=0{,}323$]. Ainsi, ce test confirme que l'indicateur de la précision relative *CV* ne se distingue plus d'une classe d'âge à l'autre.

Afin de vérifier si ce constat reste valide lorsque les individus sont regroupés en classes d'âge plus fines, observons les moyennes et intervalles de confiance des coefficients de variation des comptes d'*annuli* pour des classes quinquennales (Tableau 11). L'échantillon total affiche bien entendu toujours le coefficient de variation moyen de 10,13%. La colonne « *erreur standard* » reflète l'accentuation de la disparité des effectifs au sein des classes qu'a provoquée la

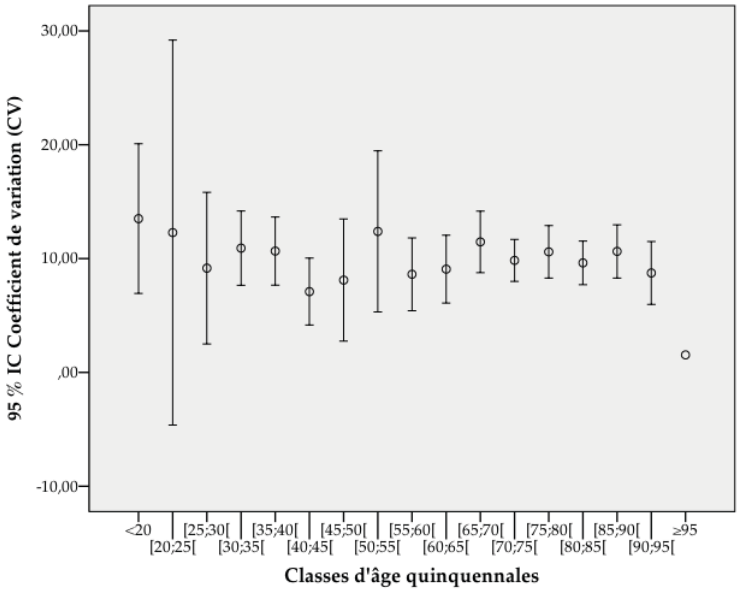


Figure 32 : Graphique en barres d'erreur des coefficients de variation *CV* **des comptes d'annuli selon les classes d'âge quinquennales.**

subdivision en groupes quinquennaux. Malgré ces inégalités de distribution des individus au sein des groupes, le graphique de barres d'erreur (Figure 32) permet de constater que la distribution des coefficients de variation reste visuellement homogène au sein des groupes.

Le test de *Kruskal-Wallis* confirme que l'on ne doit pas rejeter l'hypothèse nulle d'absence de différence significative entre les classes d'âge quinquennales [χ^2 *=14,624 ; p=0,552].*

Le pourcentage moyen d'erreur

Toujours dans le but d'étudier la relation entre un indicateur de la précision relative (cette fois le pourcentage moyen d'erreur) et l'âge chronologique, nous avons procédé à une corrélation de *Pearson* entre l'âge chronologique connu et les pourcentages moyens d'erreur déterminés à partir des 975 comptes réalisés.

Comme le laisse pressentir la dispersion des points (Figure 33), le coefficient de corrélation n'est pas significatif et nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle d'absence de relation entre l'âge chronologique et l'*APE* [*r=-0,044 ; p=0,539 ; n=199*]. Cela dénote, comme pour le *CV* précédemment considéré, la propriété relative des *APE* et leur insensibilité à la valeur de l'âge chronologique.

Pour préciser la relation entre âge connu et *APE*, nous avons comme précédemment procédé à un regroupement des individus en classes d'âge décennales dans le but de réaliser une analyse des variances et d'examiner les différences selon les groupes décennaux et quinquennaux (Tableau 12 & Tableau 13).

L'échantillon affiche un *APE* moyen de 7,63%. L'*APE* moyen varie entre 5,51% pour les individus les plus âgés [≥90] et 10,38 pour les individus plus jeunes

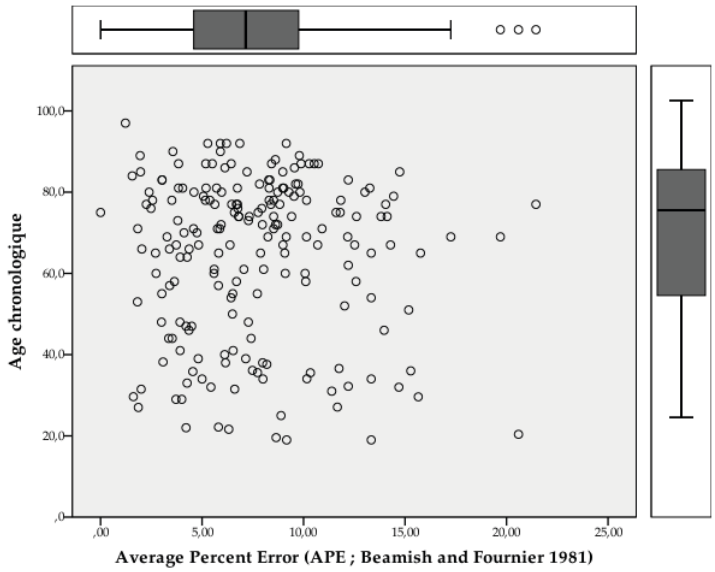


Figure 33 : Relation entre l'âge chronologique des individus [n=200] et les pourcentages moyens d'erreur *APE* des décomptes d'annuli [n=975].

Caractéristiques

Average Percent Error (APE ; Beamish and Fournier 1981)

	N	Moyenne	Ecart type	Erreur standard	Intervalle de confiance à 95 % pour la moyenne		Minimum	Maximum
					Borne inférieure	Borne supérieure		
< 20,0	3	10,38	2,57	1,48	4,00	16,76	8,65	13,33
[20;30[	11	7,67	6,04	1,82	3,61	11,72	1,62	20,59
[30;40[	23	8,16	3,68	,77	6,57	9,75	2,00	15,28
[40;50[	13	5,54	2,94	,82	3,77	7,32	3,00	13,97
[50;60[	15	7,65	4,11	1,06	5,37	9,93	1,82	15,18
[60;70[	33	8,31	4,51	,79	6,71	9,91	2,03	19,70
[70;80[	50	7,76	3,88	,55	6,66	8,86	,00	21,45
[80;90[	43	7,49	3,25	,50	6,49	8,50	1,56	14,74
≥90	8	5,51	2,33	,82	3,56	7,46	1,23	9,15
Total	199	7,63	3,91	,28	7,08	8,18	,00	21,45

Tableau 12 : Statistiques descriptives des pourcentages moyens d'erreur *APE* **des comptes d'annuli selon les classes d'âge décennales.**

[<20 ans]. Gardons à l'esprit que ces deux classes extrêmes sont les deux classes les moins représentées.

L'examen de la distribution des pourcentages moyens d'erreurs au sein des groupes d'âge décennaux (Figure 34) rend compte d'une certaine homogénéité dans la distribution des coefficients de variation au sein des groupes. Tout comme pour le [CV], la classe d'âge [<20] est caractérisée par un intervalle de confiance à 95% très large sûrement en raison du faible effectif [n=3] de cette catégorie. Les intervalles les plus restreints concernent toujours les classes [70;80[et [80;90[. Ainsi, pour l'échantillon total, nous sommes certains à 95% que la vraie valeur du pourcentage moyen d'erreur des décomptes d'*annuli* se situe entre 7,08% et 8,18%.

Les groupes d'âge présentent des valeurs de pourcentages moyens d'erreur visiblement compatibles. Le test *Kruskal-Wallis* indique que l'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle d'absence de différence significative entre les classes

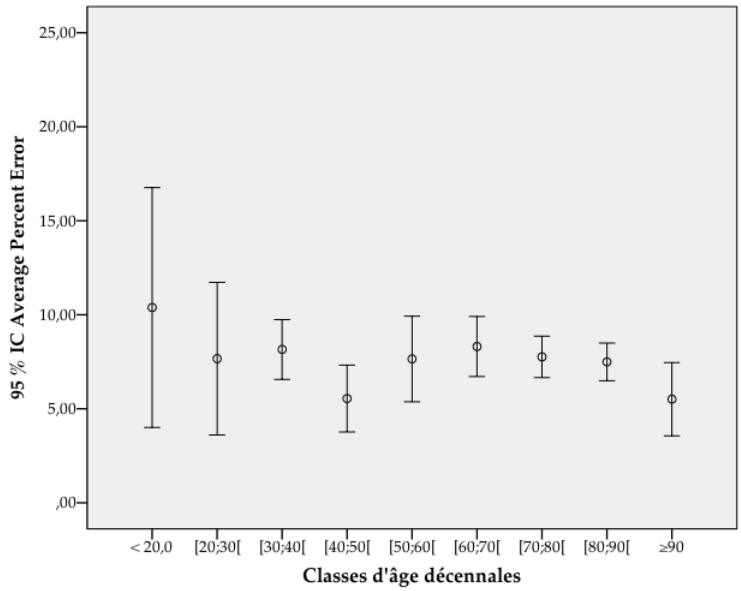


Figure 34 : Graphique en barres d'erreur des pourcentages moyens d'erreur *APE* **des comptes d'annuli selon les classes d'âge décennales.**

Caractéristiques

Average Percent Error (APE ; Beamish and Fournier 1981)

	N	Moyenne	Ecart type	Erreur standard	Intervalle de confiance à 95 % pour la moyenne		Minimum	Maximum
					Borne inférieure	Borne supérieure		
<20	3	10,38	2,57	1,48	4,00	16,76	8,65	13,33
[20;25[	4	9,23	7,62	3,81	-2,90	21,36	4,21	20,59
[25;30[	7	6,77	5,40	2,04	1,78	11,77	1,62	15,65
[30;35[	11	8,46	4,15	1,25	5,67	11,25	2,00	14,69
[35;40[	12	7,87	3,35	,97	5,75	10,00	3,08	15,28
[40;45[	6	5,14	1,75	,72	3,30	6,98	3,35	7,42
[45;50[	7	5,89	3,80	1,44	2,37	9,40	3,00	13,97
[50;55[	6	9,21	5,10	2,08	3,86	14,57	1,82	15,18
[55;60[	9	6,61	3,20	1,07	4,15	9,07	3,02	12,58
[60;65[	10	6,86	3,00	,95	4,71	9,00	2,73	12,20
[65;70[	23	8,94	4,95	1,03	6,80	11,09	2,03	19,70
[70;75[	22	7,64	3,18	,68	6,23	9,05	1,83	14,12
[75;80[	28	7,85	4,41	,83	6,14	9,56	,00	21,45
[80;85[	25	7,30	3,27	,65	5,95	8,65	1,56	13,26
[85;90[	18	7,76	3,30	,78	6,12	9,40	1,95	14,74
[90;95[	7	6,12	1,69	,64	4,56	7,68	3,56	9,15
≥95	1	1,23	.	.	.	.	1,23	1,23
Total	199	7,63	3,91	,28	7,08	8,18	,00	21,45

Tableau 13 : Statistiques descriptives des pourcentages moyens d'erreur *APE* **des comptes d'annuli selon les classes d'âge quinquennales.**

d'âge décennales [χ^2*=11,417 ; p=0,179*]. Ce test garantit que l'indicateur de la précision relative *APE* n'est pas spécifique à une classe d'âge décennale. Examinons les moyennes et intervalles de confiance des *APE* lorsque les sujets sont regroupés en classes d'âge quinquennales afin d'examiner si ce constat demeure valide (Tableau 13). L'échantillon total affiche toujours un *APE* moyen de 7,63%. Même problème rencontré que précédemment, la subdivision en groupes quinquennaux renforce la disparité des effectifs au sein des classes. Malgré ces inégalités de distribution des individus au sein des groupes, le graphique de barres d'erreur (Figure 35) permet d'observer que la distribution

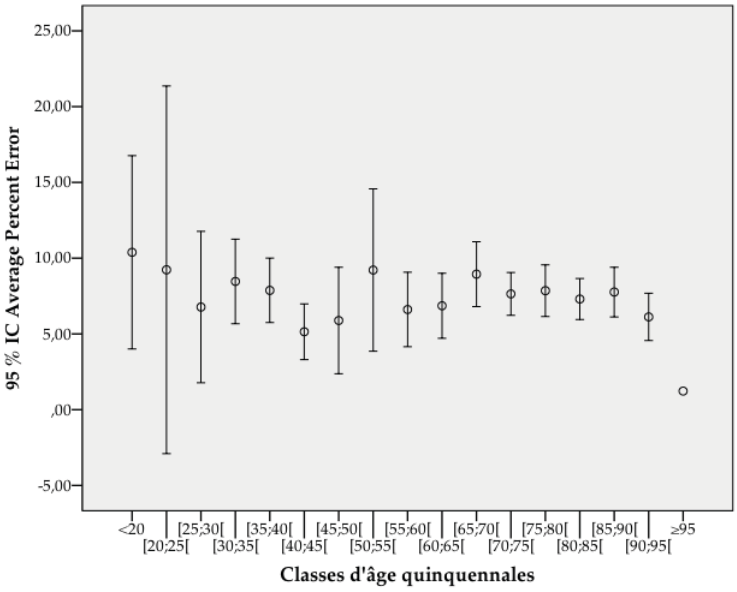


Figure 35 : Graphique en barres d'erreur des pourcentages moyens d'erreur *APE* **des comptes d'annuli selon les classes d'âge quinquennales.**

des coefficients de variation reste relativement homogène au sein des groupes.

Le test de *Kruskal-Wallis* indique que l'on ne peut toujours pas rejeter l'hypothèse nulle d'absence de différence significative entre les classes d'âge quinquennales [χ^2*=16,071 ; p=0,448*] et garantit que les *APE* ne sont pas caractéristiques d'une ou de plusieurs classes d'âge quinquennales.

Le coefficient de variation (Chang, 1982)

Une corrélation de *Pearson* entre l'âge documenté et les coefficients de variation déterminés à partir des comptes réalisés sur 975 lames histologiques a été effectuée dans le but de tester la relation entre ces deux variables. L'objectif est de vérifier et de mesurer une éventuelle relation linéaire, autrement dit d'étudier si l'augmentation de l'âge du sujet entraîne une dispersion des coefficients de variation.

La réalisation d'un graphique de dispersion montre que le nuage de points paraît étiré vers les valeurs croissantes de l'âge et des *CV2* (Figure 36). Nous pouvons nous interroger sur la significativité et la force de cette association d'un point de vue statistique.

Le test de corrélation de *Pearson* entre l'âge chronologique et les *CV2* calculés témoigne d'une relation linéaire positive significative [*r=0,342 ; p=0,000 ; n=199*]. Ce coefficient de corrélation nous renseigne sur le sens de la relation. En effet, il confirme que plus l'âge chronologique du sujet est avancé, plus les coefficients de variation *CV2* sont importants. Quant à la force de la relation, la valeur [r=0,342] du coefficient indique que l'association entre les deux variables est modérée. Pour rappel, l'association entre l'âge chronologique et les écarts-types des comptes, considérés comme des indicateurs de précision absolue,

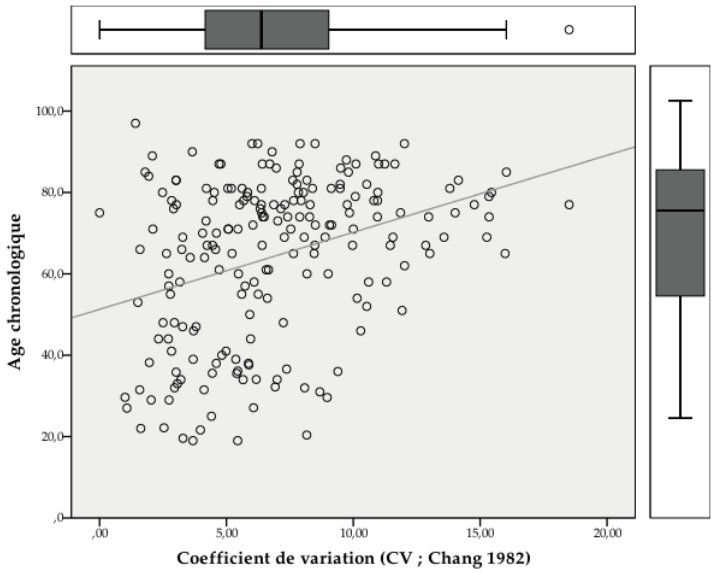


Figure 36 : Relation entre l'âge chronologique des individus [n=200] et les coefficients de variation *CV2* **des décomptes d'annuli [n=975].**

Caractéristiques

Coefficient de variation (CV ; Chang 1982)

	N	Moyenne	Ecart type	Erreur standard	Intervalle de confiance à 95 % pour la moyenne		Minimum	Maximum
					Borne inférieure	Borne supérieure		
< 20,0	3	4,14	1,15	,66	1,29	6,99	3,29	5,44
[20;30[	11	3,87	2,78	,84	2,01	5,74	1,01	8,97
[30;40[	23	5,21	2,10	,44	4,30	6,12	1,58	9,39
[40;50[	13	4,41	2,29	,64	3,03	5,80	2,32	10,29
[50;60[	15	6,73	3,42	,88	4,83	8,62	1,51	11,92
[60;70[	33	7,61	3,90	,68	6,23	8,99	1,59	15,98
[70;80[	50	7,81	3,71	,53	6,75	8,86	,00	18,51
[80;90[	43	7,84	3,58	,55	6,74	8,94	1,79	16,03
≥90	8	6,57	3,18	1,12	3,91	9,22	1,42	12,01
Total	199	6,86	3,58	,25	6,35	7,36	,00	18,51

Tableau 14 : Statistiques descriptives des coefficients de variation *CV2* **des comptes d'annuli selon les classes d'âge décennales.**

était forte [*r=0,541*]. Il est ici intéressant de noter que le *CV2*, considéré pourtant comme un indicateur de précision relative est finalement dépendant de l'âge chronologique.

Pour étudier cette relation, nous avons regroupé les individus par classes d'âge décennales afin d'analyser les moyennes et intervalles de confiance de ces *CV2* liés aux comptes d'*annuli* (Tableau 14).

Les données présentées nous permettent d'énoncer que nous sommes certains à 95% que la vraie valeur du coefficient de variation *CV2* se situe entre 6,35% et 7,36%. L'intégralité de l'échantillon d'âge connu est caractérisée par un coefficient de variation *CV2* moyen de 6,86%. On remarque que pour le même échantillon et des subdivisions identiques, cette valeur est inférieure à celle du *CV* moyen [*10,13%, n=199*] et inférieure également à celle de l'*APE* moyen [*7,63%, n=199*]. Ainsi, sur l'échantillon total, cet indicateur de précision relative semble plus restreint. Cependant, même si la précision révélée par cet indicateur semble meilleure, elle reste dans des ordres de grandeur analogues. Le *CV2* moyen varie entre 3,87% pour les jeunes individus dont l'âge est compris entre 20 et 30 ans et 7,84% pour les sujets dont l'âge est compris entre 80 et 90 ans. On constate une tendance à l'augmentation des *CV2* moyens avec les classes d'âge qui peut atteindre un facteur deux. Ainsi, l'imprécision pour les classes d'âge [60;70[, [70;80[, [80;90[est deux fois plus importante que pour la classe d'âge [20;30[et 1,5 fois plus importante que pour les classes [30;40[et [40;50[.

Afin d'examiner la distribution des valeurs de ces coefficients de variation *CV2* au sein des groupes d'âge décennaux, nous avons construit un graphique de barres d'erreur (Figure 37).

L'intervalle le plus restreint concerne la classe [30;40[. Cela était déjà le cas concernant l'indicateur de précision absolue lié aux écarts-types. Les intervalles les plus étendus concernent les classes « <20 ans » et « ≥90 ans », mais, une fois encore, la disparité du nombre de sujets par classe d'âge doit modérer ce commentaire. Tout comme dans le cas de l'indicateur absolu vu précédemment, plusieurs des intervalles ne se chevauchent pas. Il existe une distinction nette entre les *CV2* de la classe [20;30[et les *CV2* des classes {[60;70[; [70;80[; [80;90[}. Cela signifie que des classes d'âge possèdent des valeurs moyennes d'écarts-types non compatibles. Afin de tester la significativité de ces distinctions entre les classes d'âge, il faut envisager une analyse des variances. Or, nous avons vu grâce au test de *Kolmogorov-Smirnov* que la distribution des *CV2* au sein de notre échantillon ne suivait pas la loi normale. Même si la prémisse d'égalité des variances est vérifiée avec un test de *Levene* [$p=0,094$], nous avons adopté le test de *Kruskal-Wallis* qui est l'alternative à l'*ANOVA*. Ce test de *Kruskal-Wallis* indique que l'on peut rejeter en toute confiance l'hypothèse nulle d'absence de différence significative entre les classes d'âge décennales [$\chi^2=31,122$; $p=0,000$]. Ce test confirme que les classes d'âge se distinguent par des dispersions différentes et des tests *post hoc* ont été envisagés pour réaliser les comparaisons appariées des classes d'âge décennales.

Contrairement à ce que nous avons observé pour l'indicateur de précision absolu σ pour lequel de nombreuses de classes d'âge décennales différaient, les distances significatives sont pour le *CV2* plus rares. Ces distances [$p\leq0,005$] ne concernent toujours pas les classes voisines, mais concernent les distances entre la classe [20;30[et les classes [70;80[—[80;90[et les distances entre la classe [40;50[et les classes [70;80[—[80;90[.

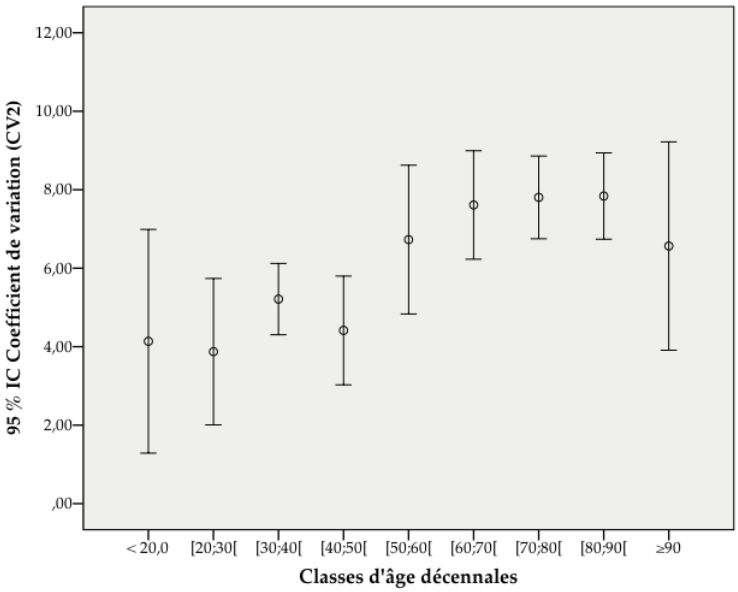


Figure 37 : Graphique en barres d'erreur des coefficients de variation *CV2* des comptes d'annuli selon les classes d'âge décennales.

Caractéristiques

Coefficient de variation (CV ; Chang 1982)

	N	Moyenne	Ecart type	Erreur standard	Intervalle de confiance à 95 % pour la moyenne		Minimum	Maximum
					Borne inférieure	Borne supérieure		
<20	3	4,14	1,15	,66	1,29	6,99	3,29	5,44
[20;25[	4	4,08	2,89	1,45	-,53	8,68	1,62	8,16
[25;30[	7	3,76	2,94	1,11	1,04	6,47	1,01	8,97
[30;35[	11	5,22	2,36	,71	3,64	6,81	1,58	8,68
[35;40[	12	5,20	1,95	,56	3,97	6,44	1,96	9,39
[40;45[	6	3,94	1,50	,61	2,36	5,51	2,32	5,95
[45;50[	7	4,82	2,87	1,08	2,17	7,48	2,50	10,29
[50;55[	6	7,77	3,86	1,58	3,72	11,83	1,51	11,92
[55;60[	9	6,03	3,14	1,05	3,62	8,44	2,73	11,31
[60;65[	10	6,31	2,83	,89	4,28	8,33	2,73	12,02
[65;70[	23	8,18	4,21	,88	6,36	10,00	1,59	15,98
[70;75[	22	7,44	3,07	,65	6,08	8,80	2,10	15,35
[75;80[	28	8,09	4,19	,79	6,47	9,72	,00	18,51
[80;85[	25	7,52	3,62	,72	6,03	9,02	1,94	15,45
[85;90[	18	8,28	3,57	,84	6,50	10,06	1,79	16,03
[90;95[	7	7,30	2,59	,98	4,90	9,70	3,66	12,01
≥95	1	1,42	.	.	.	.	1,42	1,42
Total	199	6,86	3,58	,25	6,35	7,36	,00	18,51

Tableau 15 : Statistiques descriptives des coefficients de variation *CV2* **des comptes d'annuli selon les classes d'âge quinquennales.**

Dans un second temps, étudions les moyennes et intervalles de confiance des *CV2* pour les classes quinquennales (Tableau 15). Le coefficient de variation *CV2* moyen varie maintenant entre 1,42% pour les jeunes individus âgés de plus de 95 ans et 8,28%pour les sujets dont l'âge est compris entre 85 et 90 ans. Bien entendu, compte tenu des faibles effectifs de la classe d'âge « ≥95 », cette valeur minimum n'est pas à considérer. Les valeurs minimales des *CV2* moyens correspondent plus incontestablement aux classes [20;25[et [25;35[avec des *CV2* moyens respectivement égaux à 4,08% et 3,76%. Nous observons que les classes d'âge avancé semblent être caractérisées par des *CV2* moyens plus éle-

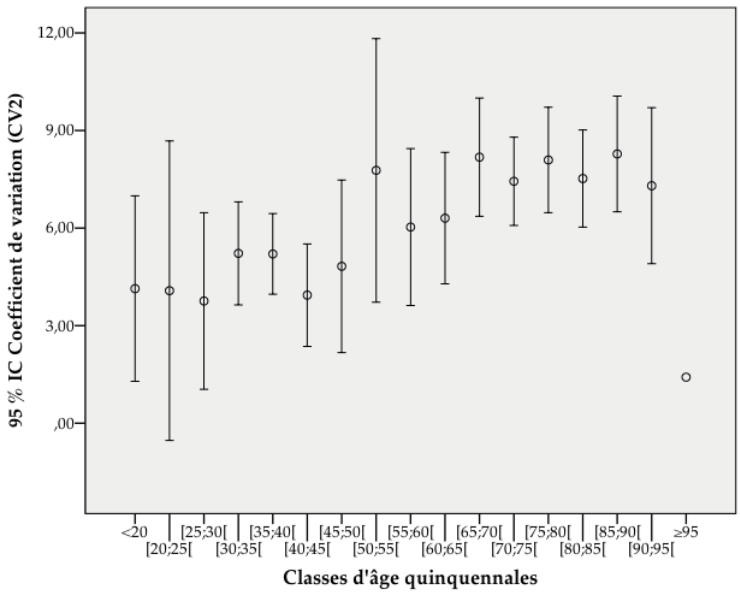


Figure 38 : Graphique en barres d'erreur des coefficients de variation *CV2* **des comptes d'annuli selon les classes d'âge quinquennales.**

vés. Un graphique de barres d'erreur (Figure 38) permet de le mettre en évidence.

Nous n'observons pas l'homogénéité de la distribution des coefficients de variation *CV2* au sein des groupes tels que nous l'avions vue pour les autres indicateurs de précision relative *CV* et *APE*. Hormis les exceptions des classes [20;25[et [50;55[, les catégories d'âge présentent des intervalles de confiance très similaires. Ces intervalles sont, malgré des recouvrements manifestes, caractérisés par une tendance marquée par l'augmentation des valeurs moyennes.

Afin de tester ces différences entre les coefficients de variation *CV2* au sein de ces groupes quinquennaux, nous avons réalisé un test de *Kruskal-Wallis.* Les résultats de ce test indiquent que l'on peut rejeter l'hypothèse nulle d'absence de différence significative entre les classes d'âge quinquennales [$\chi^2=37,935$; $p=0,002$]. Les tests *post hoc* montrent qu'après subdivision en classe quinquennale, aucune paire de groupes ne diffère significativement [$p\leq 0,05$] sur la base de la dispersion liée aux *CV2*.

3.1.5 INFLUENCE DU SEXE SUR LA PRÉCISION

Afin d'examiner l'absence de différence de précision entre les hommes et les femmes et parce que la distribution des mesures de précision relative et absolue ne répond pas aux exigences de normalité, nous avons réalisé des tests non paramétriques de *Kruskal-Wallis*. Ce test effectué en premier lieu sur l'indicateur de précision absolue σ (écart-type des comptes d'*annuli*) indique que l'on peut rejeter en toute confiance l'hypothèse nulle d'absence de différence entre les sexes [$\chi^2=9,601$; $p=0,002$; $n=199$]. En d'autres termes, il apparaît qu'il existe une différence de précision absolue entre les deux sexes.

Parmi les autres indicateurs de précision, le *CV2* confirme cette différence de précision entre les hommes et les femmes [$\chi^2=5,620$; $p=0,022$; $n=199$] (Figure 39). Ni le coefficient de variation *CV*, ni le pourcentage moyen d'erreur *APE* ne

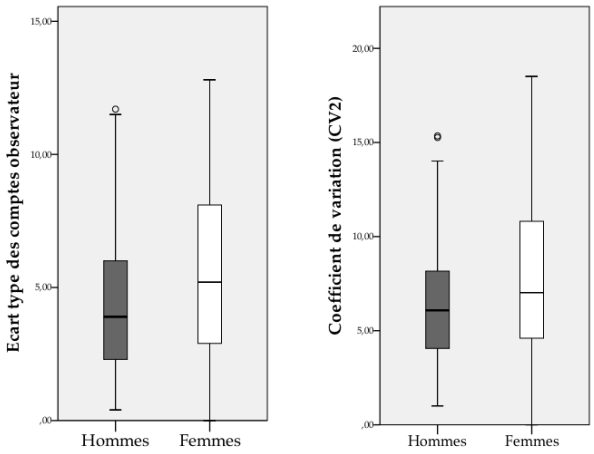


Figure 39 : Différences significatives d'imprécision absolue σ et relative *CV2* selon le sexe.

confirment ce résultat. Il est essentiel de rappeler que les deux indicateurs σ *et* $CV2$ se sont montrés sensibles à l'âge chronologique et que l'âge influe à la fois sur l'imprécision absolue σ, mais également l'imprécision relative exprimée par le $CV2$. Ainsi, il est primordial d'analyser ces résultats à la lumière de la répartition des sexes en fonction de l'âge. Or, nous avons vu dès la présentation du matériel de notre étude que les sexes n'étaient pas équitablement représentés dans toutes les classes d'âge la collection (Tableau 16).

Tableau croisé Sexe * Classes d'âge décennales

			Classes d'âge décennales									
			< 20,0	[20;30[	[30;40[	[40;50[	[50;60[	[60;70[	[70;80[	[80;90[	≥90	Total
Sexe	Hommes	Effectif	2	11	21	6	8	23	32	20	4	127
		Résidus ajustés	,1	2,6	2,9	-1,3	-,9	,8	,1	-2,8	-,8	
	Femmes	Effectif	1	0	2	7	7	10	18	24	4	73
		Résidus ajustés	-,1	-2,6	-2,9	1,3	,9	-,8	-,1	2,8	,8	
Total		Effectif	3	11	23	13	15	33	50	44	8	200

Tableau 16 : Distribution des individus par sexe et par classes d'âge décennales.

Cette répartition a été vérifiée par un tableau de contingence puis par un test de *Chi-2* afin d'éprouver la relation entre le sexe et les catégories d'âge décennales. Le test du *Chi-2* est hautement significatif [$\chi^2=23,727$; $p=0,003$, $n=200$]. Ainsi, l'âge et le sexe entretiennent un lien significatif comme le laissait présager la présentation du matériel. L'analyse des résidus ajustés figurant dans le tableau croisé fait état d'un déficit en sujets féminins dans les jeunes classes d'âge [20;30[et [30;40[. Au contraire, ces individus féminins sont surreprésentés dans la classe [80;90[. En conséquence, la faible fréquence de sujets féminins dans les classes marquées par une meilleure précision (σ *et* $CV2$) et leur surreprésentation dans une classe caractérisée par une moindre précision sont assurément responsables de la significativité de la différence de précision entre les sexes.

Afin d'étayer ce résultat, un même test de *Kruskal-Wallis* a été effectué en ne considérant pas ces trois classes d'âge déséquilibrées pour tester à nouveau la différence de précision entre les hommes et les femmes. Après exclusion de ces trois classes d'âge, ce test de *Kruskal-Wallis* devient non significatif pour l'indicateur de précision absolue σ [$\chi^2=0,973$; $p=0,324$, $n=122$] ainsi que pour l'indicateur de précision relatif $CV2$ [$\chi^2=1,321$; $p=0,250$, $n=122$].

Ainsi, les quatre indicateurs de précision adoptés pour cette étude s'accordent pour exprimer qu'il n'y a pas de différence de précision entre les hommes et les femmes, mais que cette impression peut résulter d'une répartition non équilibrée des sexes au sein de l'échantillon. Ces résultats expliquent donc les modèles de régressions multiples établis précédemment.

3.1.6 PRÉCISION SELON LES COLLECTIONS

Les quatre indicateurs d'imprécision (*σ, APE, CV* et *CV2)* ont été analysés pour chacune des collections qui composent le référentiel. L'objectif de cette approche est d'examiner la précision au sein de ces sous-échantillons en comparant les indicateurs entre eux, puis de tester une différence de précision relative et absolue des décomptes d'*annuli* entre ces collections.

LABORATOIRE D'ANATOMIE

L'imprécision absolue (*σ)* relevée pour la collection du *laboratoire d'anatomie* est en moyenne de 6,55 *annuli*. La plage de dispersion cette mesure d'imprécision (les écarts-types des comptes) recouvre 11,5 *annuli* (avec des valeurs minimum *Vmin*=1,30 ; et maximum *Vmax*=12,80). L'intervalle de confiance à 95% de l'imprécision absolue est compris entre 5,69 et 7,41. Autrement dit, les écarts-types calculés lors des décomptes des alternances de cément acellulaire pour cette collection ont 95% de chance d'être compris entre 5,7 et 7,4 anneaux. Pour ce qui concerne le premier indicateur d'imprécision relative, le coefficient de variation *CV*, il est en moyenne de 11,49% (IC-95% compris entre 9,91 et 13,07%). Le pourcentage moyen d'erreur *APE* est inférieur à cette valeur avec une moyenne de 8,65% (IC-95% entre 7,46 et 9,84%). Quant au second coefficient de variation *CV2*, il est identique à l'*APE* (8,65% - IC-95% entre 7,51 et 9,79%).

SANTAREM, PORTUGAL

L'écart-type moyen relevé pour la collection de *Santarém* est de 4,85 *annuli*. La plage des écarts-types des comptes recouvre, comme pour le *laboratoire d'anatomie* 11,5 *annuli* (*Vmin*=0,40 ; *Vmax*=11,90). L'intervalle de confiance à 95% pour la moyenne des écarts-types est situé entre 4,35 et 5,35 *annuli*. L'indicateur d'imprécision relative moyen (*CV*) est de 9,08% (IC-95% situé entre 8,19% et 9,98%) et donc meilleur que celui établi précédemment pour les sujets du *laboratoire d'anatomie*. Le pourcentage moyen d'erreur *APE* est également plus réduit avec 6,87% (IC-95% entre 6,19 et 7,54%). Enfin, le coefficient de variation moyen *CV2* est encore une fois très semblable à l'*APE* avec 6,58% (IC-95% compris entre 5,93 et 7,23%).

SCHOTEN, BELGIQUE

Pour les individus de *Schoten*, l'imprécision absolue (*σ)* calculée est en moyenne de 4,14 *annuli*. La plage de dispersion recouvre 9,90 *annuli* (*Vmin*=1,00; *Vmax*=10,90) et l'intervalle de confiance à 95% de l'imprécision absolue est comprise entre 2,94 et 5,35 *annuli*. L'indicateur d'imprécision relative moyen (*CV*) est de 10,52% et l'intervalle de confiance pour cet indicateur est compris entre 8,38% et 12,65%. Le pourcentage moyen d'erreur *APE* est en moyenne de 7,67% (IC-95% compris entre 6,18 et 9,16%) et le coefficient de variation moyen *CV2* est en de 6,38% (IC-95% compris entre 4,95 et 7,80%).

CARSPACH, FRANCE

L'imprécision absolue relevée pour la collection de *Carspach* est faible avec un σ moyen de 2,14 *annuli* (*Vmin*=0,40; *Vmax*=3,80). L'intervalle de confiance à 95% pour la mesure d'imprécision absolue est étroit puisqu'il est compris entre 1,63 et 2,64 *annuli*. L'indicateur d'imprécision relative moyen (*CV*) est de 11,57% et l'intervalle de confiance pour cet indicateur est compris entre 8,73% et 14,42%. L'*APE* moyen est de 8,89% (IC-95% compris entre 6,69 et 11,09%) et deux fois plus important que le coefficient de variation moyen *CV2* mesuré à 4,91% (IC-95% compris entre 3,81 et 6,00%).

CHATELET, BELGIQUE

L'écart-type moyen relevé pour la collection de *Châtelet* est de 3,72 *annuli*. La plage de dispersion des écarts-types des comptes recouvre 6,90 *annuli* (*Vmin*=0,00 ; *Vmax*=6,90). L'intervalle de confiance à 95% pour la moyenne des écarts-types est compris entre 0,70 et 6,73 *annuli*. L'indicateur d'imprécision relative moyen (*CV*) est en de 9,52% et l'intervalle de confiance pour cet indicateur est compris entre 0,96 et 18,08%. Le pourcentage moyen d'erreur *APE* est en moyenne de 7,33% (IC-95% compris entre 0,88 et 15,18%). Le coefficient de variation moyen (Chang, 1982) *CV2* est en de 5,93% (IC-95% compris entre 0,89 et 10,97%).

———

Au vu du caractère composite de la collection de référence sur laquelle se base ce travail doctoral, nous sommes en droit de nous interroger sur ces écarts de précision au sein des échantillons composant la collection. Un test non paramétrique de *Kruskal-Wallis* indique, sans surprise, que l'on peut rejeter l'hypothèse nulle d'absence de différence de précision selon la provenance des sujets constituant la collection. Cette différence est significative pour l'indicateur d'imprécision absolue σ [χ^2=*41,207 ; p=0,000, n=199*] et pour l'un des indicateurs d'imprécision relative, le *CV2* [χ^2=*17,167 ; p=0,002, n=199*] (Figure 40 & Figure 41). Ainsi, les échantillons d'origine différente se distinguent sur la base de l'imprécision des décomptes d'*annuli*.

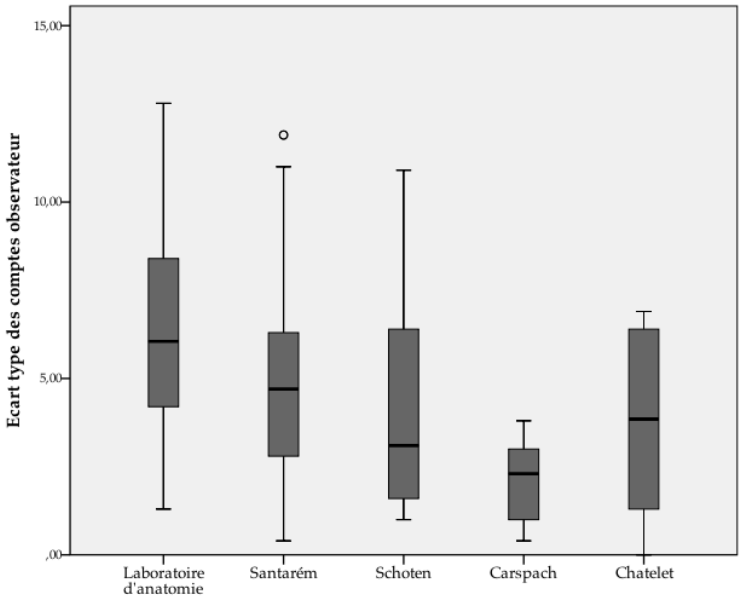


Figure 40 : Imprécision σ absolue en fonction des collections composant le référentiel.

Des tests *post hoc* montrent que pour l'indicateur d'imprécision absolue σ, le site de *Carspach* se distingue fortement de *Santarém* [*p=0,000*] et du *laboratoire d'anatomie* [*p=0,000*]. Une distance significative est également relevée entre *le laboratoire d'anatomie* et *Schoten* [*p=0,004*] et entre le *laboratoire d'anatomie* et *Santarém* [*p=0,027*]. Ces mêmes tests *post hoc* dévoilent que pour l'indicateur d'imprécision relative *CV2*, il existe une différence significative de précision entre *le laboratoire d'anatomie* et *Carspach* [*p=0,002*] et entre le *laboratoire d'anatomie* et *Santarém* [*p=0,038*].

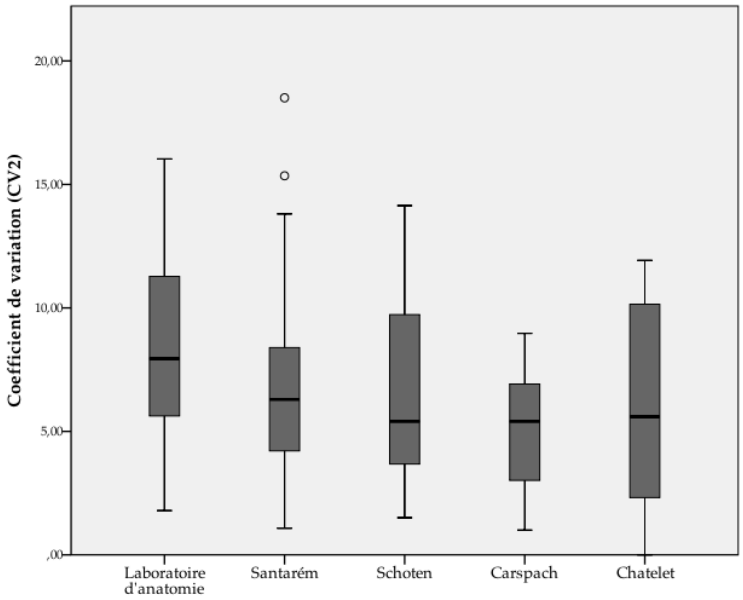


Figure 41 : Imprécision relative *CV2* en fonction des collections composant le référentiel.

Tableau croisé Sites * Classes d'âge décennales

			Classes d'âge décennales									
			< 20,0	[20;30[	[30;40[	[40;50[	[50;60[	[60;70[	[70;80[	[80;90[	≥90	Total
Sites	Laboratoire d'anatomie	Effectif	0	0	0	0	5	13	12	17	1	48
		Résidus ajustés	-1,0	-1,9	-2,9	-2,1	,9	2,3	,0	2,6	-,8	
	Santarém	Effectif	0	3	6	4	6	18	33	23	6	99
		Résidus ajustés	-1,7	-1,5	-2,4	-1,4	-,8	,6	2,7	,4	1,5	
	Schoten	Effectif	2	1	4	8	2	1	4	3	1	26
		Résidus ajustés	2,8	-,4	,7	5,4	,0	-1,9	-1,2	-1,4	,0	
	Carspach	Effectif	1	7	13	0	0	0	0	0	0	21
		Résidus ajustés	1,3	5,9	7,7	-1,3	-1,4	-2,2	-2,8	-2,6	-1,0	
	Chatelet	Effectif	0	0	0	1	2	1	1	1	0	6
		Résidus ajustés	-,3	-,6	-,9	1,0	2,4	,0	-,5	-,3	-,5	
Total		Effectif	3	11	23	13	15	33	50	44	8	200

Tableau 17 : Distribution des individus par collections et par classes d'âge décennales.

En conséquence, il existe selon cette analyse une différence de précision entre les collections constituant le référentiel, mais une fois encore, ni le coefficient de variation *CV*, ni le pourcentage moyen d'erreur *APE* ne confirment ce résultat. Cette différence de sensibilité des indicateurs de la précision où σ *et CV2* soulignent une différence et où le *CV* et l'*APE* restent insensibles, annonce qu'une répartition inégale de l'âge des individus au sein des sous-échantillons peut en être responsable. L'opposition entre l'échantillon issu de *Carspach* représenté par de jeunes soldats et les échantillons de *Santarém* et du *laboratoire d'anatomie* représentés quant à eux par des sujets plus âgés renforce ce sentiment. Il est donc nécessaire d'examiner ces résultats en considérant la distribution des âges chronologiques au sein des sites avant de conclure.

La répartition des âges documentés par collection a été examinée au moyen d'un tableau de contingence (Tableau 17) puis par un test de *Chi-2* afin de vérifier la relation entre ces deux variables. Le test du *Chi-2* est hautement significatif [χ^2*=168,458 ; p=0,000, n=200*]. Cela démontre que l'âge et l'origine des collections composant notre référentiel entretiennent un lien significatif. L'analyse des résidus ajustés fait état d'un déficit en jeunes sujets [20;30[et [30;40[dans l'échantillon provenant du *laboratoire d'anatomie* et de *Santarém* et d'une surreprésentation de ces mêmes classes d'âge dans l'échantillon de *Carspach*. La réciproque est vrai et pour ce qui concerne les individus des classes [60;70[, [70;80[, [80;90[, c'est cette fois *Santarém* et le *laboratoire d'anatomie* qui affichent cette surreprésentation face à *Carspach* dépourvu d'individus de cette classe d'âge. La faible fréquence de sujets dans les classes d'âge jeune caractérisées par une bonne précision (σ *et CV2*) et la surreprésentation des individus dans les classes marquées par une moindre précision sont à l'origine de la différence de précision entre les collections composant le référentiel.

3.2 EXACTITUDE DES ESTIMATIONS INDIVIDUELLES

Après avoir examiné l'imprécision des comptes d'*annuli* au moyen de quatre indicateurs, nous allons maintenant porter notre attention sur la notion complémentaire à la précision : l'exactitude des estimations de l'âge au décès. Étudier l'exactitude revient à quantifier et apprécier l'accord entre la valeur estimée et la valeur vraie. En cémentochronologie, la valeur estimée de l'âge au décès

repose sur le comptage du nombre d'*annuli* auquel est ajouté l'âge d'éruption ou d'édification radiculaire de la dent sélectionnée. Dès lors, on conçoit aisément que l'imprécision des comptes d'*annuli*, de l'âge de l'éruption préocclusale ou fonctionnelle, de calcification ou d'achèvement de la calcification s'ajoutent aux données discordantes des tables publiées pour impacter sur la justesse de la valeur estimée. Afin de nous concentrer sur l'exactitude de nos estimations nous avons, pour chaque dent intégrée à l'étude, additionné la valeur moyenne du nombre d'*annuli* à l'âge moyen de calcification des trois quarts de la racine des canines qui représente le meilleur compromis (AlQahtani, Hector et Liversidge, 2010) sans considérer dans un premier temps les imprécisions associées. Pour nous inscrire dans une démarche analogue à celle adoptée lors de l'étude de la précision, nous avons développé deux indicateurs d'exactitude : l'un absolu $\Delta_{\text{âge}}$, l'autre relatif $\Delta\%_{\text{âge}}$.

3.2.1 INCERTITUDE ABSOLUE

L'incertitude absolue qualifiée d'erreur absolue se définit par l'écart entre la valeur estimée, *i.e.* l'âge biologique, et la valeur vraie, *i.e.* l'âge chronologique. Cette incertitude s'exprime dans l'unité de la grandeur estimée, autrement dit en années, et son expression mathématique est indépendante de l'échelle de cette grandeur. Pour chaque canine étudiée pour lesquelles les *annuli* ont donc été dénombrés, nous avons procédé au calcul de l'incertitude absolue comme suit :

$$\Delta_{\text{âge}} = (\bar{x} + A_{\text{Can}}) - A_{\text{Chro}}$$

– *où $\bar{x}$ est la moyenne des comptes ; A_{Can}, l'âge de calcification des ¾ de la racine de la canine [10,5 ans (AlQahtani, Hector et Liversidge, 2010)] ; A_{Chro}, l'âge documenté de l'individu.*

Ainsi, pour notre référentiel nous avons obtenu une série de 200 estimations de l'âge au décès assorti de leur incertitude absolue. Notons que l'expression de l'incertitude absolue ne considère pas la *valeur absolue* des erreurs. Ainsi, le signe de l'incertitude calculée permet de ressentir la sous-estimation ou la surestimation des valeurs calculées.

Une incertitude pourvue d'un signe négatif évoque une sous-estimation de l'âge chronologique par l'étude cémentochronologique alors qu'un signe positif rend compte d'une surestimation. La valeur nulle représente l'incertitude nulle, autrement dit, la valeur exacte. Préalablement à l'examen de cet indicateur, nous avons étudié sa distribution au sein de l'échantillon total (Figure 42). Bien que l'allure générale de cette distribution des fréquences des $\Delta_{\text{âge}}$ s'apparente à une courbe de Gauss, un test de *Kolmogorov-Smirnov* a montré que la distribution de différences entre valeurs estimées et valeurs vraies ne suit pas une distribution normale [*p=0,000*].

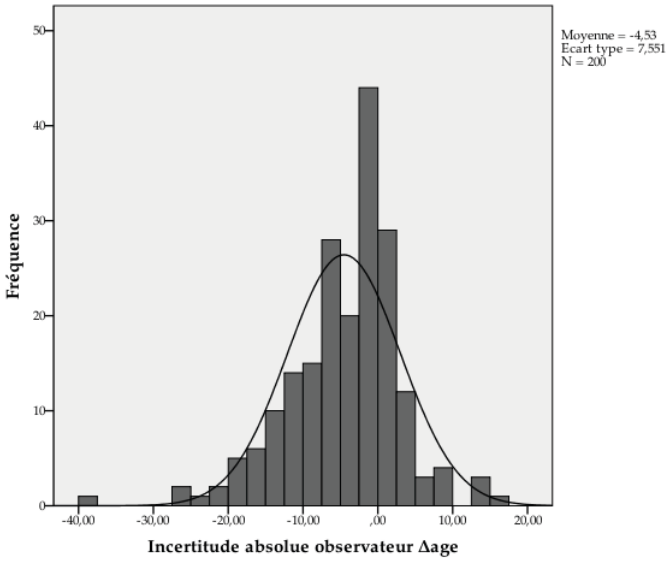


Figure 42 : Distribution des incertitudes absolues Δâge **des estimations de l'âge au décès.**

Le coefficient d'aplatissement de la distribution (*Kurtosis=2,136*) indique un pic de distribution et non un aplatissement ce qui traduit des valeurs préférentielles prises par ces incertitudes absolues. Le coefficient d'asymétrie qui rend compte de la position ce pic de distribution des valeurs $\Delta_{\text{âge}}$ signale que ce dernier est déplacé vers les valeurs « hautes » (*Skewness=-0,782*). L'asymétrie de la distribution est intéressante puisqu'elle dessine pour notre référentiel une tendance générale à la sous-estimation et une tendance de la distribution à se regrouper vers les valeurs nulles, même s'il ne peut être ignoré que ces erreurs absolues peuvent dans certains cas atteindre des valeurs importantes.

3.2.2 INCERTITUDE RELATIVE

L'incertitude relative, ou pourcentage d'erreur, exprime l'écart entre les valeurs estimées et réelles de l'âge au décès par rapport à la valeur de l'âge documenté. En cela, il s'agit d'une mesure relative qui s'exprime donc en pourcentage. Son expression mathématique est cette fois dépendante de l'échelle de la grandeur estimée et s'établit comme suit :

$$\Delta\%_{\text{âge}} = \frac{|(\bar{x} + \text{A}_{\text{Can}}) - \text{A}_{\text{Chro}}|}{\text{A}_{\text{Chro}}}$$

– *où* $\bar{x}$ *la moyenne des comptes ;* A_{Can} *l'âge de calcification des ¾ de la racine de la canine,* A_{Chro} *l'âge chronologique de l'individu.*

A chaque estimation de l'âge au décès et à chaque erreur absolue viennent donc s'adjoindre une erreur relative associée. Cette fois, et contrairement au calcul de l'incertitude absolue, la *valeur absolue* des différences est considérée. Ainsi, le pourcentage exprimé prend une valeur toujours positive et sous-estimations et

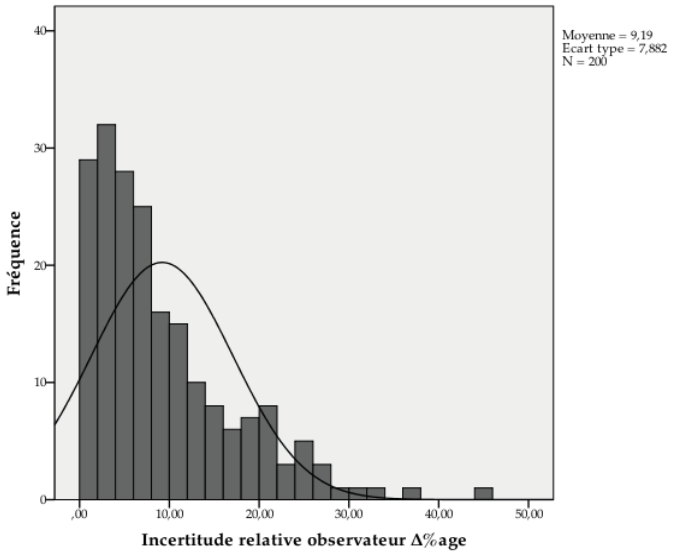


Figure 43 : Distribution des incertitudes relatives Δ%âge **des estimations de l'âge au décès.**

surestimations sont étudiées conjointement. Comme précédemment, nous avons vérifié la normalité de la distribution des Δ%âge par un test de *Kolmogorov-Smirnov*. Le résultat indique que la distribution n'est pas normale [*p=0,000*] (Figure 43). Le coefficient d'aplatissement est positif (*Kurtosis=2,163*) et très similaire à celui de l'inexactitude absolue vue précédemment. Cela rend compte du pic prononcé autour des valeurs proches de 2%. Le coefficient d'asymétrie confirme que la position de ce pic est déplacée vers les valeurs basses (*Skewness=1,398*). Nous sommes loin d'une symétrie parfaite et cette configuration reflète la tendance d'une distribution regroupée vers les faibles valeurs des pourcentages d'erreur, donc la tendance d'estimations plutôt justes.

3.2.3 PARAMÈTRES INFLUENÇANT L'INCERTITUDE

Avec la même démarche que précédemment pour la précision, nous avons choisi d'expliquer la variance de l'incertitude au moyen de modèles de régressions multiples en intégrant une combinaison de variables qui, selon nous, peuvent contribuer à l'incertitude des estimations de l'âge. Les deux indicateurs d'incertitude [Δâge, Δ%âge] ont donc été considérés comme variables dépendantes tandis que l'âge chronologique, le sexe, la collection d'origine, l'intervalle *post mortem*, la durée d'inhumation, les affections taphonomiques (*GHIm* et *OHIm*), et la lisibilité des dépôts ont été considérées comme des variables indépendantes pouvant influencer l'exactitude. L'imprécision des dénombrements d'*annuli* étant à nos yeux un paramètre influent de l'incertitude des estimations, nous avons intégré cette variable à l'analyse.

Incertitude absolue Δ[e]

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation	Modifier les statistiques				
					Variation de R-deux	Variation de F	ddl1	ddl2	Sig. Variation de F
1	,489[a]	,239	,235	5,23957	,239	61,361	1	195	,000
2	,509[b]	,259	,252	5,18406	,020	5,199	1	194	,024
3	,527[c]	,278	,267	5,13080	,019	5,049	1	193	,026
4	,546[d]	,298	,284	5,07128	,020	5,557	1	192	,019

a. Prédicteurs : (Constante), Age chronologique

b. Prédicteurs : (Constante), Age chronologique, Lisibilité

c. Prédicteurs : (Constante), Age chronologique, Lisibilité, General Histological Index modifié

d. Prédicteurs : (Constante), Age chronologique, Lisibilité, General Histological Index modifié, Imprécision absolue σ

e. Variable dépendante : Incertitude absolue Δ (abs))

Tableau 18 : Modèles de régressions multiples des paramètres influant les différences entre l'âge estimé et l'âge chronologique Δâge.

Le tableau 18 rend compte des variables retenues par les modèles expliquant la variance de l'incertitude absolue $\Delta_{âge}$ des estimations de l'âge par cémentochronologie. On constate que l'analyse a retenu quatre modèles. Pour le premier modèle l'âge chronologique (avec une probabilité F significative à $p<0,05$) est le paramètre influençant l'incertitude.

Pour le second modèle, l'âge chronologique ainsi que la lisibilité sont retenus. Pour le troisième modèle, l'âge chronologique, la lisibilité et le *GHIm* sont intégrés. Enfin, le quatrième modèle intègre toutes les variables précédentes ainsi que l'imprécision. Les variables sexe, origine de la collection, intervalle *post mortem* et durée d'inhumation ont atteint le seuil de signification et l'analyse les a donc exclues. Les valeurs de corrélations multiples [*R=0,489 ; modèle 1 — R=0,509 ; modèle 2 —R=0,527 ; modèle 3 —R=0,546 ; modèle 4*] indiquent une relation assez forte entre l'incertitude et les variables considérées pour chacun des modèles. Le premier modèle explique 23,9% de l'imprécision [$R^2=0,239$].

Ainsi, un quart de l'incertitude absolue d'une estimation de l'âge s'explique en termes d'âge du sujet sur lequel est appliquée la cémentochronologie. Avec les second, troisième et quatrième modèles intégrant la lisibilité, le *GHIm*, et l'imprécision des comptes, le R^2 passe à 0,298. Ces variations liées à l'incorporation au modèle de ces trois nouvelles variables sont significatives. Les données considérées expliquent 29,8% de la variance de l'incertitude ce qui est loin d'être négligeable. Néanmoins, cela signifie que d'autres facteurs non considérés peuvent être impliqués.

Incertitude relative Δ%[d]

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation	Modifier les statistiques				
					Variation de R-deux	Variation de F	ddl1	ddl2	Sig. Variation de F
1	,229[a]	,053	,048	7,60165	,053	10,819	1	195	,001
2	,292[b]	,085	,076	7,48778	,033	6,976	1	194	,009
3	,347[c]	,121	,107	7,36175	,035	7,699	1	193	,006

a. Prédicteurs : (Constante), Age chronologique

b. Prédicteurs : (Constante), Age chronologique, Lisibilité

c. Prédicteurs : (Constante), Age chronologique, Lisibilité, Imprécision absolue σ

d. Variable dépendante : Incertitude relative Δ%

Tableau 19 : Modèles de régressions multiples des paramètres influant les différences entre l'âge estimé et l'âge chronologique Δ%âge.

La variance de l'incertitude relative Δ%âge est exprimée au moyen trois modèles (Tableau 19). L'indicateur Δ%âge s'exprimant en pourcentage, il moins sensible à l'âge. On constate cependant que l'analyse a retenu l'âge chronologique pour chacun des modèles. La lisibilité ainsi que l'imprécision sont toujours considérées comme des paramètres influents. La valeur de corrélation multiple [*R=0,229 ; modèle 1*] indique une relation deux fois plus faible que précédemment entre l'incertitude relative et l'âge. Le premier modèle explique que 5,3% de l'incertitude relative [R^2*=0,053*]. Avec le second modèle intégrant la lisibilité, le R^2 passe à 0,082 soit 8,2%. Cette variation, même faible, apparaît comme significative. Avec le troisième modèle intégrant la lisibilité et l'imprécision, le R^2 passe à 0,121 soit 12,1%.

3.2.4 INFLUENCE DE L'ÂGE CHRONOLOGIQUE SUR L'INCERTITUDE

INCERTITUDE ABSOLUE

Dans le but d'évaluer la relation significative entre l'âge documenté des sujets et l'erreur absolue Δâge des estimations, autrement dit pour apprécier comment l'âge avancé d'un individu influe sur l'exactitude de l'estimation, nous avons représenté la dispersion des incertitudes absolues en fonction de l'âge puis réalisé un test de corrélation entre ces deux variables.

La représentation en nuage de points laisse entrevoir que les incertitudes absolues se rassemblent le long d'un axe passant la valeur d'abscisse nulle notamment chez les jeunes sujets (Figure 44).

Ce graphique montre clairement que les points se dispersent vers la gauche du graphique, c'est-à-dire vers des Δâge négatifs, pour les individus plus âgés. Pour apprécier la force de cette association et sa significativité sur le plan statistique, un test de corrélation de *Pearson* entre l'âge chronologique et les incertitudes absolues Δâge fait état d'une relation linéaire négative significative entre ces deux variables [*r=-0,518 ; p=0,000 ; n=200*].

Nous pouvons donc, en toute confiance, rejeter l'hypothèse nulle d'absence de relation entre l'âge chronologique et l'inexactitude. Ce coefficient de corrélation significatif nous livre deux informations. Premièrement, le sens de la relation est confirmé par le signe de ce coefficient significatif. Plus l'âge chronologique du sujet est avancé, plus l'inexactitude rejoint les fortes valeurs négatives, donc plus l'âge en cémentochronologie est sous-estimé. Deuxièmement, la valeur du coefficient révèle que l'association entre les deux variables est forte [r=*-0,518*].

L'incertitude semble donc un paramètre lié à l'âge chronologique. Afin d'entrer dans le détail de cette relation, et comme nous l'avions fait pour l'analyse de l'imprécision, nous avons réalisé un regroupement par classes d'âge décennales et quinquennales des sujets pour caractériser cette relation entre âge chronologique et inexactitude.

Dans un premier temps, observons l'incertitude $\Delta_{âge}$ pour les classes décennales (Tableau 20). Sur l'intégralité du référentiel, l'incertitude $\Delta_{âge}$ moyenne est de -4,53 ans. Cela confirme la tendance générale pressentie préalablement d'une sous-estimation globale. Cette incertitude moyenne, même si elle mérite d'être décomposée pour être analysée se révèle sérieuse. Le $\Delta_{âge}$ moyen se situe entre -0,55 an pour les jeunes individus de la classe [30;40[et -11,20 ans pour les sujets de la classe [80;90[.

Les faibles valeurs témoignent d'une bonne exactitude, mais les valeurs les plus faibles peuvent correspondre à des catégories représentées par de faibles effectifs. La colonne « *erreur standard* » rend compte de cette variabilité échantillonnale et souligne la disparité du nombre d'individus selon les classes d'âge, rappelant les précautions à prendre lors des interprétations.

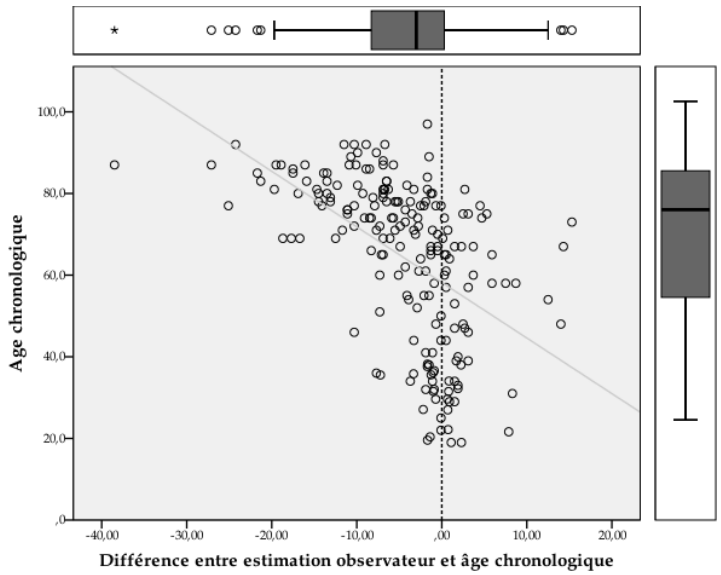


Figure 44 : Relation entre l'âge chronologique des individus [n=200] et l'inexactitude absolue Δâge **des estimations.**

Caractéristiques

Différence entre estimation observateur et âge chronologique

	N	Moyenne	Ecart type	Erreur standard	Intervalle de confiance à 95 % pour la moyenne		Minimum	Maximum
					Borne inférieure	Borne supérieure		
< 20,0	3	,57	2,04	1,18	-4,50	5,64	-1,68	2,30
[20;30[	11	,72	2,61	,79	-1,04	2,47	-2,19	7,87
[30;40[	23	-,55	3,34	,70	-1,99	,89	-7,70	8,30
[40;50[	13	,68	5,34	1,48	-2,55	3,90	-10,30	14,00
[50;60[	15	1,13	5,46	1,41	-1,90	4,15	-7,30	12,50
[60;70[	33	-3,05	6,76	1,18	-5,44	-,65	-18,70	14,30
[70;80[	50	-5,08	6,40	,91	-6,90	-3,26	-25,10	15,30
[80;90[	44	-11,20	7,82	1,18	-13,58	-8,83	-38,50	2,70
≥90	8	-10,12	6,45	2,28	-15,51	-4,72	-24,25	-1,70
Total	200	-4,53	7,55	,53	-5,58	-3,48	-38,50	15,30

Tableau 20 : Statistiques descriptives des incertitudes absolues Δâge des estimation de l'âge au décès selon les classes d'âge décennales.

L'observation des valeurs moyennes de $\Delta_{\text{âge}}$ permet de remarquer une tendance à l'augmentation de l'écart avec les classes d'âge décennales. Afin d'examiner la distribution des valeurs des incertitudes absolues, nous avons construit un graphique de barres d'erreur où figurent les intervalles de confiances à 95% des $\Delta_{\text{âge}}$ (Figure 45).

Ainsi, nous sommes sûrs à 95% que pour les individus appartenant à la classe [20;30[, la vraie valeur de la différence entre l'âge estimé et l'âge réel se situe entre -1,04 et 2,47 ans. L'intervalle le plus restreint concerne la classe [30;40[avec un IC-95% compris entre -1,99 et +0,89 ans. C'est donc au sein de cette classe d'âge que l'exactitude est la plus constante. L'intervalle le plus large qui s'étend de -15,51 à -4,72 et où l'exactitude varie le plus, concerne sans surprise la classe ≥90 ans. Le niveau d'incertitude, représentée sur le graphique par la position verticale de la barre d'erreur est similaire pour les cinq premières classes décennales. Pour ces catégories, l'exactitude peut être considérée comme

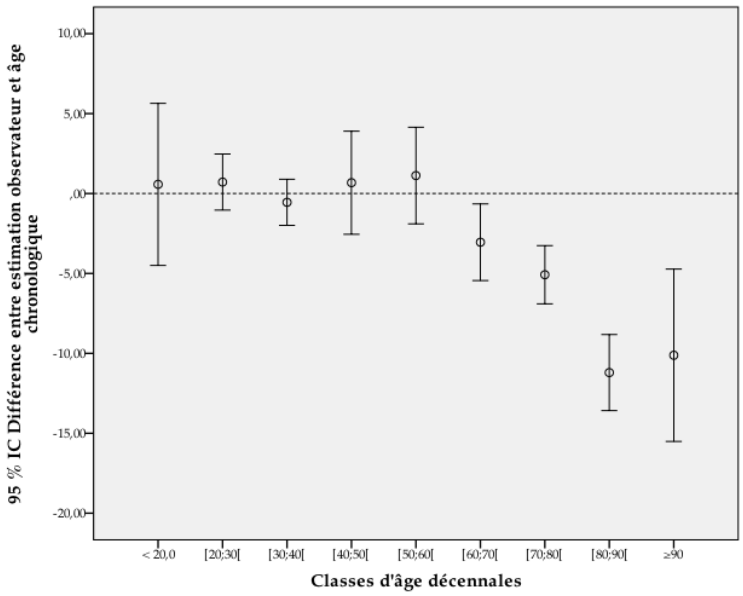


Figure 45 : Graphique en barres d'erreur des incertitudes absolues $\Delta_{\text{âge}}$ selon les classes d'âge décennales.

Caractéristiques

Différence entre estimation observateur et âge chronologique

	N	Moyenne	Ecart type	Erreur standard	Intervalle de confiance à 95 % pour la moyenne		Minimum	Maximum
					Borne inférieure	Borne supérieure		
<20	3	,57	2,04	1,18	-4,50	5,64	-1,68	2,30
[20;25[	4	1,78	4,15	2,07	-4,82	8,38	-1,38	7,87
[25;30[	7	,11	1,24	,47	-1,04	1,25	-2,19	1,50
[30;35[	11	,60	3,10	,93	-1,48	2,69	-3,71	8,30
[35;40[	12	-1,61	3,31	,96	-3,71	,50	-7,70	3,10
[40;45[	6	-,67	1,84	,75	-2,60	1,26	-3,30	1,90
[45;50[	7	1,83	7,12	2,69	-4,76	8,42	-10,30	14,00
[50;55[	6	-,03	6,86	2,80	-7,23	7,17	-7,30	12,50
[55;60[	9	1,90	4,59	1,53	-1,63	5,43	-4,10	8,70
[60;65[	10	-1,84	3,26	1,03	-4,18	,50	-7,30	3,70
[65;70[	23	-3,57	7,83	1,63	-6,95	-,19	-18,70	14,30
[70;75[	22	-3,72	5,81	1,24	-6,30	-1,14	-11,70	15,30
[75;80[	28	-6,15	6,73	1,27	-8,76	-3,54	-25,10	5,30
[80;85[	25	-8,75	6,29	1,26	-11,34	-6,15	-21,30	2,70
[85;90[	19	-14,44	8,59	1,97	-18,58	-10,30	-38,50	-1,50
[90;95[	7	-11,32	5,92	2,24	-16,80	-5,84	-24,25	-6,70
≥95	1	-1,70	.	.	.	.	-1,70	-1,70
Total	200	-4,53	7,55	,53	-5,58	-3,48	-38,50	15,30

Tableau 21 : Statistiques descriptives des incertitudes absolues Δâge **selon les classes d'âge quinquennales.**

excellente puisque les IC-95% sont réduits et que leur centre est à proximité de la droite coupant l'axe des ordonnées à la valeur d'incertitude nulle. Les classes d'âge [60;70[; [70;80[et [80;90[sont marquées par une décroissance progressive des valeurs d'incertitude absolue indiquant une sous-estimation de l'âge au décès des sujets de plus en plus prononcée. Notons que la disparité du nombre de sujets par classe d'âge doit modérer les interprétations sur l'étendue de ces écarts. Il est à noter également, que certains des intervalles ne se recouvrent pas et qu'il existe une distinction nette entre les inexactitudes des classes {[80;90[; ≥90} avec les autres classes. Cette observation signifie que des classes d'âge possèdent des valeurs d'inexactitude non compatibles et que l'exactitude d'une approche en cémentochronologie ne peut être réduite à une seule valeur globale.

Afin d'examiner la significativité des incertitudes par catégorie décennale et puisque la prémisse de normalité de la distribution des $\Delta_{\text{âge}}$ n'est pas respectée, nous avons réalisé un test de *Kruskal-Wallis*. Ce test de *Kruskal-Wallis* indique que l'on peut rejeter l'hypothèse nulle d'absence de différence significative entre les classes d'âge décennales [$\chi^2=77{,}091$; $p=0{,}000$]. Ce test confirme donc que les classes d'âge se distinguent par des inexactitudes distinctes. Cela sous-entend également que l'exactitude permet de différencier certaines classes d'âge avec un intervalle de confiance à 95%. Parce que le test de *Kruskal-Wallis* ne révèle pas les groupes dont les tendances centrales diffèrent sensiblement nous avons réalisé des tests *post hoc*. Ces tests autorisent les comparaisons appariées des neuf classes d'âge décennales et les résultats de ces tests indiquent qu'aucune distinction significative [$p\leq 0{,}005$] ne concerne des classes d'âge juxtaposées (*e.g.* [30;40[et [40;50[). Les distinctions statistiquement significatives concernent les différences d'exactitude obtenues entre la classe [20;30[et les classes [70;80[—[80;90[—≥90 ; entre la classe [30;40[et les mêmes classes d'individus âgés

[70;80[—[80;90[—≥90 ; entre la classe [40;50[et les classes [70;80[—[80;90[; entre la classe [50;60[et les classes [80;90[—≥90 ; puis entre [60;70[et [80;90[; et entre [70;80[et [80;90[. Ainsi c'est une distinction significative entre l'incertitude des estimations de l'âge des individus d'âge inférieur à 60 ans et des individus plus âgés qui se confirme.

Observons maintenant les inexactitudes absolues pour les classes quinquennales (Tableau 21).

L'inexactitude absolue moyenne varie maintenant de -0,03 an pour les individus de la classe d'âge [50;55[à -14,44 ans pour les sujets dont l'âge est compris entre 85 et 90 ans. Afin d'examiner la distribution des $\Delta_{\text{âge}}$, nous avons construit un nouveau graphique faisant apparaître les intervalles de confiance à 95% des incertitudes absolues (Figure 46). Cette représentation laisse apparaître que les IC-95% des inexactitudes absolues des classes d'âge <20—[20;25[—[25;30[—[30;35[—[35;40[—[40;45[—[45;50[—[50;55[—[55;60[sont encore positionnés de manière symétrique par rapport au zéro qui représente l'exactitude parfaite (matérialisée par la ligne discontinue sur la figure 46). Nous observons toujours le décrochage constaté précédemment pour les classes d'âge après 60 ans. L'étendue des intervalles, hormis quelques exceptions est similaire, mais la tendance générale de la diminution de l'exactitude après 60 ans est très visible. Il apparaît même après l'effet de lissage provoqué par le regroupement en classes quinquennales que certaines classes d'âge possèdent toujours des valeurs d'inexactitude non compatibles. Conformément à la démarche adoptée pour les classes décennales, nous avons réalisé un test de *Kruskal-Wallis* qui indique que l'on peut rejeter en toute confiance l'hypothèse nulle d'absence de différence significative entre les classes d'âge quinquennales [χ^2*=84,353 ; p=0,000*]. Ainsi, ce test confirme que des classes d'âge quinquennales se distin-

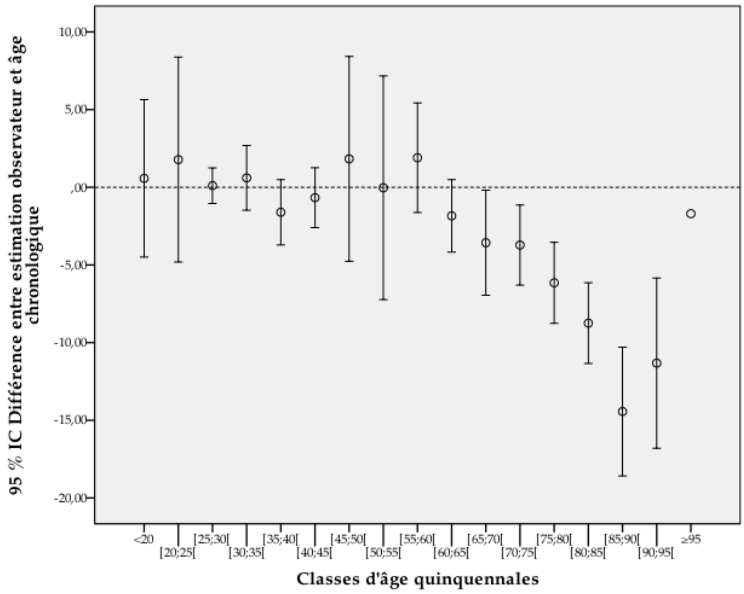


Figure 46 : Graphique en barres d'erreur des incertitudes absolues Δâge **selon les classes d'âge quinquennales.**

guent par les écarts entre l'âge estimé et l'âge chronologique. Les distinctions statistiquement significatives concernent les différences d'exactitude obtenues entre les classes [20;25[et [85;90[; entre [25;30[et [85;90[; [30;35[et [80;85[—[85;90[—[90;95[; entre la classe [35;40[et la classe [85;90[; entre les classes [40;45[et [85;90[; [45;50[et [85;90[—[90;95[; [55;60[et [80;85[—[85;90[—[90;95[; entre [60;65[et [85;90[et enfin entre [65;70[et [85;90[.

INCERTITUDE RELATIVE

Pour explorer la relation entre l'incertitude relative Δ%âge des estimations de l'âge au décès et de l'âge chronologique des sujets nous avons adopté la représentation en nuage de points (Figure 47). Comme précédemment, l'objectif est de vérifier si l'âge de l'individu a un effet sur l'exactitude de l'estimation. Ce graphique laisse apparaître que la nuée de points se densifie vers la portion gauche indiquant les faibles valeurs de pourcentage d'erreur. Ce déséquilibre du nuage traduit donc une disposition générale des estimations à tendre vers l'exactitude. Cependant, pour les individus les plus âgés, ce nuage s'étire vers les valeurs élevées des pourcentages d'erreur et cet étirement confère à la droite d'ajustement au total tracée en gris sur le graphique une allure croissante que confirme un test de corrélation de *Pearson*. La quantification de la force de l'association de l'âge chronologique et des incertitudes relatives Δ%âge fait état d'une relation linéaire significative entre ces deux variables [*r=0,246 ; p=0,000 ; n=200*]. Au vu des résultats, nous pouvons une fois encore rejeter en toute confiance l'hypothèse nulle d'absence de relation entre l'âge chronologique et l'inexactitude relative. Ce coefficient de corrélation significatif indique que plus l'âge chronologique est avancé, plus le pourcentage d'erreur croît. La valeur du coefficient [r=*0,246*] indique que l'association entre les deux variables est bien plus modérée que pour l'indicateur d'inexactitude absolue.

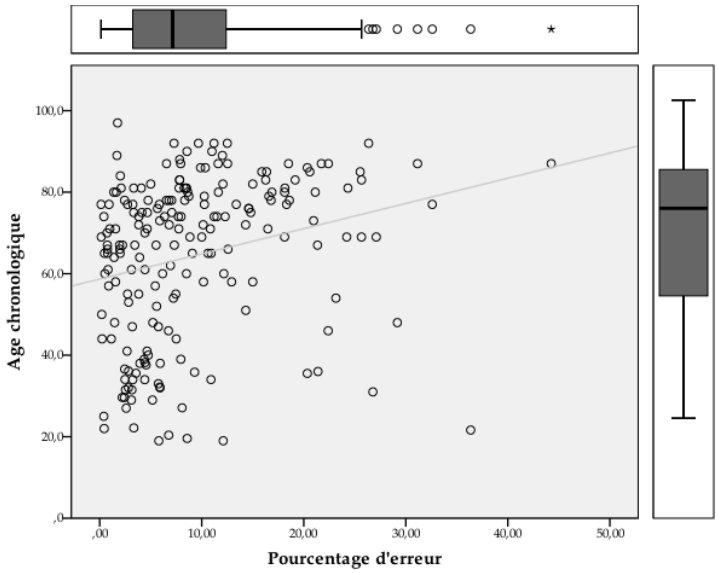


Figure 47 : Relation entre l'âge chronologique des individus [n=200] et l'incertitude relative Δ%âge **des estimations.**

Caractéristiques

Pourcentage d'erreur

	N	Moyenne	Ecart type	Erreur standard	Intervalle de confiance à 95 % pour la moyenne		Minimum	Maximum
					Borne inférieure	Borne supérieure		
< 20,0	3	8,82	3,17	1,83	,96	16,69	5,79	12,11
[20;30[	11	6,44	10,21	3,08	-,41	13,30	,40	36,36
[30;40[	23	7,17	6,66	1,39	4,29	10,05	2,45	26,77
[40;50[	13	7,29	8,60	2,38	2,10	12,49	,23	29,17
[50;60[	15	7,55	6,45	1,67	3,98	11,12	,20	23,15
[60;70[	33	7,69	7,77	1,35	4,93	10,44	,14	27,10
[70;80[	50	8,67	6,38	,90	6,86	10,49	,13	32,60
[80;90[	44	13,46	8,90	1,34	10,76	16,17	1,38	44,25
≥90	8	11,04	7,02	2,48	5,17	16,91	1,75	26,36
Total	200	9,19	7,88	,56	8,09	10,29	,13	44,25

Tableau 22 : Statistiques descriptives des incertitudes relatives Δ%âge des estimation de l'âge au décès selon les classes d'âge décennales.

Pour quantifier l'incertitude relative par catégorie d'âge, nous avons adopté la même démarche et avons réalisé dans un premier temps un regroupement par classes d'âge décennales des sujets (Tableau 22).

Sur l'échantillon total, l'incertitude relative moyenne est de 9,19%. Le Δ%âge moyen se situe entre 6,44% pour les jeunes individus dont l'âge est compris entre 20 et 30 ans et 13,46% pour les individus de la classe [80;90[. Toujours sur cet échantillon total, nous pouvons énoncer que nous sommes certains à 95% que l'exactitude d'une estimation de l'âge au décès se situe entre 8,09% et 10,29%. On perçoit une tendance à l'augmentation du pourcentage d'erreur moyen avec les classes d'âge. Afin d'examiner cette évolution nous avons construit un graphique de barres d'erreur représentant les intervalles de confiance à 95% des Δ%âge (Figure 48). Une certaine constance du pourcentage d'erreur associé à l'estimation de l'âge est perceptible pour les classes d'âge <20—[20;30[—[30;40[—[40;50[—[50;60[—[60;70[—[70;80[. Cependant, malgré cette

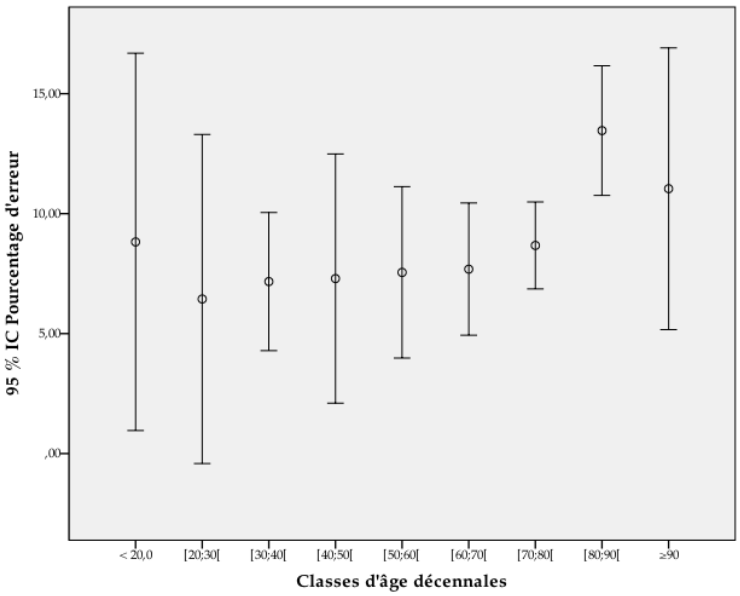


Figure 48 : Graphique en barres d'erreur des incertitudes relatives Δ%âge selon les classes d'âge décennales.

constance, il est intéressant de remarquer une tendance au rétrécissement des intervalles de confiance à 95% jusqu'à 80 ans. Ce pourcentage d'erreur est en moyenne sous la limite des 10%. Le pourcentage d'erreur de la classe [80;90[, élevé par rapport aux autres catégories, et son IC-95% associé, semble distinguer cette classe des autres catégories décennales. Notons que ces observations doivent être effectuées en tenant compte de la disparité du nombre de sujets par classe d'âge [*n=44 pour la classe* [*80;90*[*; n=4 pour la classe >90*]. Les différences d'incertitude relative entre ces catégories d'âge ont été examinées par un test de *Kruskal-Wallis* et des analyses *post hoc*. Ce test statistique indique que l'on peut rejeter l'hypothèse nulle d'absence de différence significative entre les classes d'âge décennales [$\chi^2=26,092$; $p=0,001$]. Ainsi, ce test confirme que certaines classes d'âge diffèrent par leur pourcentage d'erreur moyen. Les distinctions statistiquement significatives révélées par des tests *post hoc* sont rares et concernent la différence d'exactitude entre les classes [60;70[et [80;90[[$p=0,014$] et les classes [20;30[et [80;90[[$p=0,016$]. Ces distinctions d'incertitude relative, moins fréquentes que celles mises en évidence par l'indicateur d'incertitude absolue, indiquent que l'indicateur $\Delta\%_{\text{âge}}$ est moins sensible à l'âge des sujets que ne l'est le $\Delta_{\text{âge}}$.

Observons dans un second temps les inexactitudes relatives pour les classes quinquennales (Tableau 23). Le pourcentage d'erreur moyen varie maintenant entre 1,75% pour le seul individu de la classe d'âge <95 et 16,69% pour les sujets dont l'âge est compris entre 85 et 90 ans. La distribution des $\Delta\%_{\text{âge}}$, a été examinée au moyen d'un graphique représentant les intervalles de confiance à 95% (Figure 49). La constance du pourcentage d'erreur associé à l'estimation de l'âge remarquée au travers les classes décennales reste perceptible pour les classes d'âge quinquennales. En dépit de l'IC-95% associé à la classe d'âge [20;25[qui est très étendu, les IC-95% sont relativement étroits et dénotent une certaine régularité des estimations à être exactes. La tendance au rétrécissement des

Caractéristiques

Pourcentage d'erreur

	N	Moyenne	Ecart type	Erreur standard	Intervalle de confiance à 95 % pour la moyenne		Minimum	Maximum
					Borne inférieure	Borne supérieure		
<20	3	8,82	3,17	1,83	,96	16,69	5,79	12,11
[20;25[	4	11,72	16,62	8,31	-14,73	38,18	,44	36,36
[25;30[	7	3,43	2,49	,94	1,12	5,73	,40	8,08
[30;35[	11	6,71	7,09	2,14	1,95	11,48	2,48	26,77
[35;40[	12	7,58	6,52	1,88	3,44	11,73	2,45	21,39
[40;45[	6	3,49	2,68	1,09	,68	6,30	,23	7,50
[45;50[	7	10,56	10,72	4,05	,64	20,47	1,46	29,17
[50;55[	6	8,88	8,47	3,46	-,01	17,77	,20	23,15
[55;60[	9	6,66	5,08	1,69	2,76	10,57	,88	15,00
[60;65[	10	4,79	3,71	1,17	2,14	7,45	,50	12,17
[65;70[	23	8,95	8,76	1,83	5,16	12,73	,14	27,10
[70;75[	22	7,75	5,35	1,14	5,38	10,13	,41	20,96
[75;80[	28	9,40	7,10	1,34	6,64	12,15	,13	32,60
[80;85[	25	11,01	7,31	1,46	7,99	14,03	1,38	25,66
[85;90[	19	16,69	9,92	2,28	11,91	21,47	1,69	44,25
[90;95[	7	12,37	6,41	2,42	6,44	18,30	7,28	26,36
≥95	1	1,75	.	.	.	.	1,75	1,75
Total	200	9,19	7,88	,56	8,09	10,29	,13	44,25

Tableau 23 : Statistiques descriptives des incertitudes relatives $\Delta\%_{\text{âge}}$ selon les classes d'âge quinquennales.

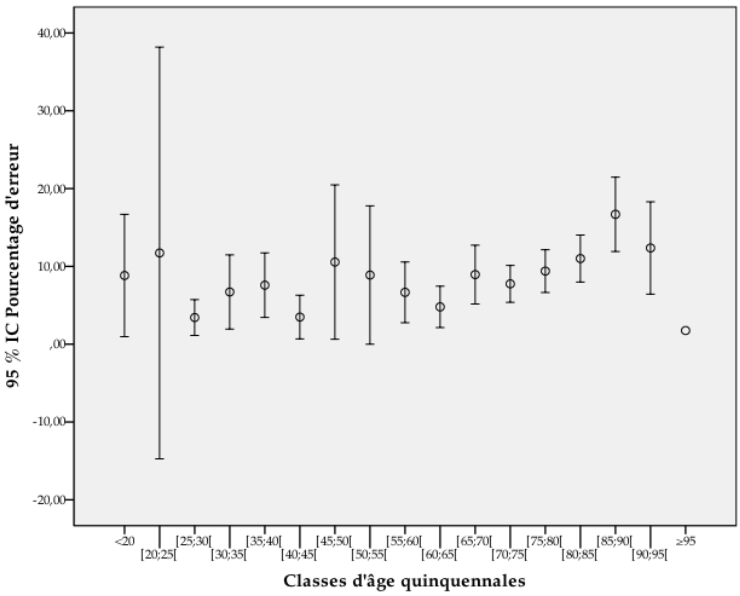


Figure 49 : Graphique en barres d'erreur des incertitudes relatives Δ%âge selon les classes d'âge quinquennales.

intervalles de confiance à 95% jusqu'à 80 ans n'est ici plus visible, mais l'augmentation du pourcentage d'erreur après 60 ans est décelable.

L'incertitude relative des catégories d'âge a été approchée par un test de *Kruskal-Wallis* qui indique que l'on peut rejeter l'hypothèse nulle d'absence de différence significative entre les classes d'âge décennales [χ^2*=39,316 ; p=0,001*]. Certaines classes d'âge quinquennales se distinguent par leurs incertitudes relatives et des tests *post hoc* permettent de cibler les catégories dont les valeurs d'inexactitude relative diffèrent significativement. Les distinctions concernent la différence d'exactitude entre les classes [25;30[et [85;90[[*p=0,011*] ; entre les classes [40;45[et [85;90[[*p=0,036*] ; entre les classes [60;65[et [85;90[[*p=0,030*]. Comme constaté avec les regroupements décennaux, les différences interclasses d'incertitude relative sont peu nombreuses que celles mises en évidence par l'indicateur d'incertitude absolue. Ce résultat atteste donc que l'indicateur Δ%âge est peu affecté par l'âge des sujets.

3.2.5 INFLUENCE DU SEXE SUR L'INCERTITUDE

Nous avons vu que la précision absolue et relative des décomptes d'*annuli* ne différait pas entre les femmes et les hommes. Par une approche analogue, nous avons testé l'hypothèse de l'absence de différence d'exactitude relative et absolue entre les deux sexes au moyen du test non paramétrique de *Kruskal-Wallis*. Le test réalisé sur l'indicateur d'inexactitude absolue Δâge indique que l'on ne peut rejeter l'hypothèse nulle d'absence de différence entre les sexes [χ^2*=0,299 ; p=0,584 ; n=200*]. En d'autres termes, il n'existe pas de différence d'exactitude absolue entre les hommes et les femmes. L'indicateur d'exactitude relative Δ%âge ne permet pas non plus de retenir une différence entre les deux sexes [χ^2 *=0,460 ; p=0,512 ; n=200*] (Figure 50). Ainsi, les deux indicateurs Δâge et Δ%âge mis

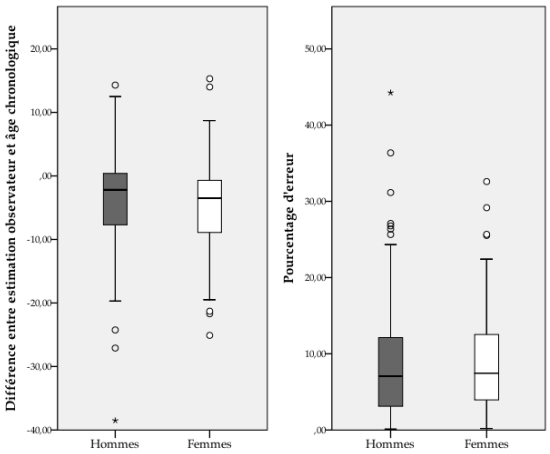


Figure 50 : Différences des incertitudes absolue Δâge et relative Δ%âge selon le sexe.

en œuvre s'accordent pour exprimer qu'il n'existe aucune différence d'exactitude entre les hommes et les femmes.

3.2.6 CONTRIBUTION PAR COLLECTION

L'objectif de l'approche qui suit est d'examiner les indicateurs d'inexactitude (Δâge et Δ%âge) au sein des collections composant le référentiel.

LABORATOIRE D'ANATOMIE

L'incertitude absolue (Δâge) calculée pour la collection du *laboratoire d'anatomie* est en moyenne de -5,60 ans. Cette incertitude peut paraître restreinte surtout face à l'âge moyen des sujets composant la collection qui est très avancé mais gardons à l'esprit qu'il s'agit d'une moyenne composée de valeurs sous-estimées (négatives) et surestimées (positives) qui se compensent et que les incertitudes absolues individuelles peuvent être prononcées. En effet, la plage de dispersion de cette mesure d'inexactitude recouvre 53,80 ans (avec des valeurs minimum *Vmin*=-38,50 ans ; et maximum *Vmax*=15,30). L'intervalle de confiance à 95% de l'inexactitude absolue est compris entre -8,95 et -2,24. Autrement dit, les estimations de l'âge au décès pour cette collection ont 95% de chance d'être sous-estimées (intervalle dans des valeurs négatives) et la différence entre l'âge estimé et l'âge réel a 95% de chance d'être compris entre -8,95 ans et -2,24 ans. Pour ce qui concerne l'indicateur d'incertitude relative Δ%âge, il est en moyenne de 12,75% (IC-95% compris entre 9,83 et 15,67%). Ce pourcentage d'erreur moyen est le plus important des collections composant notre référentiel.

SANTAREM, PORTUGAL

La moyenne des différences entre l'âge estimé et l'âge chronologique relevée pour la collection de *Santarém* est de -5,19 ans. Encore une fois, cette incertitude est à relativiser puisqu'elle est calculée à partir de valeurs négatives et positives qui se corrigent. La plage des Δâge couvre 39,10 ans (*Vmin*=-25,10 ; *Vmax*=14,00).

L'intervalle de confiance à 95% pour la moyenne des incertitudes absolues est situé entre -6,43 et -3,94 ans. L'inexactitude relative moyenne ($\Delta\%_{âge}$) est de 8,38% (IC-95% situé entre 7,02% et 9,74%) et donc meilleure que celle établie précédemment pour les sujets du *laboratoire d'anatomie*.

SCHOTEN, BELGIQUE

Pour les individus de *Schoten,* l'inexactitude absolue $\Delta_{âge}$ calculée est en moyenne de 3,00 ans. La plage de dispersion, bien plus étroite, est égale à 16,60 années (*Vmin*=-13,50 ; *Vmax*=3,10). L'intervalle de confiance à 95% de l'incertitude absolue est compris entre -4,97 et -1,03 an. L'inexactitude relative moyenne est de 7,84% et l'intervalle de confiance pour cet indicateur est compris entre 5,59% et 10,09%.

CARSPACH, FRANCE

L'inexactitude absolue de la collection de *Carspach* est faible avec un $\Delta_{âge}$ moyen de -0,81 an (*Vmin*=-7,23 ; *Vmax*=7,87). L'intervalle de confiance à 95% pour la mesure d'inexactitude absolue est étroit puisqu'il est compris entre -2,08 et 0,46 ans. Le pourcentage d'erreur moyen est de 6,98% et l'intervalle de confiance pour cet indicateur est compris entre 3,33% et 10,62%. Cette incertitude relative est la meilleure calculée au sein des collections du référentiel.

CHATELET, BELGIQUE

Le $\Delta_{âge}$ moyen relevé pour la collection de *Châtelet* est de -4,77 ans. La plage de dispersion des inexactitudes absolues recouvre 7,20 années (*Vmin*=-7,30 ; *Vmax*=-0,10). L'intervalle de confiance à 95% pour la moyenne des $\Delta_{âge}$ est compris entre -7,73 et -1,80 ans. L'indicateur $\Delta\%_{âge}$ est en moyenne de 7,74% et l'intervalle de confiance pour cet indicateur est compris entre 2,41 et 13,07%.

Nous venons de le voir, les collections constituant le référentiel sont caractérisées par des incertitudes de l'estimation de l'âge au décès qui se distinguent par les valeurs moyennes des indices d'incertitudes et par l'étendue des différences entre l'âge estimé et l'âge chronologique (Figure 51 & Figure 52).

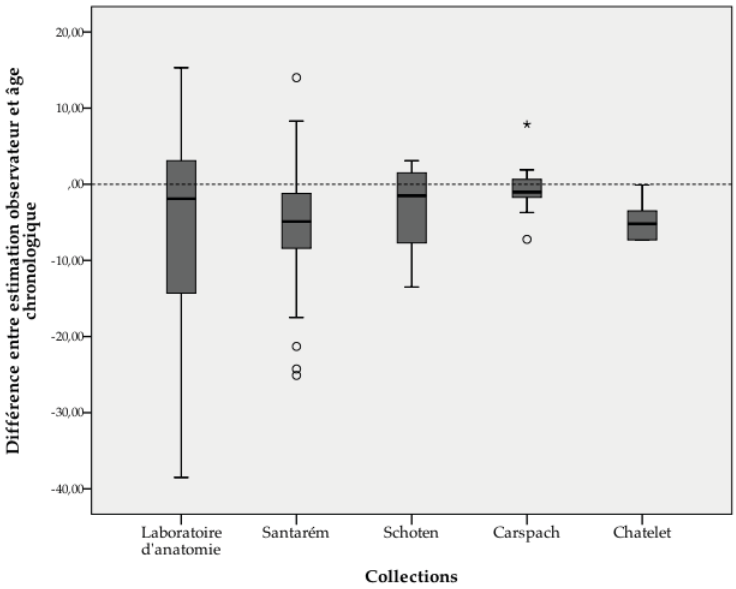


Figure 51 : Incertitude absolue Δâge en fonction des collections composant le référentiel.

Nous avons donc exploré la significativité de ces disparités par un test non paramétrique de *Kruskal-Wallis* pratiqué sur les 200 estimations. Le résultat indique que l'on peut rejeter l'hypothèse nulle d'absence de différence d'exactitude entre les collections. Il est intéressant de noter que cette différence est significative uniquement pour l'indicateur d'incertitude absolue Δâge [χ^2 *=10,203 ; p=0,037, n=200*], mais pas pour l'indicateur d'incertitude relative Δ%âge [χ^2*=8,390 ; p=0,078, n=200*]. Or nous venons de le voir, l'indice d'incertitude absolue est sensible à l'âge et nous devons prendre en compte ce paramètre en vérifiant par des analyses complémentaires quel(s) groupe(s) se distingue(nt) des autres. Les tests *post hoc* laissent apparaître une seule distinction significative entre le site de *Carspach* et la collection de *Santarém* [p=*0,037*]. Rappelons

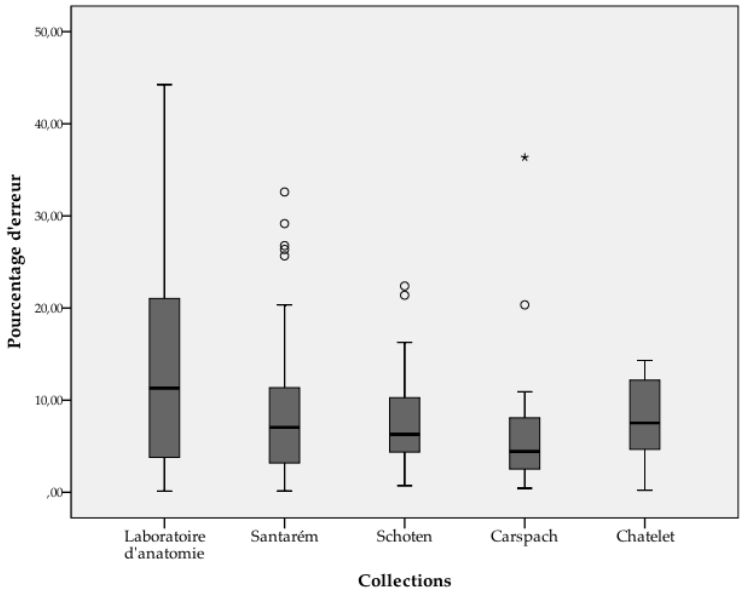


Figure 52 : Incertitude relative Δ%âge en fonction des collections composant le référentiel.

que les individus de *Carspach* sont jeunes [$\bar{x}$=30,6 ans ; σ=6,1 ans] et que l'âge moyen des individus à *Santarém* est avancé [$\bar{x}$=*69,8 ans ;* σ=*16,3 ans*] et que cette différence d'âge peut influer sur l'indicateur $\Delta_{\text{âge}}$ et être détectée par les tests statistiques.

3.3 RELATION ENTRE L'IMPRÉCISION ET L'INCERTITUDE

Nous venons de mesurer la concordance des estimations effectuées, donc la précision, et de quantifier la qualité de l'accord entre l'âge estimé et l'âge chronologique, donc l'exactitude. Le niveau de précision et d'exactitude que l'on peut attendre des estimations de l'âge au décès par le comptage des anneaux de cément acellulaire est donc établi. Toujours en considérant ces deux notions distinctement, nous avons étudié la relation entre l'âge chronologique et les indicateurs d'imprécision et d'incertitude. Nous les avons considérés conjointement et avons examiné la relation entre précision et exactitude. La première approche a consisté à calculer les coefficients de corrélation entre les indicateurs pour observer leur comportement. Première constatation, toutes les relations sont statistiquement significatives et témoignent d'un lien avéré entre précision et exactitude des estimations. À titre d'exemple, le test de corrélation entre l'imprécision absolue σ et l'incertitude absolue $\Delta_{\text{âge}}$ rend compte d'une relation hautement significative [*r=0,401 ; p=0,000 ; n=199*]. Cette relation indique que plus l'imprécision, en année, est importante, plus l'incertitude de l'estimation de l'âge est élevée, donc plus le nombre d'années entre l'âge estimé et l'âge réel est important. Cette relation se vérifie pour chaque indicateur, absolu et relatif dont les coefficients de corrélation sont présentés dans le tableau 24.

Corrélations

		Imprécision absolue σ	Imprécision relative CV	Imprécision relative APE	Imprécision relative CV2
Incertitude absolue Δ (abs)	Corrélation de Pearson	,401	,293	,277	,397
	Sig. (bilatérale)	,000	,000	,000	,000
	N	199	199	199	199
Incertitude relative Δ%	Corrélation de Pearson	,303	,366	,347	,361
	Sig. (bilatérale)	,000	,000	,000	,000
	N	199	199	199	199

Tableau 24 : Corrélations entre l'imprécision et l'incertitude des estimations.

Afin de représenter l'interdépendance des indicateurs d'imprécision et d'incertitude, nous avons adopté une technique multivariée en réalisant une analyse en composantes principales (ACP) des variables. Cette technique factorielle, nous permet de visualiser l'association des indicateurs en condensant l'information issue de l'intégralité des comptages d'*annuli* [*n=975*] et de la totalité des estimations de l'âge [*n=200*].

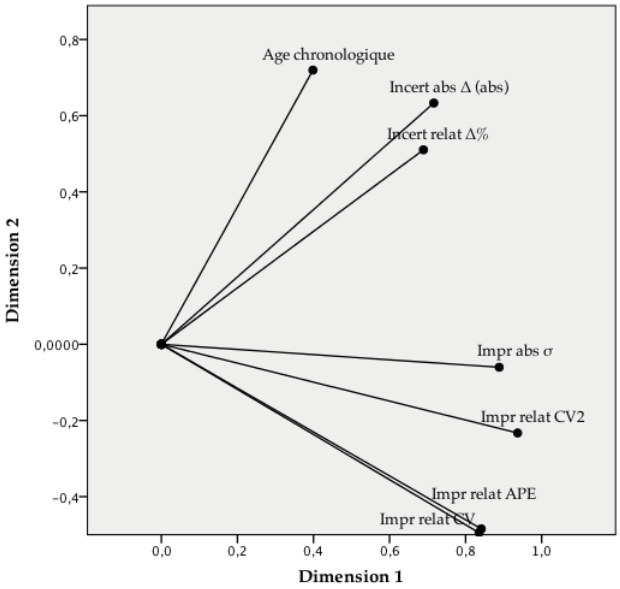


Figure 53 : Analyse en composantes principales des indicateurs d'imprécision et d'incertitude.

Le graphique obtenu (Figure 53) représente les indicateurs utilisés pour caractériser l'accord et la concordance des estimations. La position de ces variables entre elles traduit leur association et la force de cette association. Ainsi, il est intéressant de noter que les indicateurs de précision et d'exactitude sont séparés sur l'ACP. Les variables « Incertitude absolue $\Delta_{âge}$ » et « Incertitude relative $\Delta\%_{âge}$ » sont proches de la variable « Age chronologique ». Cette proximité indique une forte corrélation, donc une grande dépendance à l'âge. Ainsi, il apparaît au moyen de cette analyse que bien que précision et exactitude soient corrélées entre elles, l'incertitude est bien plus dépendante de l'âge des sujets que ne l'est la précision.

3.4 REPRODUCTIBILITÉ DES COMPTES DE L'OPÉRATEUR

L'évaluation de l'erreur de lecture est une procédure fondamentale pour confirmer la fiabilité des mesures. Dans ce travail, nous avons évalué la fiabilité intraexaminateur que l'on peut définir comme la capacité de l'unique observateur à obtenir le même résultat sur les mêmes échantillons à des moments distincts. Bien que le coefficient de corrélation de *Pearson* soit parfois utilisé pour la comparaison de mesures intra et inter-observateurs, il mesure en réalité la force du lien entre les deux variables. Ce coefficient de corrélation se base sur l'analyse de la variance calculée dans les variables à corréler et ne mesure, dans le cas de comparaisons intra ou inter-obervateur, qu'une seule variable : le nombre d'*annuli*. En conséquence, cet indicateur corrèle la variable à elle-même et le lien n'est donc pas à démontrer. D'un point de vue statistique, il est donc préconisé d'utiliser le coefficient de corrélation intra-classe pour mesurer la variation entre deux mesures (Elie et Colombet, 2011 ; Shrout et Fleiss, 1979).

Coefficient de corrélation intra-classe

	Corrélation intra-classe[b]	Intervalle de confiance à 95 %		Test F avec valeur réelle 0			
		Borne inférieure	Borne supérieure	Valeur	ddl1	ddl2	Sig
Mesures uniques	,995[a]	,992	,997	443,426	49	49	,000
Mesures moyennes	,998[c]	,996	,999	443,426	49	49	,000

Modèle à effets mixtes à deux facteurs lorsque les effets sur les personnes sont aléatoires et les effets des mesures sont fixes.

a. L'estimateur est identique, que l'effet d'interaction soit présent ou non.

b. Coefficients de corrélation intra-classe de type C utilisant une définition d'homogénéité (la variance entre mesures est exclue de le la variance du dénominateur).

c. Cette estimation est calculée en supposant que l'effet d'interaction est inexistant, puisqu'il ne peut pas être estimé autrement.

Tableau 25 : Coefficient de corrélation intra-classe entre deux séries de comptes par le même observateur [T+ 6mois ; *n=50/200*].

Le coefficient de corrélation intra-classe (*CCI*) est une mesure de la fiabilité et se défini comme le rapport de la variabilité entre les sujets sur la variabilité totale. Ainsi, la concordance entre les comptes d'*annuli* effectués à T0 et les comptes réalisés à T+6mois a été estimée par le calcul du *CCI* (Tableau 25*)*. Ce dernier peut être considéré comme excellent [*CCI=0,995 ; IC-95% (0,992-0,997) ; n=50/200*].

Dans le but d'analyser cette concordance entre les deux séries de comptes d'*annuli*, nous avons opté pour une approche complémentaire : le graphique de *Bland-Altman* (Bland et Altman, 1986 ; Giavarina, 2015). Sur ce graphique (Figure 54), les différences entre les dénombrements d'*annuli* d'une même micrographie réalisée par le même observateur à six mois d'intervalle sont représentées en fonction de la moyenne des deux comptes. La représentation graphique permet d'examiner l'ampleur du désaccord des comptes en fonction du nombre d'*annuli* comptés, autrement dit, en fonction de l'âge de l'individu. Partant de l'hypothèse que les différences calculées suivent une loi normale,

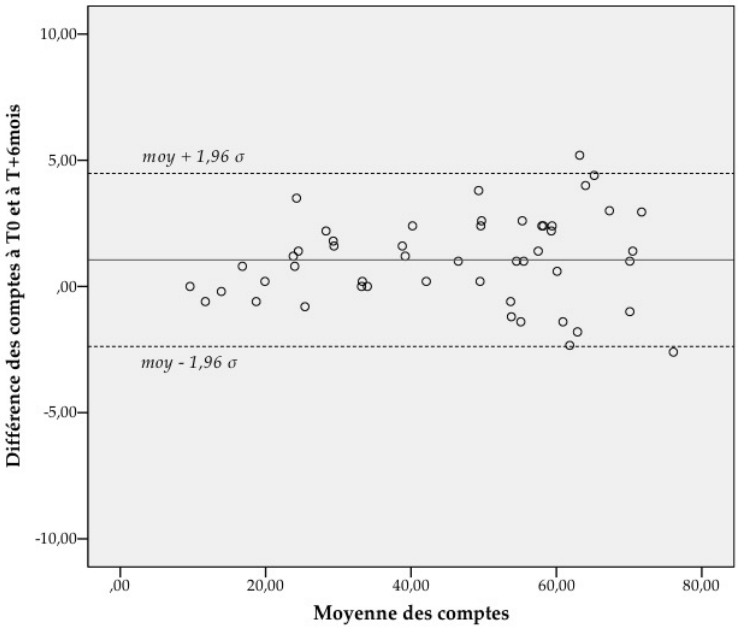


Figure 54 : Graphique de *Bland-Altman* pour l'estimation de la concordance entre deux séries de comptes par le même observateur [T+ 6mois ; *n=50/200*].

95% de ces différences doivent être comprises dans les *limites de concordance* $\overline{x} \pm \sigma$ (symbolisées en pointillés sur la figure 54). Cette représentation permet de repérer deux cas pour lesquels les mesures intra-observateur diffèrent. Ils concernent des micrographies pour lesquelles le nombre d'alternances dénombrées est supérieur à 60 *annuli*.

Un test de *Kolmogorov-Smirnov* pratiqué sur la distribution des différences entre les deux comptes à six mois d'intervalle montre que la distribution de ces différences suit une distribution normale [p=*0,200*]. La normalité de cette distribution traduit donc qu'il n'existe aucun biais entre les deux relevés à six mois d'écart. Nous avons estimé la précision de cette mesure répétée à 1,6 *annulus* en calculant la moyenne des valeurs absolues des différences entre les deux comptes (symbolisée par le trait plein horizontal sur la figure 54). Comme l'indique la dispersion progressive des points vers la droite du graphique, il est intéressant de remarquer que pour les faibles valeurs de comptes, la concordance entre les comptes à six mois d'intervalle est très bonne, mais elle diminue avec l'augmentation du nombre d'*annuli* à dénombrer.

3.5 LISIBILITÉ ET PRÉSERVATION DU CÉMENT ACELLULAIRE

3.5.1 LISIBILITÉ DES ALTERNANCES CÉMENTAIRES

La lisibilité du tissu cémentaire s'est avérée variable d'une dent à une autre, voire d'une préparation à une autre pour une même dent. Dans le but de réaliser des comparaisons au sein de notre référentiel et d'apprécier l'impact de cette lisibilité différentielle sur la précision et l'exactitude, nous avons procédé à une évaluation chiffrée de cette facilité de lecture des préparations histologiques sur chacune des préparations issue d'individus d'âge connu. Un code entre 0 et 4 a donc été attribué à toutes les préparations [*n=1000*]. Ainsi, 6% des lames [*n=60/1000*] ont reçu le code maximal « 4 » désignant des structures claires où les caractéristiques du cément acellulaire sont similaires au modèle de référence. 40% des lames [*n=400/1000*] ont reçu un coefficient « 3 », car elles présentent de bonnes caractéristiques histologiques, mais moins contrastées. Pour 39,1% des lames [*n=391/1000*], la correspondance des caractéristiques histologiques et du modèle standardisé a été jugée moyenne et ces lames ont reçu le code « 2 ». 12,3% des lames [*n=123/1000*] ont reçu le code « 1 » témoignant d'une correspondance faible entre les caractéristiques cémentaires et celle du modèle. Enfin, 2% des lames [*n=20/1000*] ont été codées « 0 » et ont été considérées comme illisibles puisqu'aucune structure n'y était discernable.

Un test de *Kolmogorov-Smirnov* montre que la distribution de ces degrés de lisibilité ne suit pas une distribution normale [*p=0,000*] (Figure 55).

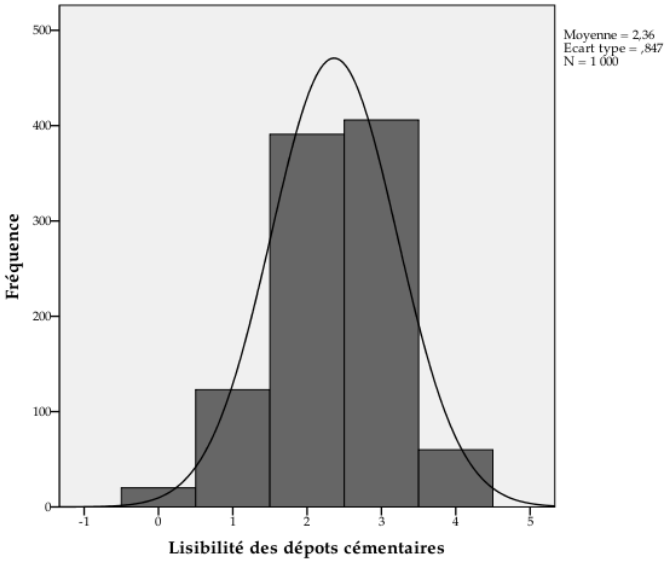


Figure 55 : Distribution des codes de lisibilité sur l'ensemble des préparations d'âge connu [n=1000].

Le coefficient d'aplatissement (*Kurtosis=0,024*) indique une morphologie en pic de la distribution. Le coefficient d'asymétrie rend compte de la position de ce pic de distribution des valeurs de la lisibilité et signale que ce dernier est déplacé vers les valeurs hautes (S*kewness*=-0,372). Nous sommes donc loin d'une symétrie parfaite et cette configuration confirme la tendance d'une distribution orientée vers une bonne lisibilité (indices ≥2). Dans le but d'expliquer la variance de cette lisibilité, nous avons conçu des modèles de régressions multiples à l'aide d'une combinaison de variables pour évaluer leur contribution à ce phénomène. La méthode choisie pour l'intégration des variables a été la méthode *pas-à-pas*. L'indice de lisibilité a donc été considéré comme variable dépendante alors que l'âge chronologique, le sexe, la collection d'origine, l'intervalle *post mortem*, la durée d'inhumation, les affections taphonomiques ont été considérées comme des variables indépendantes pouvant influencer la précision. Le tableau 26 montre que l'analyse a retenu pour unique modèle l'âge chronologique (avec une probabilité F significative à p<0,05). Les variables sexe, origine de la collection, intervalle *post mortem*, durée d'inhumation, et affections taphonomiques ont atteint le seuil de signification et ont été exclues du modèle. Ces paramètres ne semblent donc pas avoir d'influence sur ce modèle. La valeur de corrélation multiple [*R=0,180 ; modèle 1*] indiquent une relation entre la lisibilité et l'âge faible, mais statistiquement significative [*p<0,05*].

Lisibilité[b]

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation	Modifier les statistiques				
					Variation de R-deux	Variation de F	ddl1	ddl2	Sig. Variation de F
1	,180[a]	,032	,028	,6792	,032	6,577	1	196	,011

a. Prédicteurs : (Constante), Age chronologique

b. Variable dépendante : Lisibilité

Tableau 26 : Modèle de régression multiple des paramètres influant la lisibilité des dépôts.

ÂGE ET LISIBILITE DES DEPOTS CEMENTAIRES

Nous avons vu que l'âge chronologique des sujets était un facteur influant sur l'imprécision et l'incertitude absolues. Ces constatations auxquelles s'ajoute le précédent résultat de la modélisation démontrant que l'âge est un paramètre influant dans ce phénomène de lisibilité des *annuli* nous ont amenés à nous interroger sur la force de la relation entre âge et lisibilité. Nous avons soumis ce lien à une corrélation de *Pearson* qui atteste d'une relation linéaire hautement significative [$r=-0,189$; $p=0,007$; $n=200$]. Le coefficient négatif étaye ce qui n'était qu'une impression lors de l'étude microscopique et indique que plus l'âge chronologique des sujets est avancé, plus la lisibilité devient faible.

DIFFERENCE DE LISIBILITE PAR COLLECTIONS

Afin de confirmer que l'origine des collections de notre référentiel ne contribue pas aux différences de lisibilité, la répartition des codes de lisibilité a été appréciée au moyen d'un tableau de contingence puis par un test du *Chi-2* afin d'éprouver la relation entre les sous-échantillons et la facilité de mise en évidence des incréments cémentaires.

Au premier abord, le test du *Chi-2* est significatif [$\chi^2=151,406$; $p=0,000$, $n=1000$] et indique que la lisibilité n'a pas été appréciée de la même manière par l'opérateur sur les différentes collections. L'analyse des résidus ajustés figurant dans le tableau 27 fait état d'un déficit de lames caractérisées par une excellente qualité de lecture des *annuli* (code « 4 ») dans la collection de *Santarém*, alors qu'au contraire, le *laboratoire d'anatomie* montre que ces lames sont très représentées. Cependant, ce tableau est porteur d'informations mixtes et montre pour le *laboratoire d'anatomie* que les lames de qualité de lecture médiocre (Code « 1 ») sont également surreprésentées. La même remarque peut être formulée pour *Schoten* déficitaire en lames codées « 4 », mais également déficitaire en lames codées « 1 ». Nous devons garder à l'esprit que cette lisibilité des dépôts cémentaire s'est avérée variable pour une même dent et c'est sans doute aussi de cette variabilité dont rend compte le tableau de contingence. Nous devons donc considérer ce paramètre et avons moyenné les codes attribués aux

Tableau croisé Lisibilité * Collections

			Sites					
			Laboratoire d'anatomie	Santarém	Schoten	Carspach	Chatelet	Total
Lisibilité	0	Effectif	4	12	0	0	4	20
		Résidus ajustés	-,4	,9	-1,7	-1,5	4,5	
	1	Effectif	49	66	5	3	0	123
		Résidus ajustés	4,4	1,0	-3,1	-3,1	-2,1	
	2	Effectif	79	219	53	33	7	391
		Résidus ajustés	-2,3	3,3	,4	-1,7	-1,8	
	3	Effectif	70	187	71	59	19	406
		Résidus ajustés	-4,1	-1,8	3,5	3,4	2,6	
	4	Effectif	38	11	1	10	0	60
		Résidus ajustés	7,4	-5,0	-2,7	1,6	-1,4	
Total		Effectif	240	495	130	105	30	1000

Tableau 27 : Distribution des codes de lisibilité par collections d'âge connu.

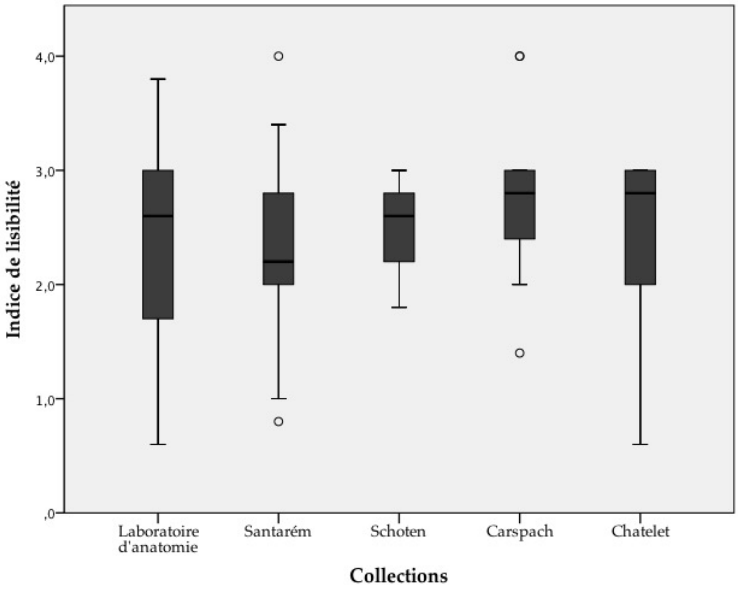


Figure 56 : Indice de lisibilité des collections constituant le référentiel [n=200].

lames issues d'une même dent pour établir un *indice de lisibilité*. Ainsi, chaque dent s'est vu attribuer un indice variant cette fois sur une échelle continue de 0 à 4. Afin d'évaluer à nouveau cette possible différence de lisibilité entre les sous-échantillons, nous avons réalisé des tests non paramétriques de *Kruskal-Wallis*. Ce test indique que l'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle d'absence de différence entre les collections [χ^2*=9,052 ; p=0,060, n=200*]. En d'autres termes, aucune différence de lisibilité des préparations histologiques n'est significative entre les collections composant le référentiel.

INFLUENCE DE LA LISIBILITE SUR LA PRECISION

Lors de la phase de dénombrement des dépôts de cément acellulaire, il nous est apparu évident que la lisibilité différentielle impactait sur notre capacité à discerner les *annuli* et donc que cette difficulté pouvait affecter notre dispersion. Ce sentiment a été éprouvé lors de l'approche par les modèles de régressions multiples. Dans le but d'apprécier la force et le sens de cette relation entre l'indice de qualité histologique attribué à chaque dent et les indicateurs d'imprécision absolue et relative, nous avons réalisé une corrélation de *Pearson*.

Le test de corrélation entre l'indice de lisibilité et les *écarts-types σ* calculés témoigne d'une relation linéaire négative hautement significative [*r=-0,236 ;*

Corrélations

		Imprécision absolue [σ]	Imprécision relative [CV]	Imprécision relative [APE]	Imprécision relative [CV2]
Indice de lisibilité	Corrélation de Pearson	-.236	-.163	-.175	-.225
	Sig. (bilatérale)	.001	.022	.014	.001
	N	199	199	199	199

Tableau 28 : Corrélation de *Pearson* entre la lisibilité et les indicateurs de précision relative et absolue.

p=0,001 ; n=199]. Par sa valeur négative, le coefficient de *Pearson* révèle que plus l'indice de lisibilité de la dent étudiée est important — autrement dit, plus lisible est la préparation — plus les écarts-types associés aux comptes d'*annuli* sont réduits. La valeur [*r=-0,236*] du coefficient désigne une force d'association moyenne entre ces deux variables. Ce constat de relation linéaire négative est soutenu par les corrélations significatives avec les indicateurs d'imprécision relative *CV* [*r=-0,163 ; p=0,022 ; n=199*] ; *APE* [*r=-0,175 ; p=0,014 ; n=199*] et *CV2* [*r=-0,225 ; p=0,001 ; n=199*] (Tableau 28). Il est intéressant de relever que tous les indicateurs désignent cette association, y compris ceux caractérisés par une sensibilité à l'âge des sujets.

INFLUENCE DE LA LISIBILITE SUR L'EXACTITUDE

Nous venons de mettre en évidence la relation linéaire entre la qualité de lecture des anneaux cémentaires et l'imprécision des dénombrements. Il est donc légitime de s'interroger sur l'impact de cette lisibilité des *annuli* sur l'exactitude. Par une approche similaire, nous avons donc testé le lien entre l'indice de qualité histologique obtenu pour chaque lame histologique et les indicateurs d'incertitudes absolue $\Delta_{âge}$ et relative $\Delta\%_{âge}$.

Corrélations

		Incertitude absolue [Δ]	Incertitude relative [Δ%]
Indice de lisibilité	Corrélation de Pearson	-,258	-,247
	Sig. (bilatérale)	,000	,000
	N	200	200

Tableau 29 : Corrélation de *Pearson* entre la lisibilité et les indicateurs d'exactitude absolue et relative.

Préalablement les différences en années entre âges estimés et âges réels ont été traitées en considérant la valeur absolue afin que les grandeurs sous-estimées et surestimées ne perturbent pas le sens de la relation. Le test de corrélation entre l'indice de lisibilité et les $\Delta_{âge}$ calculés pour chaque estimation de l'âge témoigne d'une relation linéaire hautement significative [*r=-0,258 ; p=0,000 ; n=200*]. Par sa valeur négative, le coefficient démontre que plus l'indice de lisibilité de la dent étudiée est faible – ou plus les *annuli* sont difficilement perceptibles — plus les écarts entre l'âge estimé et l'âge chronologique sont conséquents.

La valeur [*r=-0,258*] du coefficient désigne une force d'association moyenne entre ces deux variables. Ce constat de relation est appuyé par la corrélation significative avec l'indicateur d'incertitude relative $\Delta\%_{âge}$ [*r=-0,247 ; p=0,000 ; n=200*] qui énonce que plus la lame est lisible (ou plus l'indice est important), plus le pourcentage d'erreur diminue (Tableau 29).

3.5.2 MODIFICATIONS TAPHONOMIQUES DES TISSUS

Les dents extraites d'individu d'âge connu présentent des schémas d'altération légèrement différents qui se caractérisent par peu ou pas de bioérosion, différentes infiltrations colorées pénétrant à différentes profondeurs, des zones de destruction généralisée et des microfissures. La coloration, la fissuration et la destruction se produisent à la fois dans la zone périphérique de cément, mais également sur la partie interne des dépôts traduisant une exposition externe et interne des tissus. Les résultats de l'analyse histotaphonomique sont présentés dans les paragraphes suivants.

OXFORD HISTOLOGICAL INDEX ET GENERAL HISTOLOGICAL INDEX

Les dents constituant le référentiel d'âge connu laissent apparaître des traces d'altérations taphonomiques de morphologie et de taille similaires à celles décrites dans l'os. Les outils empruntés à l'histotaphonomie osseuse que nous avons donc adaptés au tissu cémentaire se sont donc révélés appropriés.

Sur l'intégralité du référentiel, la majorité des dents [*69,5% ; n=139/200*] ont une valeur d'*OHIm* égale à 5 ce qui témoigne d'une très bonne préservation des tissus. En revanche, 30,5% [*n=61/200*] des dents extraites des sujets d'âge connu présentent des traces de bioérosion [*15,5% OHIm-4 ; n=31/200 - 13,5% OHIm-3 ; n=27/200, 1,5% OHIm-2 ; n=3/200*]. Comme illustré sur la figure 57, aucune dent de ce référentiel n'est caractérisée par un *OHIm* de 1 ou de 0. Ainsi, même lorsque les dents sont affectées par l'action de micro-organismes, la très grande majorité d'entre elles présente au moins les deux tiers du cément intact.

Alors que 12,5% [*n=25/200*] des dents composant le référentiel présentent un cément très bien préservé sans bioérosion et sans autres types de destructions

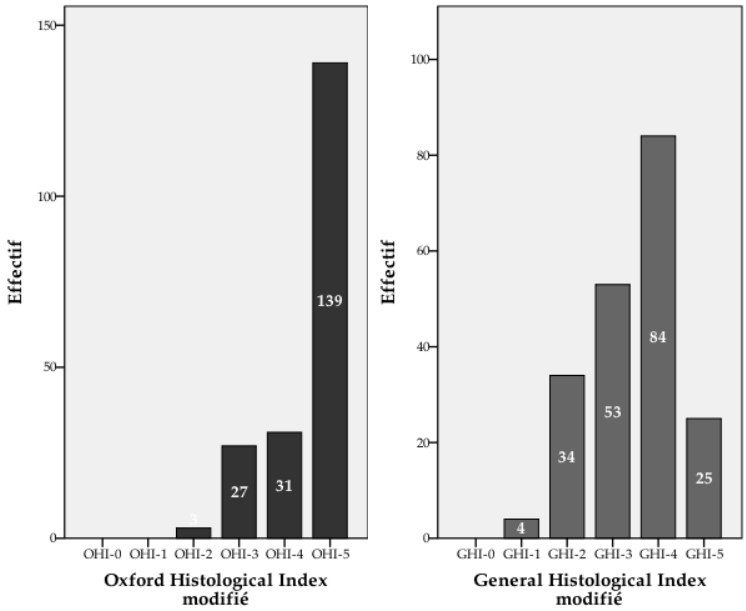


Figure 57 : Distribution de l'Oxford Histological Index *modifié* et du General Histological Index *modifié* pour le référentiel d'âge connu.

tels que les infiltrations ou les fracturations (*GHIm*-5), une grande partie de ces échantillons [*42,0% ; n=84/200*] présentent un *GHIm* d'indice 4 témoignant que la bande cémentaire, bien que préservée, présente des portions mineures de zones affectées. 26,5% [*n=53/200*] du référentiel sont caractérisés un cément plus altéré, mais préservé sur plus de deux tiers de sa surface (*GHIm*-3).

Enfin, 17,0% [*n=34/200*] des dents sont caractérisées par un *GHIm*-2 (avec un tiers de cément préservé) et 2,0% [*n=4/200*] par un *GHIm*-1 (avec moins de 15% de cément préservé) (Figure 57). Ainsi, l'apparition de processus distincts à la bioérosion telle que des infiltrations ou des fracturations est mise en évidence par un *OHIm* élevé (peu de bioérosion) et un *GHIm* bas (destruction avancée des tissus).

Oxford Histological Index modifié par collection

Les collections constituant le référentiel sont caractérisées par de fortes proportions de valeurs hautes d'*OHIm* (Figure 58). Le *laboratoire d'anatomie* se distingue des autres sous-échantillons de notre référentiel, car il est exclusivement constitué de dents marquées par un *OHIm*-5 [*100% ; n=48/48*]. En d'autres termes, aucune trace de bioérosion n'a été observée dans le tissu cémentaire de ces individus. Il est important de préciser que l'examen ne porte que sur le cément et ne saurait être étendu à la dentine qui, pour certains sujets, est affectée par des invasions bactériennes *post* ou *ante mortem*.

Les collections constituées de sujets qui ont été inhumés laissent apparaître des proportions variables de l'*OHIm* d'indice 2 à 5.

Afin de représenter l'association des différentes modalités de l'index histologique adopté, nous avons exécuté une analyse des correspondances multiples (Figure 59). Cette technique permet d'étudier les proximités entre les degrés

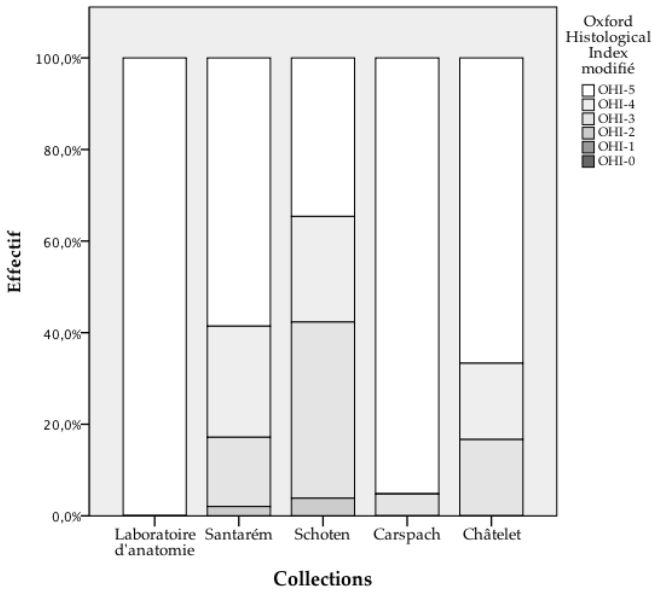


Figure 58 : ***Oxford Histological Index modifié*** **par collection.**

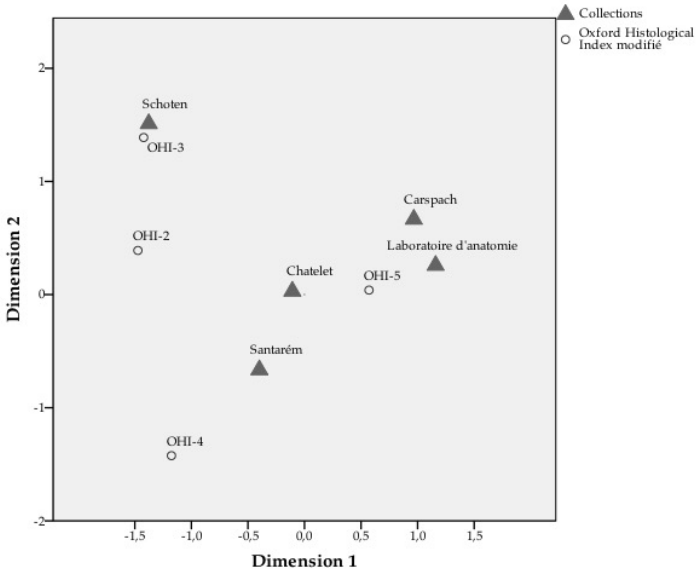


Figure 59 : Analyse des correspondances multiples représentant les collections de référence d'âge connu et les modalités de l'Oxford Histological Index.

d'atteinte par la bioérosion et les collections sur la base de l'affectation d'indices *OHIm*. Premier constat, les collections *Carspach* et *laboratoire d'anatomie*, et dans une moindre mesure la collection *Châtelet* sont regroupés à proximité de la modalité *OHIm-5* et partagent donc la caractéristique commune d'être peu ou pas affectés par les micro-organismes. Ce propos doit être modéré pour la collection *Châtelet* qui présente un léger rapprochement sur ce graphique avec les *OHI*m-3 et *OHIm*-4. Le repère symbolisant la collection de *Santarém* est situé entre les indices *OHIm*-5 et *OHIm*-4. Cela dénote que le tissu cémentaire observé sur cette collection est modérément affecté par la bioérosion, mais moins que ne l'est la collection de *Schoten* dont le repère se superpose à la modalité *GHIm*-3.

Afin de vérifier si ces différences d'atteinte par les micro-organismes sont statistiquement significatives au sein du référentiel, nous avons réalisé un test du *Chi*-2. Ce test est hautement significatif [χ^2*=53,398 ; p=0,000, n=200*] et témoigne que l'atteinte par les micro-organismes diffère au sein des collections formant le référentiel.

Les sujets intégrés à l'étude étant caractérisés par des intervalles *post mortem* différents et des modes de préservation distincts (embaumement ou inhumation), il nous a paru intéressant de tester la relation entre la bioérosion et le délai *post mortem*. Une corrélation non paramétrique de *Spearman* réalisée entre l'*OHIm* et le *PMI* indique une association modeste, mais significative [*Rhô=-0,180; p=0,011 ; n=198*]. Le sens de cette relation indique que plus le délai *post mortem* est important, plus les valeurs d'*OHIm* sont basses, donc plus la bioérosion est prononcée. Dans le but de distinguer le délai *post mortem* du délai d'inhumation et de faire la différence entre des individus ayant le même *PMI*, mais ayant subi des traitements différents, nous avons effectué le même test de

corrélation non paramétrique en considérant l'*OHIm* et la durée de l'inhumation du sujet. L'association est légèrement plus robuste et plus significative [*Rhô=-0,190; p=0,007 ; n=198*]. Cela confirme bien que l'intervalle *post mortem* mais également la durée d'inhumation conditionnent la bioérosion. Au vu des probabilités des corrélations de *Spearman*, on serait tenté de donner une importance au milieu de décomposition et de préservation du sujet.

La bioérosion distingue donc les collections et distingue surtout les individus embaumés du *laboratoire d'anatomie* de ceux qui ont été inhumés. Parmi ces derniers, des lames histologiques ont montré des réseaux de tunnels interconnectés qui s'étendent à partir d'un point d'entrée initial. Ces tunnels peuvent être simples ou ramifiés d'un diamètre de 5 à 10 µm. Ils semblent ouverts vers l'extérieur et ne pas être contrôlés par la microstructure du tissu cémentaire. Ils peuvent aussi traverser de la couche granuleuse de Tomes et atteindre la dentine. Les tunnels semblent se croiser, mais cette impression peut être donnée par l'épaisseur de la préparation. Leurs bords apparaissent peu denses et non minéralisés. Leur morphologie s'apparente aux tunnels de Wedl de type-1 tels qu'ils sont décrits dans l'os. D'autres tunnels plus fins (<5 µm de diamètre) forment des réseaux complexes et apparaissent denses et obturés et peuvent correspondent aux descriptions des tunnels de Wedl de type 2. Ces mêmes tunnels fins affectent dans certains cas le cément cellulaire en se propageant et en élargis-

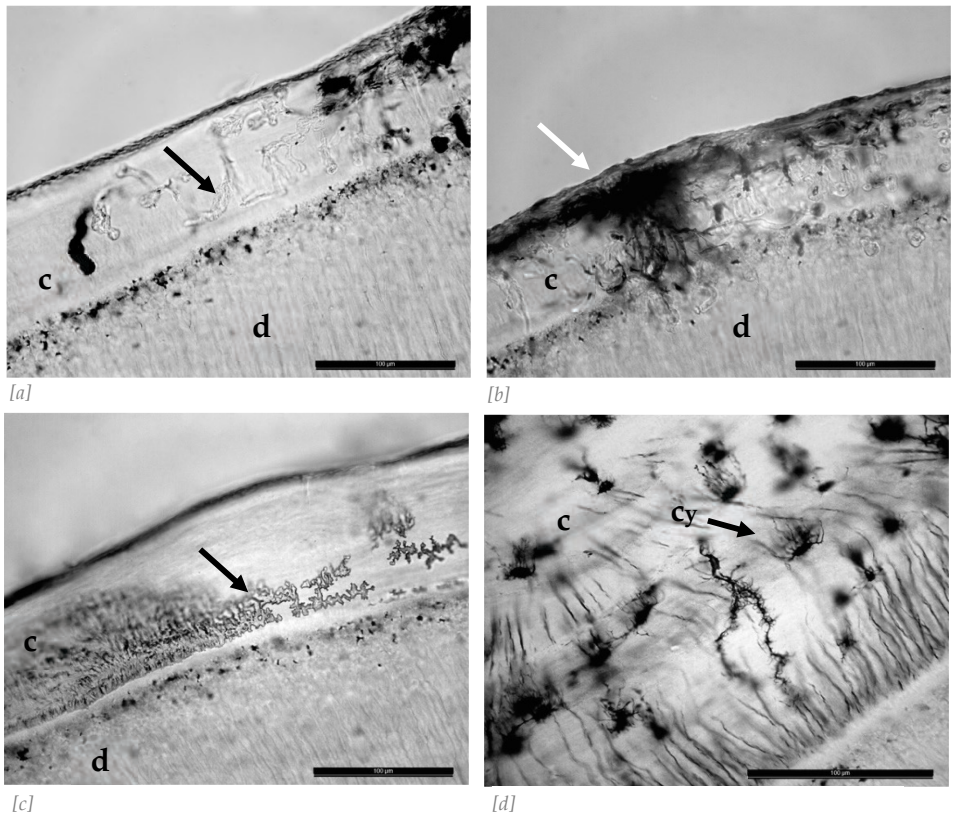


Figure 60 : Réseaux de tunnels affectant les tissus cémentaires.

[a] : Tunnels non minéralisés se propageant à travers la structure cémentaire ; [b] : Tunnels fins et denses divergeant depuis la surface du cément ; [c] : Tunnels non minéralisés agencés en réseau dense dans le premier tiers de la bande cémentaire ; [d] : Tunnels fin rejoignant les canicules des cémentocytes (d : dentine ; c : cément acellulaire ; Cy : cémentocytes). L'échelle représente 100µm.

sant les canalicules* de cémentocytes (Figure 60). Même s'il est tentant d'en faire deux catégories distinctes, dans certains cas leur association ne peut être ignorée. Des tunnels opaques sont observés au sein du réseau plus large et l'hypothèse que le premier type de structure résulte du second ne peut être écartée. À de fréquentes reprises, il a été constaté que les deux formes de tunnels ont été observées à proximité de fractures.

General Histological Index modifié par collection

Concernant le *GHIm* qui est complémentaire à l'indice *OHIm*, il apparaît nettement sur la figure 61 que le cément apparaît plus affecté par les processus autres que les atteintes de micro-organismes. Les échantillons qui ne présentaient pas ou très peu de bioérosion sont toutefois caractérisés par des *GHIm* d'indice 1-2-3-4-5. Le *laboratoire d'anatomie* préservé de l'atteinte bactérienne se distingue maintenant par des valeurs de *GHIm* parmi les plus basses de notre référentiel traduisant une préservation altérée par d'autres facteurs. Les collections composées de sujets ayant été inhumés laissent apparaître des proportions de *GHIm* variables, mais la collection de *Carspach* se distingue par une proportion de *GHIm*-2 supérieure aux autres collections.

Comme précédemment avec l'*OHIm*, nous avons choisi de montrer l'association des modalités du *GHIm* et des sous-échantillons du référentiel au moyen d'une analyse des correspondances multiples (Figure 62). Les proximités entre les degrés d'atteinte des tissus placent les collections de *Santarém*, de *Schoten* et de *Châtelet* dans une zone étroite et permettent d'énoncer que les modifications taphonomiques qui les caractérisent sont d'ampleur similaire. Les collections *Carspach* et *laboratoire d'anatomie* sont, sur cette représentation graphique, renvoyées à deux endroits distincts du graphique — respectivement vers la modalité *GHIm*-2 et *GHIm*-5 — confirmant une préservation moyenne des tissus cé-

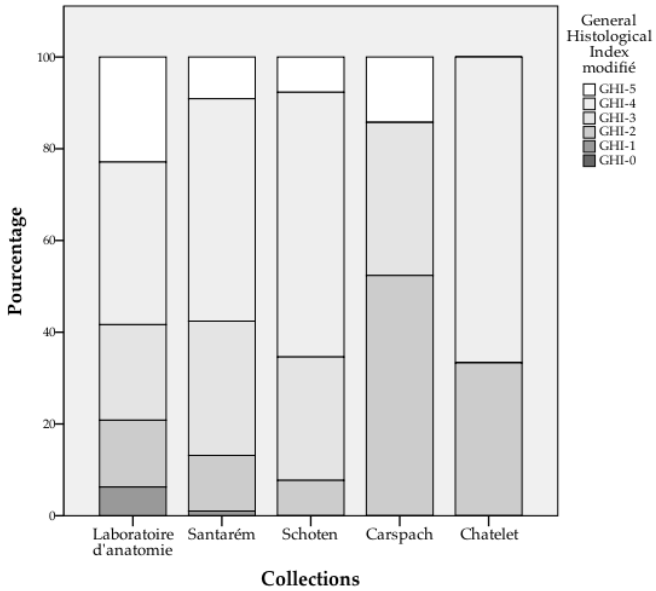


Figure 61 : ***General Histological Index modifié*** **par collection.**

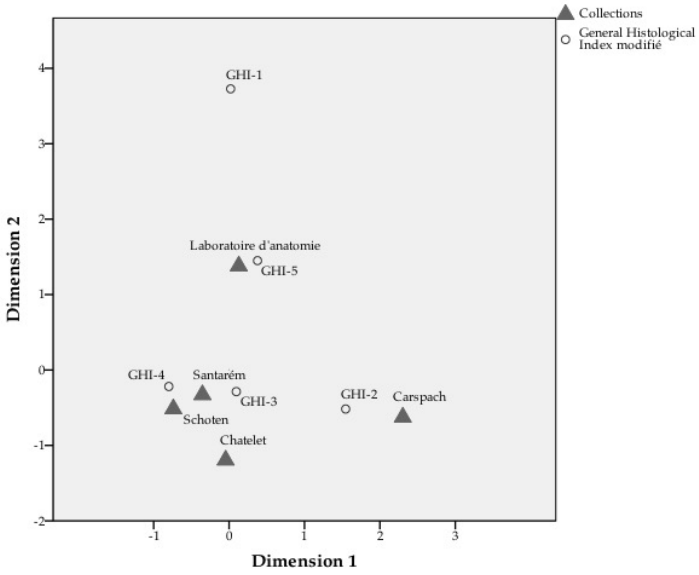


Figure 62 : Analyse des correspondances multiples représentant les collections de référence d'âge connu et les modalités du General Histological Index.

mentaires pour la première et une préservation relativement bonne pour la seconde.

Toujours dans le but de vérifier si la différence de préservation des tissus cémentaires dans les sous-échantillons est statistiquement reconnue, nous avons effectué un test du *Chi-2*. Le résultat est hautement significatif [χ^2*=47,068 ; p=0,000, n=200*] et confirme que l'ampleur des atteintes par la bioérosion, les infiltrations et la fracturation se distingue au sein des collections. Comme précédemment, nous avons testé la relation entre la proportion de microstructures cémentaires altérées exprimée par le *GHIm* et le délai *post mortem*. La corrélation de *Spearman* réalisée entre le *GHIm* et le *PMI* indique que l'association n'est cette fois pas significative [*Rhô=-0,055 ; p=0,442 ; n=198*]. La corrélation de *Spearman* employée pour vérifier l'association du *GHIm* et la durée de l'inhumation du sujet n'est pas non plus soutenue par cette approche statistique [*Rhô=-0,900 ; p=0,206 ; n=198*].

INFILTRATION

Sur la totalité du référentiel, 61,5% des dents [*n=123/200*] ne sont pas affectées par des infiltrations caractérisées par une coloration brune/orangée des tissus. Les dents atteintes peuvent l'être à des degrés divers soit sur une partie de l'épaisseur de la bande cémentaire [*9% ; n=18/200*], soit sur la totalité des dépôts [*29,5% ; n=59/200*]. Les dents extraites des sujets du *laboratoire d'anatomie* sont parmi les moins affectées de notre échantillon avec seulement 6,3% [*n=3/48*] des dents marquées par une coloration. Cette proportion de dents atteintes par des infiltrations est plus importante pour les individus contemporains de *Santarém* [*43,4% ; n=46/99*] qui, rappelons-le, ont été inhumés et plus élevé encore pour

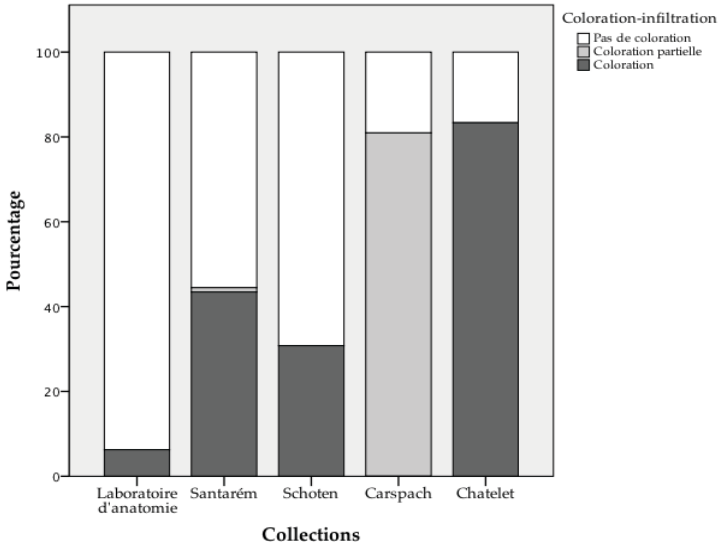


Figure 63 : Proportion des infiltrations/colorations par collection.

les individus de *Carspach* [*81,0% ; n=17/21*] et de *Châtelet* [*83,3% ; n=5/6*]. Il est intéressant de remarquer que le site de *Carspach* se distingue non pas par la proportion de dents marquées par les infiltrations, mais par le degré de cette atteinte (Figure 63). Cette particularité est clairement visible sur l'analyse des correspondances multiples basée sur l'association des modalités « Coloration/Coloration partielle/Pas de coloration » et des collections du référentiel (Figure 64). Sur cette représentation, les échantillons provenant de *Schoten* et du *laboratoire d'anatomie* sont caractérisés par leur absence de coloration et s'opposent à ceux issus de *Santarém* et surtout à ceux provenant de *Châtelet*. Cette affection différentielle a été éprouvée par un test de *Chi-2*. Ce test s'est avéré significatif [χ^2*=179,491 ; p=0,000, n=200*] et démontre que l'origine des collections composant le référentiel et la coloration de la bande cémentaire entretiennent un lien significatif.

Comme précédemment avec l'*OHIm et le GHIm,* il nous a semblé approprié d'éprouver la relation entre ce phénomène de coloration des dépôts et les délais *post mortem* et d'inhumation. La corrélation non paramétrique de *Spearman* indique une association modeste, mais significative entre la coloration et le *PMI* [*Rhô=0,229; p=0,000 ; n=198*], mais également entre cette coloration et le délai d'inhumation [*Rhô=0,260 ; p=0,000 ; n=198*]. Le sens de cette relation indique que plus le délai *post mortem* est important, plus les préparations histologiques présentent cette coloration. Avec beaucoup de précautions, mais en tenant compte des coefficients *Rho* de *Spearman*, le milieu de décomposition et de préservation du sujet semble une fois encore influer sur cette dépendance.

La totalité des préparations histologiques dentaires étudiées à *Carspach* est affectée par des colorations brun-orangé de la structure cémentaire sur une épaisseur variant d'un à deux tiers de l'épaisseur totale de la bande cémentaire. La fréquence de cette modification est si remarquable et le contexte de la décou-

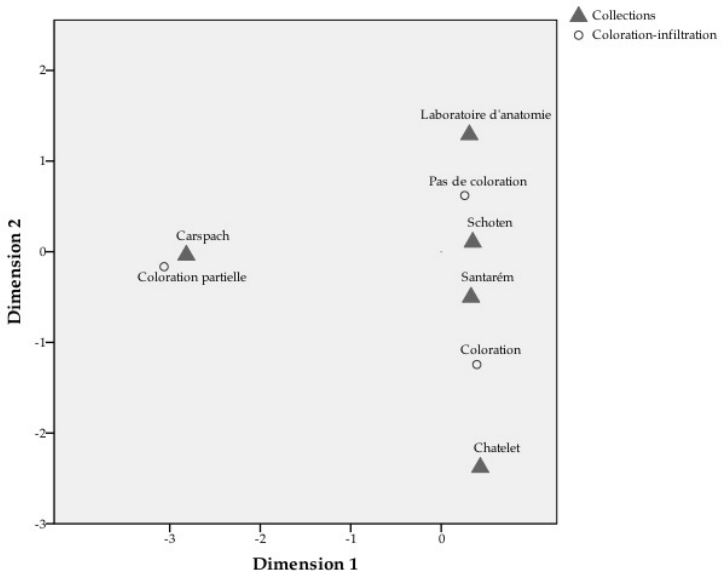


Figure 64 : Analyse des correspondances multiples représentant les collections de référence d'âge connu et les modalités de coloration du tissu cémentaire.

verte si singulier que nous avons envisagé l'identification des éléments responsables de cette infiltration. Deux hypothèses ont été envisagées. La première concernait des phénomènes post-dépositionnels, liés à l'infiltration de composés métalliques et/ou des facteurs humiques. La seconde concernait une contamination *ante mortem*, car la manipulation par ces individus de gaz ypérite ($C_4H_8Cl_2S$) est documentée. Afin d'identifier ces dépôts, un microscope électronique à balayage environnemental couplé à une microsonde *EDS* a permis de caractériser la nature du matériau et de mettre en évidence l'absence de soufre, éliminant l'hypothèse d'une contamination par le gaz ypérite (Figure 65).

Les profils chimiques mettent cependant en évidence une concentration importante de fer dans la couche considérée, évoquant la contamination *post mortem* par les éléments ferriques enfouis avec les corps. Enfin, il a été constaté que la coloration coïncidait souvent avec la destruction généralisée et la fracturation des tissus.

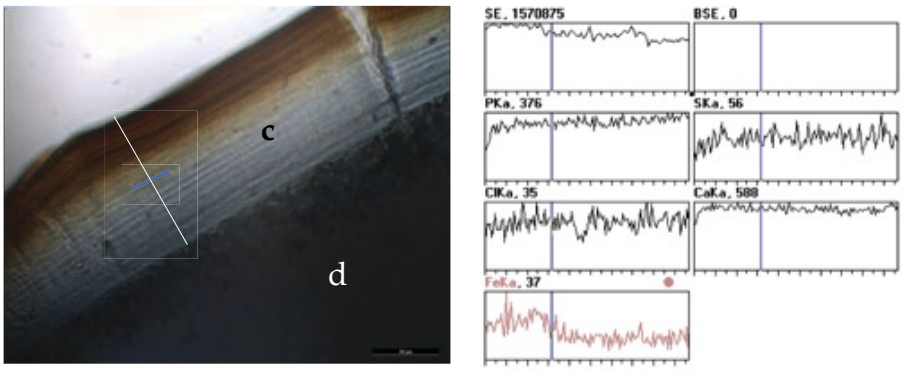


Figure 65 : Analyses MEB-EDS de la coloration brune-orangée de la bande cémentaire.
(d : dentine ; c : cément acellulaire). L'échelle représente 100µm.

FRACTURATION

La répartition des six types de fractures (types A à F) a été examinée par la construction de tableaux de contingence et vérifiée par des tests de *Chi-2* afin d'éprouver l'indépendance de la relation entre la typologie des fractures (et leur quantité pour les types-A, B, C et D) et les sous-échantillons composant le référentiel.

Pour ce qui concerne les fractures de type-A qui n'atteignent que la périphérie de la bande cémentaire, un test du *Chi-2* significatif [χ^2*=105,225 ; p=0,000 ; n=200*] fait état d'un lien entre ce type de fracturation et les collections. Les dents extraites des sujets du *laboratoire d'anatomie* et de *Santarém* se distinguent notamment par l'absence de ce type de fracture comme l'indique l'analyse des résidus ajustés figurant dans le tableau croisé (Tableau 30). Au contraire, les sites de *Carspach* et de *Châtelet* se différencient par la quantité de fractures de cette nature.

			Fracturation type A			
			Aucune	<10	>10	Total
Collections	Laboratoire d'anatomie	Effectif	38	8	2	48
		Résidus ajustés	3,2	-1,3	-2,7	
	Santarém	Effectif	73	19	7	99
		Résidus ajustés	4,1	-1,4	-3,7	
	Schoten	Effectif	6	15	5	26
		Résidus ajustés	-4,1	4,4	,3	
	Carspach	Effectif	1	3	17	21
		Résidus ajustés	-5,4	-1,1	8,2	
	Chatelet	Effectif	1	2	3	6
		Résidus ajustés	-2,2	,6	2,2	
Total		Effectif	119	47	34	200

Tableau 30 : Distribution des fractures de type-A par collections.

Les fractures de type-B qui affectent la bande cémentaire sur toute son épaisseur ne sont pas non plus indépendantes des collections d'où proviennent les dents analysées comme l'atteste un autre test de *Chi-2* [χ^2*=62,644 ; p=0,000 ; n=200*]. Une fois encore *Carspach* se caractérise par la présence en quantité de fractures de type-B alors que *Santarém* en est déficitaire (Tableau 31).

			Fracturation type B			
			Aucune	<10	>10	Total
Collections	Laboratoire d'anatomie	Effectif	13	28	7	48
		Résidus ajustés	,6	-,7	,3	
	Santarém	Effectif	34	59	6	99
		Résidus ajustés	3,4	-,8	-3,0	
	Schoten	Effectif	0	26	0	26
		Résidus ajustés	-3,1	4,2	-2,2	
	Carspach	Effectif	1	8	12	21
		Résidus ajustés	-2,2	-2,4	6,2	
	Chatelet	Effectif	0	4	2	6
		Résidus ajustés	-1,4	,2	1,4	
Total		Effectif	48	125	27	200

Tableau 31 : Distribution des fractures de type-B par collections.

Les fractures de type-C qui ne concernent que la partie interne de la bande cémentaire sont, elles aussi, dépendantes de l'origine des dents étudiées [χ^2 *=83,694 ; p=0,000 ; n=200*]. Les collections de *Santarém* et de *Schoten* sont les plus atteintes par cette classe de fractures. À l'inverse, les sujets du *laboratoire d'anatomie* et dans une moindre mesure les individus de *Carspach* sont caractérisés par de plus faibles proportions de fractures de type-C (Tableau 32).

			Fracturation type C			
			Aucune	<10	>10	Total
Collections	Laboratoire d'anatomie	Effectif	48	0	0	48
		Résidus ajustés	6,4	-4,8	-3,0	
	Santarém	Effectif	48	32	19	99
		Résidus ajustés	-3,6	1,8	2,8	
	Schoten	Effectif	4	18	4	26
		Résidus ajustés	-5,1	5,3	,5	
	Carspach	Effectif	21	0	0	21
		Résidus ajustés	3,9	-2,9	-1,8	
	Chatelet	Effectif	1	3	2	6
		Résidus ajustés	-2,3	1,3	1,6	
Total		Effectif	122	53	25	200

Tableau 32 : Distribution des fractures de type-C par collections.

Pour ce qui concerne les fractures qui se prolongent dans la dentine (type-D), un test du *Chi-2* [χ^2*=48,525 ; p=0,000, n=200*] fait état d'un lien entre ces fractures et les collections d'où proviennent les dents analysées. La distinction la plus nette concerne la sous-représentation de cette catégorie de fractures au sein de la collection de *Carspach* et au contraire la surreprésentation de cette typologie, dans des quantités différentes, au sein des collections de *Schoten* et de *Châtelet* (Tableau 33).

			Fracturation type D			
			Aucune	<10	>10	Total
Collections	Laboratoire d'anatomie	Effectif	18	30	0	48
		Résidus ajustés	-,1	,5	-1,3	
	Santarém	Effectif	32	64	3	99
		Résidus ajustés	-1,6	1,5	,5	
	Schoten	Effectif	5	20	1	26
		Résidus ajustés	-2,1	1,9	,5	
	Carspach	Effectif	21	0	0	21
		Résidus ajustés	6,2	-5,9	-,8	
	Chatelet	Effectif	0	5	1	6
		Résidus ajustés	-1,9	1,2	2,3	
Total		Effectif	76	119	5	200

Tableau 33 : Distribution des fractures de type-D par collections.

Les fractures qui traversent le cément et la dentine pour atteindre la cavité pulpaire (type-E) semblent indépendantes de l'origine des dents étudiées [χ^2 = *7,215 ; p=0,125, n=200*]. Ainsi, ces fractures de type-E ne semblent pas caractériser une collection en particulier par leur fréquence importante ou leur absence.

Les fractures de type-F, parallèles à la bande cémentaire et responsables du décollement du tissu cémentaire sont dépendantes de l'origine des dents étudiées [χ^2=29,183 ; p=0,000, n=200]. Les dents extraites des sujets du *laboratoire d'anatomie* sont parmi les plus atteintes par les lésions de cette nature. À l'inverse, les individus de *Carspach* sont caractérisés par les plus faibles proportions de fractures de type-F (Tableau 34).

			Fracturation type F		
			Non	Oui	Total
Collections	Laboratoire d'anatomie	Effectif	20	28	48
		Résidus ajustés	-4,1	4,1	
	Santarém	Effectif	68	31	99
		Résidus ajustés	,8	-,8	
	Schoten	Effectif	21	5	26
		Résidus ajustés	1,7	-1,7	
	Carspach	Effectif	21	0	21
		Résidus ajustés	3,5	-3,5	
	Chatelet	Effectif	2	4	6
		Résidus ajustés	-1,7	1,7	
Total		Effectif	132	68	200

Tableau 34 : Distribution des fractures de type-F par collections.

Dans le but d'étudier l'association des différents types de fractures conjointement nous avons réalisé une analyse des correspondances multiples (Figure 66). Cette analyse permet d'étudier les proximités entre les types de fracturations repérées dans le cément et entre les collections sur la base de ces observations. Première constatation, les modalités « *0* » correspondant à l'absence de fractures sont localisées dans une même zone quelles que soient les typologies concernées. Cela dénote que lorsque le tissu cémentaire est exempt d'un type de dommage, une tendance se dessine et le tissu est en général non affecté par les

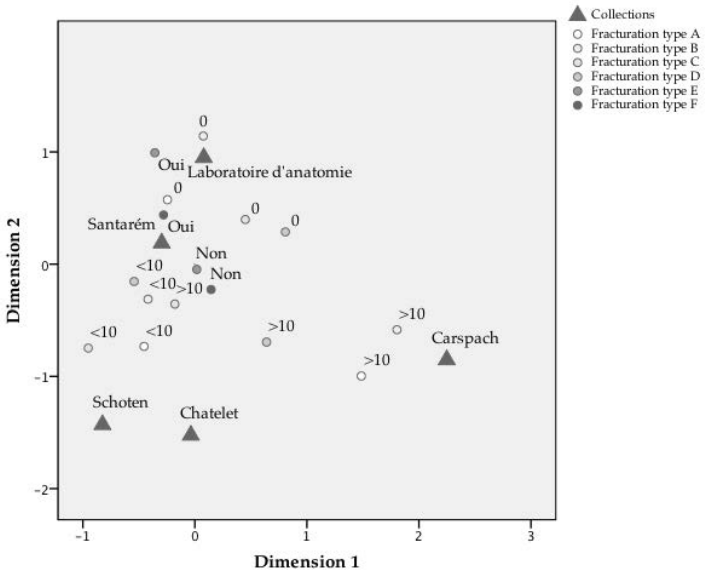


Figure 66 : Analyse des correspondances multiples représentant les collections de référence d'âge connu et les modalités de fractures du tissu cémentaire.

autres types de fracturations. L'ACM permet d'établir le profil des collections à partir des critères des microfractures et il est intéressant de noter que le repère symbolisant la collection la plus récente (*i.e. laboratoire d'anatomie*) se situe dans cette zone. À proximité immédiate, mais plus proche des modalités correspondant à des fracturations en faibles quantités (modalités « *<10* »), le site de *Santarém* témoigne que le tissu cémentaire est modérément affecté par la fracturation. Les repères figurant les sites *Schoten* et *Châtelet* se situent à proximité l'un de l'autre et ces deux sites partagent donc des caractéristiques communes qui les distinguent de *Carspach* où les tissus sont marqués par des fracturations de type-A et B en grande quantité.

ANALYSE DE LA BIREFRINGENCE

Le degré de biréfringence, lié à l'orientation des cristaux d'*Ha* et/ou à l'intégrité des fibrilles de collagène, a été évalué sur chacune des dents et les proportions pour chaque collection sont représentées dans la figure 67. Pour la majorité des échantillons [*83,5% ; n =167/200*], la biréfringence du cément est préservée, mais est réduite pour 16,0% [*n =32/200*] et nulle pour 0,5% [*n =1/200*]. Avec 85,7% [*n =18/21*] de ses échantillons affectés par une diminution de cette biréfringence, *Carspach* se distingue des autres collections. *Santarém* avec 97% d'échantillon [*n =96/99*] caractérisés une forte biréfringence se discrimine également. Cette biréfringence différentielle a été éprouvée par un test de *Chi-2* significatif [χ^2= *95,526 ; p=0,000, n=200*] qui établit que la perte de biréfringence dépend de la collection considérée. La teinte de biréfringence après insertion d'une lame quart d'onde a été évaluée sur chacune des dents et les proportions pour chaque collection sont reportées dans la figure 68. Sur l'intégralité de l'échantillon, 66,0% [*n =132/200*] des dents présentent une teinte de biréfringence témoignant d'un équilibre maintenu entre la phase organique et la phase minérale de la bande cémentaire, 12,0% [*n =24/200*] laissent apparaître l'*Ha* ma-

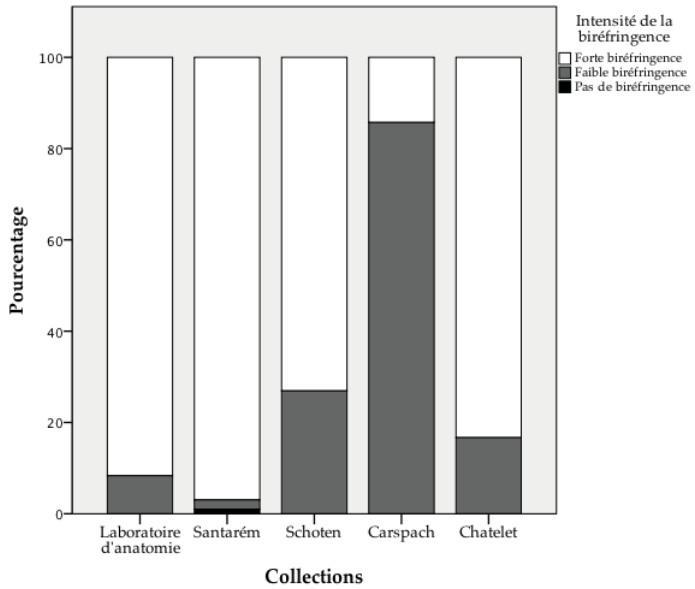


Figure 67 : Intensité de la biréfringence par collection.

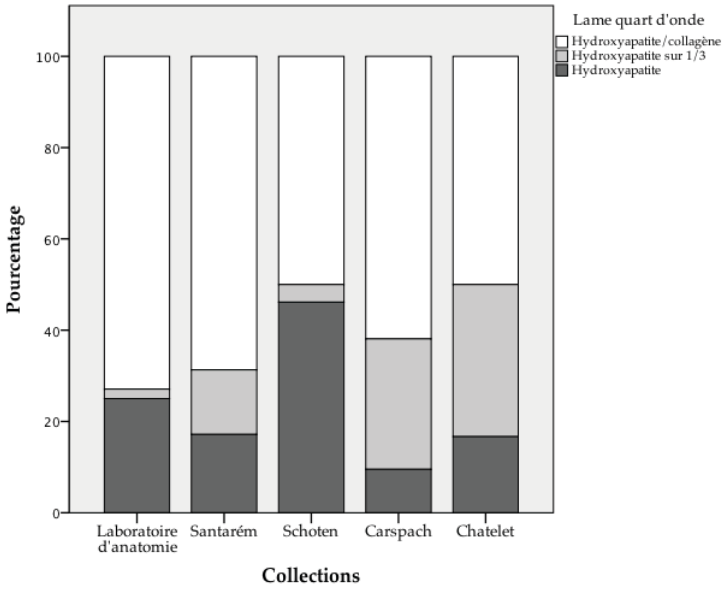


Figure 68 : Intensité de la biréfringence après insertion de la lame à retard d'onde par collection.

joritairement dans le premier tiers des dépôts cémentaires, et 22,0% [*n =44/200*] montrent des dépôts caractérisés par une disparition du collagène au profit de l'*Ha*.

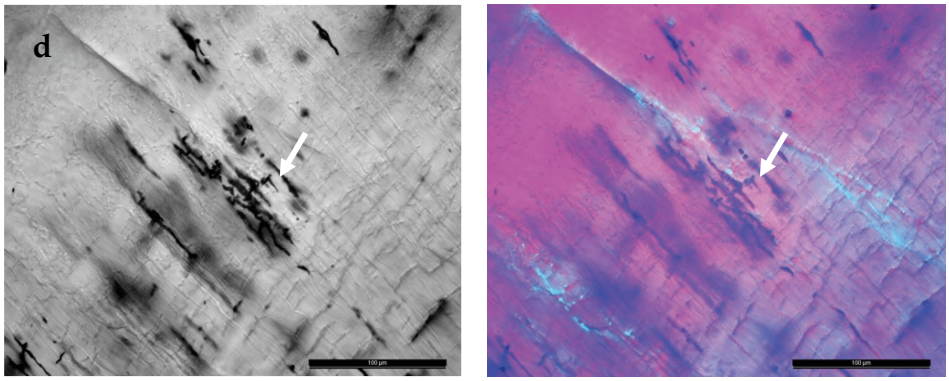
La dépendance entre les collections et la biréfringence après insertion de la lame à retard d'onde été éprouvé par un test de *Chi-2* qui s'est avéré significatif [χ^2= *24,288 ; p=0,002, n=200*]. L'analyse des résidus ajustés figurant dans le tableau croisé (Tableau 35) fait état d'une surreprésentions à *Carspach* d'individus caractérisés par la perte de l'intégrité du collagène sur un tiers de la bande cémentaire et à *Schoten* de sujets présentant une perte intégrale de la matrice organique sur la totalité de l'épaisseur cémentaire. Au contraire, le *laboratoire d'anatomie* est caractérisé par un déficit en sujets marqués par une perte de l'intégrité du collagène.

Nous avons testé la relation entre cet outil de diagnose de la préservation du collagène avec les intervalles *post mortem* et les délais d'inhumation. La corrélation non paramétrique de *Spearman* révèle une association non significative entre la teinte de biréfringence obtenue avec la lame quart d'onde et le *PMI* [*Rhô=0,043 ; p=0,548 ; n=200*] ainsi qu'entre ces teintes de biréfringence et le délai d'inhumation [R*hô=0,075 ; p=0,294 ; n=200*]. En revanche, la corrélation de

Tableau croisé Lame quart d'onde * Collections

			Collections					
			Laboratoire d'anatomie	Santarém	Schoten	Carspach	Chatelet	Total
Lame quart d'onde	Hydroxyapatite/collagène	Effectif	35	68	13	13	3	132
		Résidus ajustés	1,2	,8	-1,8	-,4	-,8	
	Hydroxyapatite sur 1/3	Effectif	1	14	1	6	2	24
		Résidus ajustés	-2,4	,9	-1,4	2,5	1,6	
	Hydroxyapatite	Effectif	12	17	12	2	1	44
		Résidus ajustés	,6	-1,6	3,2	-1,5	-,3	
Total		Effectif	48	99	26	21	6	200

Tableau 35 : Distribution des teintes de biréfringence après insertion de la lame à retard d'onde.



[a] LPNA *[b] LPA + lame λ/4*

Figure 69 : Relation entre la teinte de biréfringence après insertion d'une lame à retard d'onde et la présence de micro-organismes.

La partie affectée par la bioérosion est caractérisée en LPA + lame λ/4 par des tonalités pourpres témoignant d'une extinction liée à une perte de matière organique et d'organisation de la structure (d : dentine ; c : cément acellulaire). L'échelle représente 100µm.

Spearman indique une association significative entre la teinte de biréfringence obtenue avec la lame quart d'onde et l'indice attribué par l'*Oxford Histological Index modifié* [*Rhô=-,165 ; p=0,019 ; n=200*]. Ainsi l'activité par les micro-organismes semble être liée au processus de dégradation du collagène (Figure 69).

INFLUENCE DE LA TAPHONOMIE SUR LA PRECISION ET L'EXACTITUDE

Suite aux analyses histotaphonomiques, il est manifeste que les préparations histologiques dentaires présentent des altérations qui diffèrent par l'atteinte de la bioérosion, par la perte d'intégrité du collagène et/ou par l'extension de processus telles que les infiltrations colorées ou les microfissures. La préservation du cément acellulaire et la proportion de cément sur laquelle se fonde les analyses cémentochronologiques étant en cause, nous sommes en droit de nous interroger sur l'impact de ces altérations sur la précision et sur l'exactitude des estimations de l'âge au décès.

Taphonomie & précision

Nous avons vu que la distribution des indicateurs d'imprécision absolue (σ) et relative (*CV*, *CV2* et *APE*) basés sur les décomptes d'*annuli* du *CAFE* ne suivait pas la loi normale. En conséquence, l'utilisation d'une *ANOVA* pour tester une différence de précision au sein de groupes inégalement affectés par la taphonomie est proscrite. Nous avons donc employé des tests non paramétriques de *Kruskal-Wallis* qui représentent une alternative à l'*ANOVA* afin de tester l'absence de différence significative de la précision des dénombrements des *annuli* entre les divers états de préservation du tissu cémentaire. Pour chaque atteinte taphonomique, nous avons étudié le comportement des indicateurs de précision absolue et relative.

Pour ce qui concerne la biérosion caractérisée par l'*Oxford Histological Index modifié*, le test de *Kruskal-Wallis* indique que l'on ne doit pas rejeter l'hypothèse

nulle d'absence de différence significative pour aucun des indices d'imprécision : σ [χ^2=0,309 ; p=0,958 ; n=199] ; *CV* [χ^2=0,956 ; p=0,812 ; n=199] ; pour *CV2* [χ^2=0,383 ; p=0,944 ; n=199] ; *APV* [χ^2=1,410 ; p=0,703 ; n=199]. Ce test atteste donc que les différentes modalités de l'*OHIm* ne se distinguent pas par la précision des comptes d'*annuli*.

La même démarche basée cette fois sur le *General Histological Index modifié* montre également que l'on peut rejeter cette hypothèse nulle d'absence de différence pour aucun des indices : σ [χ^2=7,834 ; p=0,098; n=199] ; *CV* [χ^2=9,078; p=0,059; n=199] ; *CV2* [χ^2=7,529 ; p=0,110; n=199] ; *APE* [χ^2=8,288 ; p=0,082 ; n=199]. Néanmoins, il est intéressant d'observer que pour le *CV* et l'*APE*, les valeurs sont très proches du seuil de significativité fixé à p<0,05 et qu'il faut rester prudent en énonçant que les affections taphonomiques n'impactent pas sur la précision des comptes. Les modèles de régressions multiples avaient d'ailleurs décelé la contribution du *GHIm* à l'imprécision pour le *CV* et l'*APE* et le résultat plus modéré ci-dessus peut être dû à des différences de robustesse entre les tests statistiques. A titre d'illustration, nous avons construit les intervalles de confiance à 95% de l'imprécision relative *CV* pour des affections d'indice *GHIm*-5 et *GHIm*-1. Dans le premier cas, l'imprécision s'étend de 7,8% à 12,1% mais dans le second, les valeurs sont bien plus étendues et couvrent un écart allant de 6,1% à 21,7%.

Les teintes de biréfringence après l'insertion d'une lame quart d'onde reflètent la composition des tissus cémentaires et la balance *Ha*-collagène. Nous avons donc réalisé un test de *Kruskal-Wallis* pour tester l'absence de différence significative de la précision en fonction de la préservation de la matrice organique et minérale. Les résultats de ce test montrent que l'on ne peut rejeter l'hypothèse nulle d'absence de différence pour les indices σ [χ^2=0,927 ; p=0,629; n=199] ; *CV* [χ^2=1,278; p=0,528; n=199] ; pour *CV2* [χ^2=0,146 ; p=0,930; n=199] ; *APE* [χ^2 =1,337 ; p=0,512 ; n=199]. Cet examen démontre donc que les différentes modalités de biréfringence obtenues avec la lame quart d'onde ne suggèrent pas de différence de précision des comptes.

Pour l'intensité de la biréfringence observée en *LPA*, le test non paramétrique indique encore que l'on ne peut pas rejeter l'hypothèse d'absence de différence significative pour trois des indices *CV* [χ^2=4,497 ; p=0,106; n=199] ; *CV2* [χ^2 =0,839 ; p=0,657 ; n=199] ; *APE* [χ^2=4,276 ; p=0,118 ; n=199]. Cependant l'un des indices, l'indicateur d'imprécision absolue σ, permet de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de différence [χ^2=6,838 ; p=0,033 ; n=199]. Ainsi, si l'on en croit les résultats de ce test, il existe une différence significative de précision absolue liée à l'intensité de la biréfringence.

Même observation pour ce qui concerne les infiltrations, le test non paramétrique indique que l'on ne peut pas rejeter l'hypothèse d'absence de différence significative pour les trois indices *CV* [χ^2=1,865 ; p=0,394; n=199] ; *CV2* [χ^2

=4,460 ; p=0,108 ; n=199] ; *APE* [χ^2*=2,535 ; p=0,282; n=199*], mais que l'un des indices (toujours l'indicateur d'imprécision absolue σ), nous autorise à rejeter l'hypothèse nulle d'absence de différence [χ^2*=19,099 ; p=0,000 ; n=199*]. Ainsi, selon ce test, il existe une différence significative de précision absolue liée à la présence d'infiltrations.

Or, nous avons vu au moyen d'une analyse des correspondances multiples (Figure 64) que la collection de *Carspach* se distinguait très nettement des autres échantillons par la coloration partielle récurrente des dépôts de cément, mais qu'elle se distinguait également par sa biréfringence, puisque 85,7% [n =18/21] de dents de *Carspach* étaient affectés par une réduction de la biréfringence. De plus, nous avons vu que, dans notre référentiel ces sujets de *Carspach* représentaient la majorité des jeunes individus dont l'âge est strictement inférieur à 40 ans. Il est donc intéressant de constater que parmi les indicateurs de précision, seul celui particulièrement sensible à l'âge chronologique a montré ces différences significatives. C'est donc ici indirectement l'âge des soldats de *Carspach* dont les lames sont toutes affectées par le même type d'infiltration et par une réduction de la biréfringence qui est responsable de cette différence significative et non les affections taphonomiques en elles-mêmes.

Taphonomie & exactitude

Comme pour les indicateurs d'imprécision, nous avons constaté que les indicateurs de l'incertitude absolue et relative ne suivaient pas la loi normale. Nous avons donc employé des tests non paramétriques de *Kruskal-Wallis* dans le but de vérifier s'il existe des différences significatives d'incertitude entre les différents états d'altération des tissus. Pour chaque atteinte taphonomique, nous avons étudié le comportement des indicateurs d'incertitude absolue et relative.

Pour ce qui concerne l'*Oxford Histological Index modifié*, le test de *Kruskal-Wallis* indique que l'on ne peut rejeter l'hypothèse nulle d'absence de différence significative pour l'incertitude absolue $\Delta_{âge}$: [χ^2*=1,988 ; p=0,575 ; n=200*] ; ni pour l'incertitude relative $\Delta\%_{âge}$ [χ^2*=1,336; p=0,721 ; n=200*]. Ce test atteste donc que les différentes modalités de l'*OHIm* ne sont pas marquées par des incertitudes de différents niveaux. La même démarche basée sur le *General Histological Index modifié* montre également que l'on peut rejeter cette hypothèse nulle d'absence de différence pour l'incertitude relative $\Delta\%_{âge}$ [χ^2*=6,286; p=0,179; n=200*]. Cependant, le test montre qu'il existe une différence d'incertitude absolue $\Delta_{âge}$ pour au moins une des catégories du *GHIm* [χ^2*=11,830 ; p=0,019; n=200*]. La figure 70 illustre la différence d'exactitude entre les catégories *GHIm*-1 et *GHIm*-5. Les lames pour lesquelles le cément est très bien préservé et où il est observable sur plus de 95% de la surface offrent une exactitude absolue dont les valeurs se rapprochent de l'exactitude parfaite symbolisée par le trait en pointillé sur la figure 70. Le calcul d'intervalles de confiance à 95% de l'incertitude absolue Δâge pour des affections d'indice *GHIm*-1 montre que l'incertitude s'étend

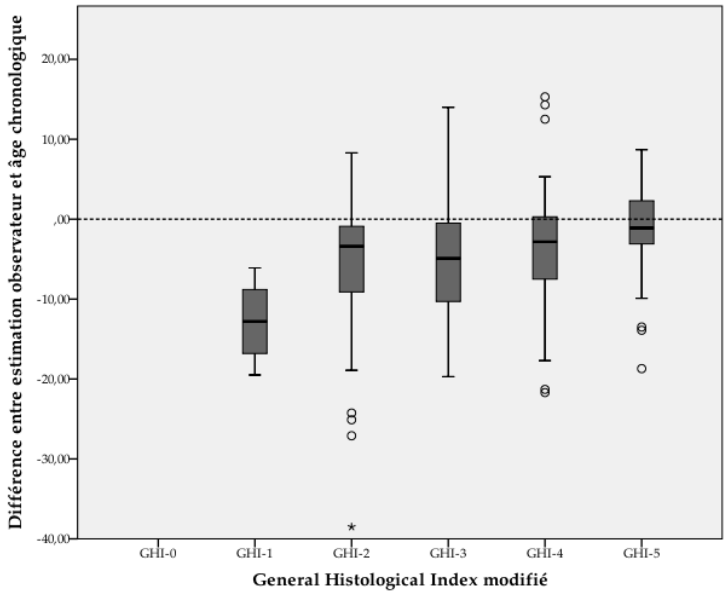


Figure 70 : Distribution des incertitudes absolues Δâge des estimations de l'âge en fonction de l'indice de préservation histologique *GHIm*.

de -21,7 à -3,9 ans. Cet IC-95% s'étend de -4,4 ans à 1,2 an dans le cas d'un *GHIm*-5. Nous avons ensuite réalisé un test de *Kruskal-Wallis* pour tester l'absence de différence significative de l'exactitude en fonction de la préservation de la matrice organique et minérale.

Les résultats de ce test montrent que l'on ne peut rejeter l'hypothèse nulle d'absence de différence pour les indicateurs Δâge [χ^2*=0,041 ; p=0,980; n=200*] et Δ%âge [χ^2*=1,301; p=0,522; n=200*]. Cet examen démontre donc que les différentes modalités de biréfringence obtenues avec la lame quart d'onde ne suggèrent pas de différence d'exactitude des estimations.

Pour l'intensité de la biréfringence observée en *LPA*, le test non paramétrique indique encore que l'on ne peut pas rejeter l'hypothèse d'absence de différence significative le Δâge [χ^2*=0,483 ; p=0,785; n=200*] et pour l'indicateur Δ%âge [χ^2 *=0,472 ; p=0,790 ; n=200*].

Pour ce qui concerne les infiltrations, le test non paramétrique indique que l'on ne peut pas rejeter l'hypothèse d'absence de différence significative pour l'incertitude relative Δ%âge [χ^2*=4,728 ; p=0,094 ; n=200*], mais que l'indicateur d'incertitude absolue, nous autorise à rejeter l'hypothèse nulle d'absence de différence [χ^2*=8,282 ; p=0,016 ; n=200*]. Ainsi, selon ce test, il existe une différence significative de précision absolue liée à la présence d'infiltrations (Figure 71). Rappelons cependant que la collection de *Carspach* se distingue très nettement par des infiltrations orangées sur un tiers ou la moitié du cément et que les sujets de cette collection représentent la majorité des jeunes individus du référentiel.

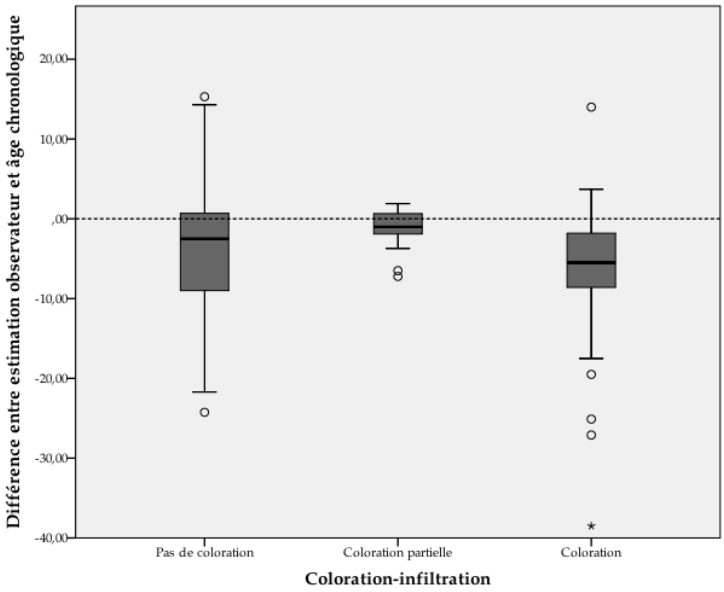


Figure 71 : Distribution des incertitudes absolues Δâge des estimations de l'âge en fonction des infiltrations et de la coloration de la bande cémentaire.

Il est donc remarquable, une fois encore, que parmi les indicateurs d'incertitude, seul celui particulièrement sensible à l'âge chronologique a montré cette différence significative et c'est encore une fois l'âge des sujets de *Carspach* qui est responsable de cette différence et non la taphonomie.

3.6 ESTIMATION DE L'ÂGE AU DÉCÈS – COMPTAGES AUTOMATISÉS

3.6.1 PRÉCISION ET EXACTITUDE DES ESTIMATIONS

Nous avons vu précédemment que les estimations de l'âge au décès reposaient sur des séries de cinq décomptes effectués par l'observateur dans le but de réduire la part de subjectivité de l'observateur et qu'inévitablement, cette série de dénombrements entraînait une dispersion des comptes. Nous allons maintenant étudier la dispersion, donc la précision, puis l'accord entre valeur estimée et valeur réelle, donc l'exactitude, du système d'analyse semi-automatisé développé sous Visilog®.

Sur les 1000 micrographies obtenues des 200 dents d'âge connu, nous avons procédé à la sélection d'une micrographie par individu en fonction de la lisibilité en privilégiant celles gratifiées du meilleur indice. Ces micrographies [$n=200$] ont été importées dans Visilog® puis ont fait l'objet d'un dénombrement automatisé. Le segment tracé par l'opérateur sur la *ROI* de son choix a permis d'effectuer 101 comptes d'*annuli* pour chaque micrographie soit 20200 comptes. Comme adopté lors des décomptes manuels par l'opérateur nous avons utilisé des indicateurs absolus et relatifs de l'imprécision, puis de l'incertitude. L'imprécision des comptes a été évaluée à partir des écarts-types σ et à l'aide du coefficient de variation CV qui exprime les écarts-types en pourcentage par rapport à la moyenne des comptes. L'incertitude a été appréciée à partir de

l'écart entre la valeur estimée et la valeur vraie de l'âge chronologique $\Delta_{âge}$ et en pourcentage par rapport à l'âge connu $\Delta\%_{âge}$.

Ainsi, pour notre référentiel nous avons obtenu des séries de 200 écarts-types et coefficient de variation des comptes d'*annuli* σ et *CV* et 200 intervalles âge estimé/âge réel $\Delta_{âge}$ et $\Delta\%_{âge}$.

L'IMPRECISION ABSOLUE - LES ECARTS-TYPES

Un test de *Kolmogorov-Smirnov* a été effectué et montre que la distribution des écarts-types obtenus à la suite des comptes automatisés suit une distribution normale [*p=0,200*]. Le coefficient d'aplatissement négatif de la distribution des écarts-types σ (*Kurtosis=-0,450*) indique un léger aplatissement de la distribution et le coefficient d'asymétrie très bas (*Skewness=0,093*) rend compte de la position centrale du pic de distribution (Figure 72, [a]). Les écarts-types de Visilog® s'étendent de 1,34 à 6,42 *annuli* et sont en moyenne de 3,58 *annuli* alors que cette moyenne atteignait 4,85 *annuli* pour un opérateur. L'intervalle de confiance IC-95% nous permet d'énoncer que nous sommes sûrs à 95% que les écarts-types des décomptes d'*annuli* par Visilog® se situent entre 3,45 et 3,72 *annuli*.

L'IMPRECISION RELATIVE - LES COEFFICIENTS DE VARIATION

Nous avons conduit un test de normalité pour examiner la distribution. Ce test exprime que la distribution des *CV* ne suit pas une distribution normale [*p=0,000*]. Le coefficient d'aplatissement de la distribution positif (*Kurtosis=* 30,385) et le coefficient d'asymétrie (*Skewness=4,216*) indiquent que les plus fréquentes valeurs des coefficients de variation se situent autour des valeurs basses voisines de 8% (Figure 72, [b]).

Comme observé pour les comptages manuels, nous sommes loin d'atteindre une distribution symétrique, mais cette configuration reflète la tendance d'une distribution orientée vers de faibles valeurs des coefficients de variations, donc vers une bonne précision. Les *CV de* Visilog® s'étendent de 4,74 à 31,97%. Le coefficient de variation moyen pour le est de 7,93%. Cette moyenne pour un opérateur atteint 10,13%. Les bornes de l'intervalle de confiance IC-95% s'étendent de 7,55 à 8,31% et nous permettent d'être sûrs à 95% que la dispersion des décomptes d'*annuli* par Visilog® se situe entre 7,6 et 8,3%.

L'INCERTITUDE ABSOLUE

Nous avons étudié la distribution de l'écart $\Delta_{âge}$ entre la valeur estimée, *i.e.* l'âge biologique, et la valeur vraie, *i.e.* l'âge chronologique, au sein de l'échantillon total. Un test de *Kolmogorov-Smirnov* a montré que la distribution de différences entre valeurs estimées et valeurs vraies ne suit pas une distribution normale [*p=0,000*]. Le coefficient d'aplatissement de la distribution (*Kurtosis=4,158*) traduit un pic et donc des valeurs préférentielles prises par les incertitudes abso-

lues $\Delta_{\text{âge}}$ et le coefficient d'asymétrie signale que ce pic est déplacé vers les valeurs « hautes » (*Skewness=-1,923*).

L'asymétrie de la distribution indique, comme pour les décomptes d'*annuli* opérés manuellement une tendance à la sous-estimation et une tendance de la distribution à se regrouper vers les valeurs nulles (Figure 72, [c]). Le $\Delta_{\text{âge}}$ *de* Visilog® s'étend de -51,75 ans à 16,48 ans et est en moyenne de -5,44 ans alors qu'il était en moyenne de -4,53 ans pour l'opérateur. Sur l'intégralité de l'échantillon, tous âges confondus, l'IC-95% nous permet d'être certains à 95% que le $\Delta_{\text{âge}}$ de Visilog® se situe entre -7,01 et -3,87 ans.

L'INCERTITUDE RELATIVE

La distribution des $\Delta\%_{\text{âge}}$ a été soumise à un test de *Kolmogorov-Smirnov* dont le résultat indique que la distribution n'est pas normale [*p=0,000*]. Le coefficient d'aplatissement positif (*Kurtosis=2,230*) et le coefficient d'asymétrie élevé (*Skewness=12,152)* indiquent que le pic est déplacé vers les valeurs basses proches de 2% (Figure 72, [d]). Le $\Delta\%_{\text{âge}}$ *de* Visilog® s'étend de 0,20% à 54,90% et

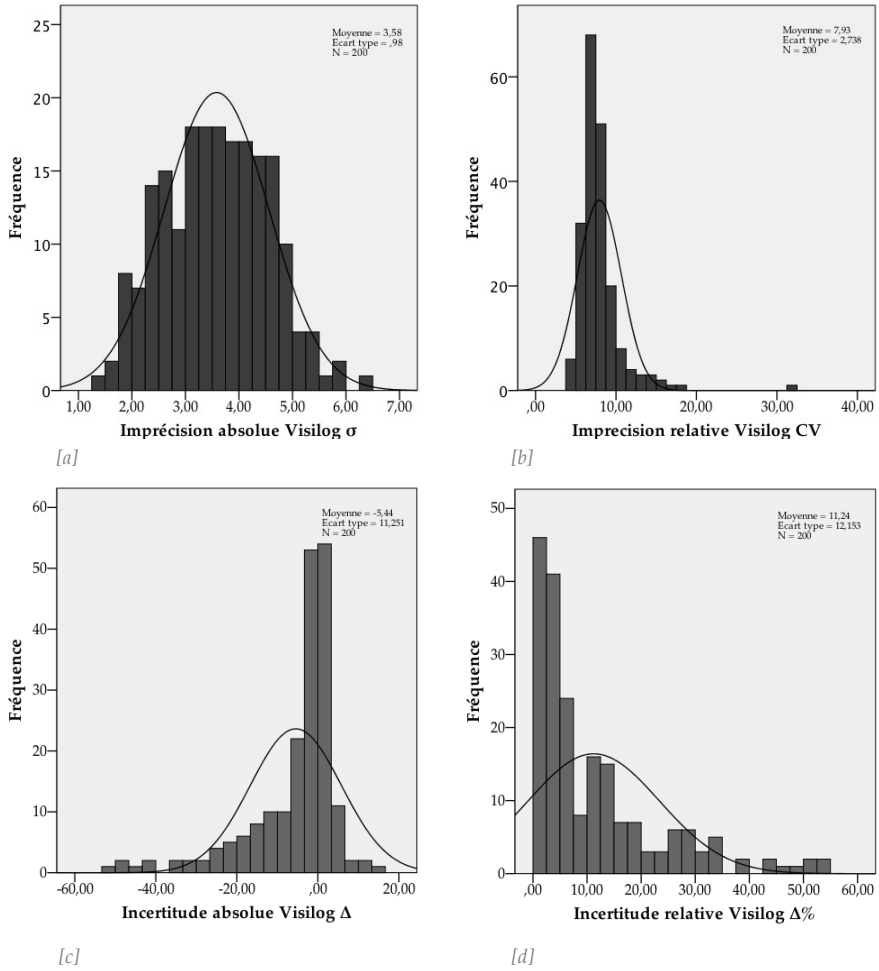


Figure 72 : Distribution des indicateurs de précision et d'exactitude des comptages semi-automatisés par Visilog®.

[a] : indicateur d'imprécision absolue (écarts-types) ; [b] : indicateur d'imprécision relative (coefficient de variation), [c] : incertitude absolue (différence âge estimé/âge réel) ; [d] : indicateur d'incertitude relative.

est en moyenne de 11,23%. Il était en moyenne de 9,19% pour l'opérateur. Les bornes de l'intervalle de confiance IC-95% permettent d'énoncer que l'exactitude du décompte automatisé à 95% de chance de se situer entre 9,54 à 12,93%.

3.6.2 INFLUENCE DE L'ÂGE CHRONOLOGIQUE

Pour chacun des indicateurs de précision et d'exactitude, nous avons construit un graphique de dispersion de points (Figure 73) puis conduit un test de corrélation pour analyser et tester la relation entre l'âge chronologique connu des individus et les indicateurs σ, *CV*, $\Delta_{\text{âge}}$ et $\Delta\%_{\text{âge}}$. L'objectif est de vérifier si, comme pour les comptes manuels réalisés par l'opérateur, la relation entre certaines de ces variables est toujours linéaire et significative. La dispersion des écarts-types σ (Figure 73, [a]) montre que les points dessinent une relation linéaire qui évoque que plus l'âge chronologique est avancé, plus les écarts-types σ des comptes automatisés augmentent. Cette disposition apparaissait déjà lors des comptes manuels d'*annuli*. Pour apprécier la force de cette association et sa significativité statistique, nous avons réalisé un test de corrélation de *Pearson* entre l'âge chronologique et les écarts-types calculés à partir des 20200 comptes effectués par Visilog®. Ce test indique de manière très significative [$r=0,721$; $p=0,000$; $n=200$] que nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle d'absence de relation entre l'âge chronologique et les écarts-types. Il est intéressant de noter que cette association est plus forte que pour les comptages effectués par un observateur. Le coefficient de corrélation entre l'âge chronologique et le coefficient de variation *CV* est lui aussi significatif [$r=-0,619$; $p=0,00$; $n=199$]. Nous ne pouvons donc pas rejeter l'hypothèse nulle d'absence de relation alors que ce lien, rappelons-le, n'était pas significatif pour les comptes manuels. Le signe négatif de ce coefficient signifie que plus l'âge chronologique est réduit, plus les coefficients de variation sont forts et rendent compte d'une grande imprécision. Cela est très perceptible sur le graphique (Figure 73, [b]) où il apparaît pour les jeunes sujets que les *CV* atteignent des valeurs supérieures à 10%.

La relation entre l'incertitude absolue Δâge basées sur les comptes de Visilog® et de l'âge chronologique des individus est représentée par le graphique en nuage de points (Figure 73, [c]). Comme observé lors des estimations basées sur les comptes manuels, la représentation laisse entrevoir que les incertitudes absolues se rassemblent en une droite verticale passant par la valeur d'abscisse nulle. Pour les individus plus âgés, les points sont déplacés vers des valeurs Δâge négatives. Le test de corrélation de *Pearson* entre l'âge chronologique et les incertitudes absolues Δâge fait état d'une relation linéaire négative [$r=-0,430$; $p=0,000$; $n=200$] et confirme, comme pour les comptes manuels, que la précision des estimations est liée à l'âge de l'individu.

Le graphique illustrant la relation entre l'incertitude relative $\Delta\%_{\text{âge}}$ des estimations de l'âge au décès et de l'âge chronologique (Figure 73, [d]) illustre une

densification du nuage de points vers les faibles valeurs de pourcentage d'erreur. Comme pour les comptes manuels, les individus âgés sont caractérisés par des valeurs élevées des pourcentages d'erreur. Le coefficient de corrélation de *Pearson* indique une relation linéaire significative entre ces deux variables [*r=0,221 ; p=0,002 ; n=200*] et indique que plus l'âge est avancé, plus le pourcentage d'erreur de l'estimation est important.

3.6.3 REPRODUCTIBILITÉ DES COMPTES SEMI-AUTOMATISÉS

Pour discuter la fiabilité des mesures réalisées par la macro développée sous Visilog® nous avons, comme pour les décomptes d'*annuli* effectuées visuellement, réalisé une évaluation de l'erreur de lecture de l'algorithme. L'objectif est, comme pour un opérateur humain, de définir la capacité du logiciel à obtenir à six mois d'intervalle le même décompte d'alternances cémentaires sur cinquante micrographies choisies au hasard. Les dents intégrées dans cette évaluation de l'accord de lecture diffèrent de celles intégrées à l'étude intra-observateur précédemment présentée. Nous gardons également à l'esprit que le système n'est que semi-automatisé et que la *ROI* et la position du profil sont décidées par l'analyste.

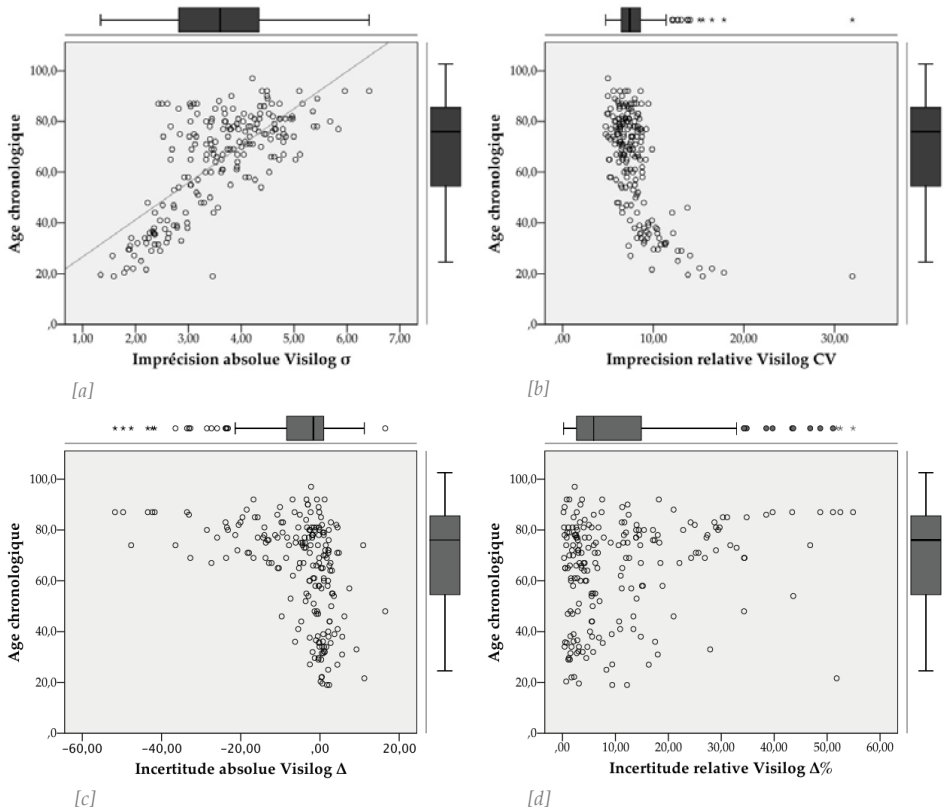


Figure 73 : Relation entre l'âge chronologique des individus [*n=200*] et les indicateurs d'imprécision et d'exactitude des comptes semi-automatisés.

[a] : Indicateur d'imprécision absolue (écarts-types) ; [b] : Indicateur d'imprécision relative (coefficient de variation), [c] : Incertitude absolue (différence âge estimé/âge réel) ; [d] : Indicateur d'incertitude relative.

Coefficient de corrélation intra-classe

	Corrélation intra-classe[b]	Intervalle de confiance à 95 %		Test F avec valeur réelle 0			
		Borne inférieure	Borne supérieure	Valeur	ddl1	ddl2	Sig
Mesures uniques	,928[a]	,876	,958	26,750	49	49	,000
Mesures moyennes	,963[c]	,934	,979	26,750	49	49	,000

Modèle à effets mixtes à deux facteurs lorsque les effets sur les personnes sont aléatoires et les effets des mesures sont fixes.

a. L'estimateur est identique, que l'effet d'interaction soit présent ou non.

b. Coefficients de corrélation intra-classe de type C utilisant une définition d'homogénéité (la variance entre mesures est exclue de le la variance du dénominateur).

c. Cette estimation est calculée en supposant que l'effet d'interaction est inexistant, puisqu'il ne peut pas être estimé autrement.

Tableau 36 : Coefficient de corrélation intra-classe entre deux séries de comptes par Visilog [T+ 6mois ; n=50/200].

Le pas entre chacun des profils analysés est lui toujours identique ainsi que le nombre de comptes, mais l'opérateur exerce toujours un contrôle visuel des repères d'*annuli* détectés sur les segments principaux. Comme précédemment, nous n'avons pas basé notre raisonnement sur une corrélation de *Pearson* pour les raisons déjà expliquées, mais sur le coefficient de corrélation intra-classe (Elie et Colombet, 2011 ; Shrout et Fleiss, 1979). Cet outil statistique nous a permis d'établir la concordance entre les comptes d'*annuli* effectués par le système à T0 et les comptes réalisés à T+6mois (Tableau 36). Le *CCI* a été considéré comme excellent [*CCI=0,928; IC-95%(0,876-0,958), n=50/200*].

Le graphique de *Bland-Altman* (Bland et Altman, 1986 ; Giavarina, 2015) permet d'examiner l'étendue du désaccord des mesures en fonction de l'âge. Les différences entre les mesures sont comprises dans les *limites de concordance* $\overline{x} \pm 2\sigma$ (Figure 74) et sont centrées autour de la moyenne des différences calculée à 2,49 *annuli*. Cette moyenne des écarts de comptes à T0 et T+6mois pour l'opérateur n'était que de 1,63 *annuli*. L'impression d'agrégation autour de la moyenne est

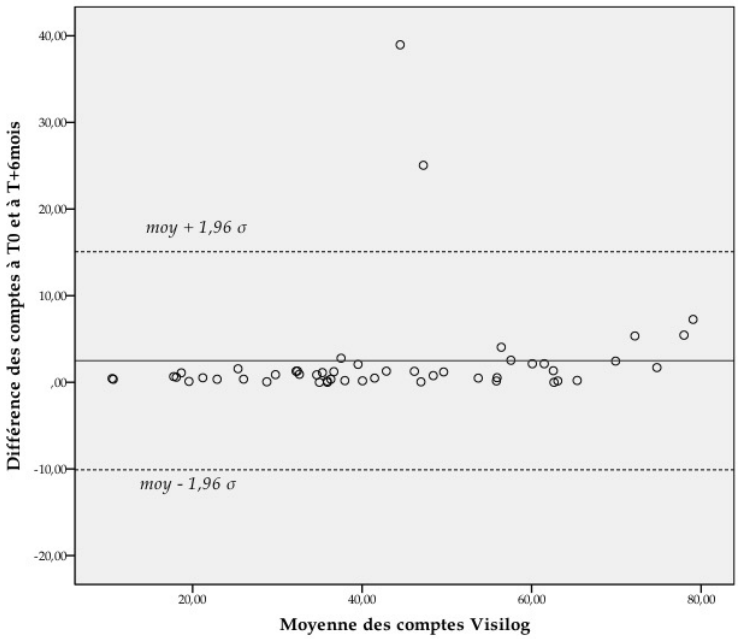


Figure 74 : Graphique de *Bland-Altman* pour l'estimation de la concordance entre deux séries de comptes par Visilog® [T+ 6mois ; n=50/200].

accentuée par l'adaptation de l'échelle à deux valeurs aberrantes pour lesquelles les comptes de Visilog® diffèrent considérablement. Ce problème n'avait pas été rencontré pour les comptes réalisés par l'observateur et les raisons peuvent être variées. Sans évoquer de dysfonctionnement ou de paramétrages inadéquats, un tissu très hétérogène ou peu lisible peut être à l'origine de seuillages différents et de ces lectures très distinctes. Un test de *Kolmogorov-Smirnov* pratiqué sur la distribution des différences entre les deux évaluations de Visilog à six mois d'intervalle indique que la distribution de ces différences ne suit pas la loi normale [$p=0,000$]. Ce résultat traduit donc le biais provoqué par les deux mesures aberrantes qui représentent 4% des relevés [$n=2/50$] et qui impactent fortement la moyenne des différences entre les deux séries de comptes. La dispersion des points vers la droite du graphique observée sur le diagramme de *Bland-Altman* des comptes de l'opérateur est ici bien moins flagrante, mais elle reste perceptible. Elle révèle subtilement que l'accord s'affaiblit avec le nombre d'*annuli* à dénombrer.

3.6.4 VALIDATION DU SYSTÈME SEMI-AUTOMATISÉ

Le but est de déterminer si les algorithmes utilisés par Visilog® permettent de différencier et de dénombrer les *annuli* de cément acellulaire avec une précision analogue à celle des relevés de l'observateur. Au total, 200 dents ont été prises en compte pour cette comparaison. 101 comptes d'*annuli* ont été analysés sous Visilog® sur une *ROI* sélectionnée par l'opérateur pour chaque dent [$n=20200$] et cinq comptes visuels d'*annuli* ont été effectués par l'opérateur sur ces mêmes dents [$n=975$].

En matière d'imprécision absolue (représentée par l'analyse des écarts-types σ), les comptes sont caractérisés sur l'ensemble du référentiel par des écarts-types moyens de 4,85 *annuli* pour l'opérateur et de 3,58 *annuli* pour le logiciel Visilog® (Tableau 37). Cette même différence à l'avantage du logiciel se manifeste par des valeurs d'imprécision relative (représentée par le coefficient de variation) qui sont de 10,13% pour l'analyste et de 7,93% pour le logiciel. Ainsi le système automatisé annonce une meilleure précision, mais ce constat est à nuancer, car l'opérateur a effectué ses comptes sur différentes préparations d'une même

Caractéristiques

		N	Moyenne	Intervalle de confiance à 95 % pour la moyenne		Minimum	Maximum
				Borne inférieure	Borne supérieure		
Imprécision absolue σ	Total	199	4,85	4,45	5,25	,00	12,80
Imprécision relative CV	Total	199	10,13	9,40	10,86	,00	28,76
Imprécision relative APE	Total	199	7,63	7,08	8,18	,00	21,45
Imprécision relative CV2	Total	199	6,86	6,35	7,36	,00	18,51
Incertitude absolue Δ	Total	200	-4,53	-5,58	-3,48	-38,50	15,30
Incertitude relative Δ%	Total	200	9,19	8,09	10,29	,13	44,25
Imprécision absolue Visilog σ	Total	200	3,58	3,45	3,72	1,34	6,42
Imprecision relative Visilog CV	Total	200	7,93	7,55	8,31	4,74	31,97
Incertitude absolue Visilog Δ	Total	200	-5,44	-7,01	-3,87	-51,75	16,48
Incertitude relative Visilog Δ%	Total	200	11,24	9,54	12,93	,20	54,90

Tableau 37 : Comparaison de la précision et de l'exactitude entre l'opérateur et Visilog®.

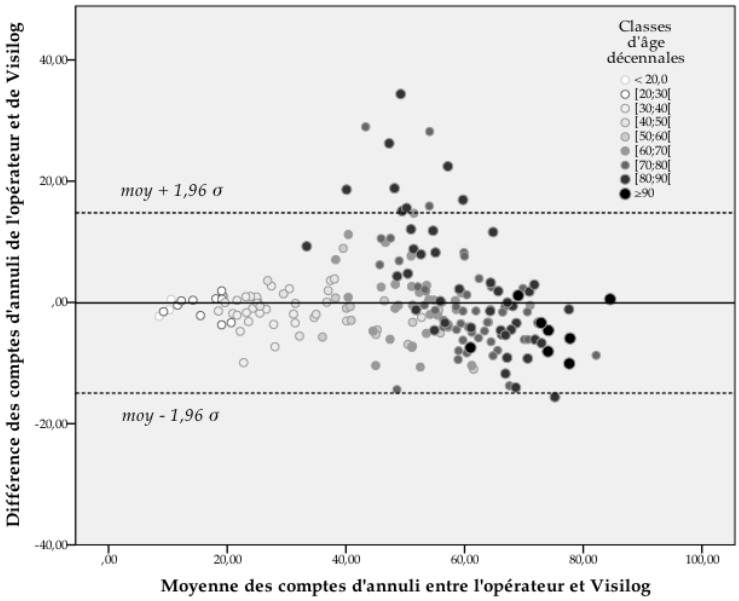


Figure 75 : Graphique de *Bland-Altman* pour l'estimation de la concordance entre les comptes d'annuli par l'opérateur et par Visilog® [*n=200*].

dent alors que Visilog® a été employé sur une seule lame par dent. Ainsi l'imprécision plus grande de l'opérateur inclut également la variabilité des tissus. Alors que les incertitudes absolue et relative sont basées sur les estimations de l'âge au décès reposant sur les décomptes, cette différence ne se retrouve plus sur les écarts entre l'âge estimé et l'âge connu. L'incertitude est même plus importante pour Visilog® ($\Delta_{âge}$: -5,44 ans et $\Delta\%_{âge}$: 11,24% en moyenne) qu'elle ne l'est pour l'observateur ($\Delta_{âge}$: -4,53 ans et $\Delta\%_{âge}$: 9,19%). Cette différence souligne certainement une homogénéité de la lecture par le logiciel, mais une adaptation par l'opérateur qui peut entraîner des différences sur certaines classes d'âge.

L'intervalle de concordance à 95% de la différence entre les méthodes manuelle et semi-automatique a été représenté sur un diagramme de *Bland-Altman* par les limites de la moyenne des différences ± 2σ (Bland et Altman, 1986). Les différences entre la technique manuelle et la méthode automatisée sont pour la majorité comprises dans la limite des 2σ (Figure 75 & Figure 76). En effet, 94% des individus [*n=188/200*] se situent dans cet intervalle. Il apparaît cependant que des points sortent de cet intervalle de concordance et signalent un désaccord prononcé. Cette discordance se situe presque qu'exclusivement au-delà de la limite supérieure et concerne 6% des sujets [*n=12/200*]. La valeur positive de cette différence indique des valeurs supérieures des comptes de l'opérateur. Cela peut être interprété comme une (trop ?) forte sensibilité de l'analyste ou à des paramètres de seuil de Visilog® réglés pour une distinction (trop ?) peu sensible. Il est intéressant de constater que ces désaccords majeurs concernent exclusivement des individus âgés des classes [70;80[et [80;90].

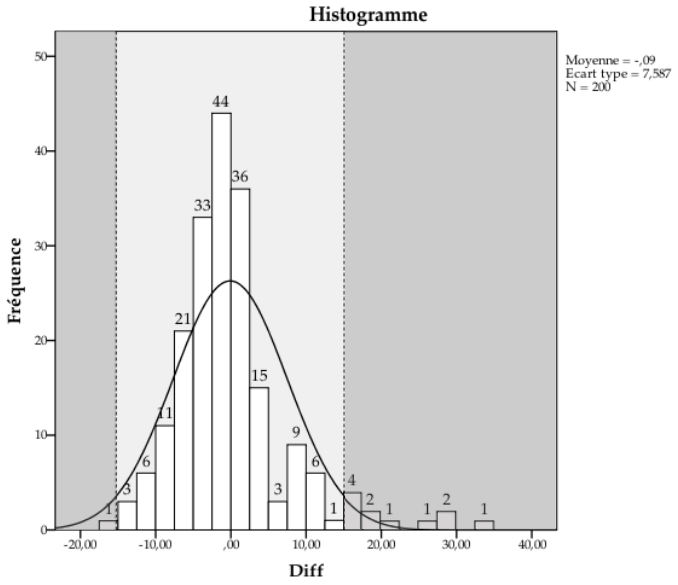


Figure 76 : Distribution des individus dans l'intervalle de concordance $\bar{x} \pm 2\sigma$ des décomptes de l'observateur et de Visilog.

À noter également que les deux techniques peuvent évaluer le nombre d'*annuli* de façon très similaire sur ces individus âgés. La représentation de *Bland-Altman* n'énonce pas si l'accord est approprié pour adopter la méthode semi-automatisée. Elle quantifie simplement le biais et l'étendue de l'accord dans lesquels 95% des différences sont incluses. Un test de *Kolmogorov-Smirnov* effectué sur la distribution des différences entre les deux techniques montre que la distribution de ces différences ne suit pas une distribution normale [*p=0,000*]. Il est donc ici possible de dire que le biais est significatif.

3.7 MODÉLISATION DE L'ESTIMATION DE L'ÂGE AU DÉCÈS

Avant de réaliser un modèle permettant de prédire l'âge au décès, nous nous sommes intéressés à la corrélation entre l'âge chronologique et le nombre moyen d'*annuli* dénombrés dans le cément acellulaire et avons représenté la relation linéaire entre ces deux variables. C'est ici non pas l'âge au décès estimé, mais le nombre d'*annuli* sur lequel nous basons notre raisonnement. Cette nuance peut paraître subtile, mais elle permet de faire abstraction de l'imprécision non quantifiée de la variabilité de l'âge de l'éruption de la dent et de calcification de la racine. Le coefficient de corrélation donne la mesure de l'intensité de la relation entre l'âge chronologique et le nombre d'*annuli* [*r= 0,927 ; p=0.000 ; n=200*].

3.7.1 MODÈLES DE RÉGRESSION LINÉAIRE

Au vu de la force de ce coefficient et de la linéarité de la représentation graphique (Figure 77), il est compréhensible que le nombre d'*annuli* additionné à l'âge d'éruption de la dent puisse contenter bon nombre d'auteurs. Mais ce raccourci fait abstraction de la dispersion évidente et donc d'une variabilité (des

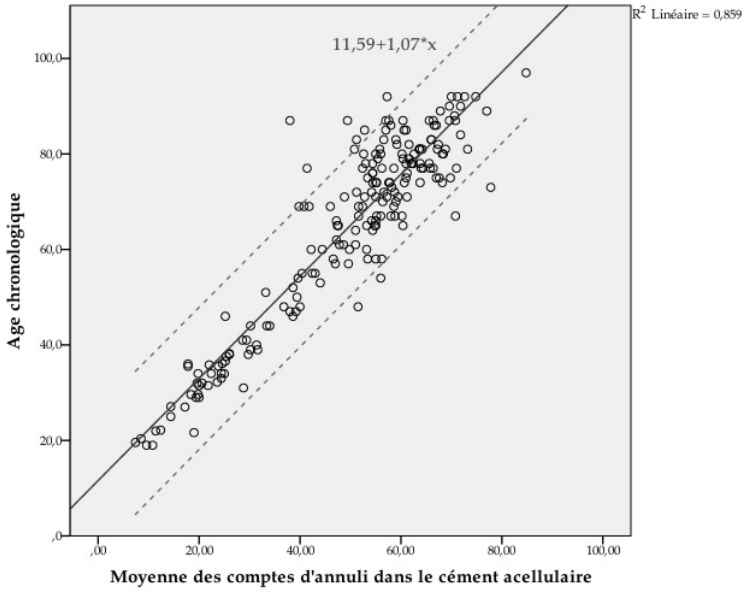


Figure 77 : Relation linéaire entre l'âge chronologique et le nombre d'annuli dénombrés.

dépôts et/ou des lectures) bien présente. C'est précisément parce que la relation entre les variables est forte mais imparfaite que nous envisageons de résumer et d'étudier la relation entre l'âge au décès et le nombre d'*annuli* au moyen d'une régression linéaire. Le nombre d'*annuli* est ici considéré comme la variable prédictive ou indépendante et l'âge chronologique est considérée comme la réponse ou la variable dépendante. La régression linéaire consiste à calculer la droite la mieux adaptée à travers le nuage de points résultant de l'analyse de notre référentiel d'âge connu. La valeur de R^2 rend compte de la robustesse de ce modèle [R^2= *0,859 ; p=0.000 ; n=200*]. Ainsi, le nombre d'*annuli* explique près de 86% de la variation de l'âge chronologique.

Les paramètres de l'équation du modèle de régression (Tableau 38) expriment la meilleure prévision de l'âge au décès en fonction du nombre d'*annuli*. Ces paramètres permettent la construction de la droite de régression selon la formule suivante :

$$\hat{\text{Age}}_{Cément} = 11{,}59 + (\,1{,}07 \times \bar{x}_{Annuli}\,)$$

– *où* $\hat{\text{Age}}_{Cément}$ *représente la valeur prédite de l'âge au décès,* $\bar{x}_{Annuli}$ *le nombre d'annuli moyenné sur 5 comptes.*

Coefficients[a]

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés		
		B	Erreur standard	Bêta	t	Sig.
1	(Constante)	11,592	1,609		7,203	,000
	Moyenne des comptes d'annuli	1,070	,031	,927	34,719	,000

a. Variable dépendante : Age chronologique

Tableau 38 : Paramètres de l'équation du modèle de régression linéaire.

Outliers

	Individus	Sexe	Age chronologique	Lisibilité	OHIm	GHIm
1	Cars-1011	Homme	21,6	2,8	OHI-5	GHI-5
2	Anat-311	Femme	77,0	2,6	OHI-5	GHI-2
3	Anat-421	Homme	69,0	1,6	OHI-5	GHI-5
4	Anat-452	Homme	87,0	3,0	OHI-5	GHI-2
5	Anat-452	Homme	87,0	2,0	OHI-5	GHI-2
6	Anat-532	Femme	85,0	2,0	OHI-5	GHI-4
7	Anat-564	Homme	75,0	1,8	OHI-5	GHI-4
8	Anat-712	Homme	54,0	1,0	OHI-5	GHI-4
9	Anat-728	Femme	73,0	2,6	OHI-5	GHI-4
10	Anat-729	Homme	67,0	3,8	OHI-5	GHI-4
11	Sant-111	Homme	31,0	1,0	OHI-5	GHI-2
12	Sant-115	Homme	92,0	1,2	OHI-5	GHI-2
13	Sant-133	Femme	77,0	1,0	OHI-4	GHI-2
14	Sant-164	Femme	48,0	2,0	OHI-3	GHI-3

Tableau 39 : Individus dont les dénombrements d'annuli sont apparus comme valeurs aberrantes lors de la modélisation.

Il apparaît qu'il existe des valeurs en dehors de l'intervalle de confiance à 95% symbolisé sur le graphique par des traits pointillés. Ces valeurs extrêmes, voire aberrantes, peuvent avoir un effet sur la construction du modèle en impactant la position de la droite d'ajustement par les moindres carrés. Nous avons entrepris d'identifier puis de supprimer ces valeurs. Pour repérer les points qui affectent négativement le modèle de régression, nous avons utilisé les distances de *Cook* qui mesurent l'effet de levier de chaque observation. Les valeurs influentes dans l'ensemble des variables correspondent aux 14 individus figurant dans le tableau 39. L'âge de ces sujets est compris entre 21 et 92 ans, mais il est, pour l'ensemble, assez avancé [$\bar{x}$=67,4 ; *Md*=74 ; *n* =14]. L'indice de lisibilité des préparations histologiques pour ces individus est compris entre 1 et 3,8 [$\bar{x}$=2,03 ;

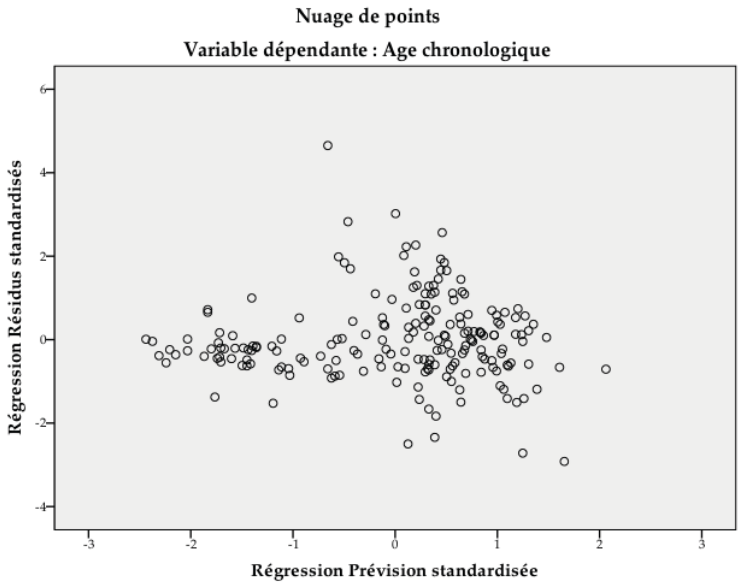


Figure 78 : Diagramme de dispersion entre les valeurs prédites et les résidus.

Md=2 ; n =14], ce qui pourrait être considéré comme admissible. Le phénomène biologique à modéliser n'étant pas parfaitement prévisible, il existe des écarts autour de la droite de régression ajustée. L'examen de ces résidus au moyen d'un diagramme de dispersion obtenu en croisant les valeurs prédites standardisées et les résidus standardisés laisse apparaître une hétérogénéité du nuage qui traduit des variances irrégulières pour la valeur prédictive (nombre d'*annuli*) et la variance des résidus (Figure 78). Les variances sont proportionnelles aux valeurs de la variable indépendante, c'est-à-dire au nombre d'*annuli*. Ce phénomène d'hétéroscédasticité* traduit bien l'augmentation de la variance pour les valeurs élevées du nombre d'*annuli*, autrement dit pour les sujets âgés. Il nous est donc apparu souhaitable d'affecter une pondération aux estimations de la régression. La variable associée à la source de l'hétéroscédasticité est bien entendu la moyenne du nombre d'*annuli*. Nous avons donc exécuté une procédure d'estimation du poids de cette variable et avons reconduit une seconde régression linéaire en pondérant le modèle.

Dans ce second modèle, les observations pour lesquelles la variance est élevée (en général les sujets avec de nombreux *annuli*, donc les sujets âgés) ont moins d'impact sur l'analyse.

La statistique R^2 est maintenant de 0,961 ce qui est meilleur que la valeur de 0,859 obtenue par le précédent modèle sans pondération (Tableau 40). Ces paramètres permettent d'établir l'équation de la droite de régression du modèle pondéré et nettoyé des valeurs aberrantes :

$$\hat{\mathbf{A}}\mathbf{ge}_{\boldsymbol{Cément}} = \mathbf{9,647} + (\mathbf{1,108} \times \bar{\boldsymbol{x}}_{\boldsymbol{Annuli}})$$

– *où* $\hat{A}ge_{Cément}$ *représente la valeur prédite de l'âge au décès,* $\bar{x}_{Annuli}$ *le nombre d'annuli moyenné sur 5 comptes.*

Le modèle développé permet de prévoir la valeur de l'âge chronologique (variable dépendante) sur la base de la moyenne des comptes d'*annuli* (variables indépendantes).

Nous avons précédemment mesuré l'incertitude de l'estimation de l'âge par l'approche conventionnelle de la cémentochronologie en considérant l'ajout au nombre d'*annuli* de l'âge de l'édification radiculaire. Au moyen des mêmes

Coefficients[a,b]

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés		
		B	Erreur standard	Bêta	t	Sig.
1	(Constante)	9,647	,620		15,562	,000
	Moyenne des comptes d'annuli	1,108	,016	,980	67,666	,000

a. Variable dépendante : Age chronologique

b. Régression des moindres carrés pondérés - Pondération par Pondération pour Agechrono de WLS, MOD_3 MOY_COMPTES_OBSERVATEUR** -1,500

Tableau 40 : Paramètres de l'équation du modèle de régression linéaire pondéré.

outils, nous avons entrepris d'étudier le comportement du modèle en matière d'exactitude. L'incertitude absolue $\Delta_{âge}$ a donc été calculée pour chaque individu puis rapporté pour chaque classe d'âge décennale (Tableau 41).

Le modèle de régression étant basé sur une droite d'ajustement au total, la moyenne des écarts entre la valeur estimée et l'âge chronologique est logiquement nulle. Pour rappel, la tendance générale pour l'approche conventionnelle était à la sous-estimation de 4,53 ans [*n=200*]. Ainsi, le modèle global ne sous-estime, ni ne surestime les âges au décès. Cependant, comme précédemment, le niveau d'incertitude diffère selon les classes d'âge. Le $\Delta_{âge}$ moyen se situe entre 0,01 an pour les individus de la classe [70;80[et 4,33 ans pour les sujets de la classe [50;60[. Ainsi la plus grande justesse des estimations atteinte par le modèle concerne la classe [70;80[, bien représentée dans l'échantillon [*n=46*]. Il est important de souligner que le nombre d'individus pour les classes d'âge extrêmes est très limité. En conséquence, la plage couverte par les intervalles de confiance de ces deux catégories est très large. Au contraire, les bornes très resserrées de l'IC-95% nous indiquent pour les individus appartenant à la classe [20;30[que nous sommes sûrs à 95% que l'incertitude de l'estimation se situe entre -0,18 et 1,86 ans. Cette excellente précision du modèle pour cette classe d'âge est à relativiser, car elle se fonde sur le principe que la catégorie d'âge de l'individu dont on estime l'âge est connue. Si l'on ne considère pas les sujets des classes <20 et >90, la plage de l'intervalle de l'IC-95% la plus large concerne la classe [50;60[.

Afin de comparer la distribution des incertitudes absolues de la méthode conventionnelle et du modèle, nous avons réalisé une représentation graphique où figurent les intervalles de confiances à 95% des $\Delta_{âge}$ pour les deux approches (Figure 79). Il apparaît nettement que même si pour certaines catégories d'âge jeune, l'approche conventionnelle était plus juste, elle devenait très inexacte chez les individus âgés. Le modèle se montre ici plus modéré dans les sous-estimations des sujets d'âge avancé même si cela se fait au détriment de l'exactitude de l'estimation de l'âge des plus jeunes sujets. Néanmoins, le mo-

Caractéristiques

Incertitude absolue du modèle

	N	Moyenne	Ecart type	Erreur standard	Intervalle de confiance à 95 % pour la moyenne		Minimum	Maximum
					Borne inférieure	Borne supérieure		
< 20,0	3	,73	2,23	1,29	-4,81	6,26	-1,73	2,62
[20;30[	10	,84	1,43	,45	-,18	1,86	-1,48	2,81
[30;40[	22	,77	3,10	,66	-,61	2,14	-6,62	5,67
[40;50[	12	2,37	4,12	1,19	-,25	4,99	-8,42	6,43
[50;60[	14	4,33	5,33	1,43	1,25	7,41	-4,55	13,94
[60;70[	31	1,63	6,03	1,08	-,59	3,84	-14,13	11,59
[70;80[	46	,01	5,11	,75	-1,51	1,53	-9,61	11,24
[80;90[	41	-3,91	6,62	1,03	-6,00	-1,82	-16,60	9,78
≥90	7	-,98	3,80	1,44	-4,49	2,53	-4,76	6,64
Total	186	,00	5,68	,42	-,82	,82	-16,60	13,94

Tableau 41 : Statistiques descriptives des incertitudes absolues $\Delta_{âge}$ des estimation de l'âge au décès par le modèle de régression selon les classes d'âge décennales.

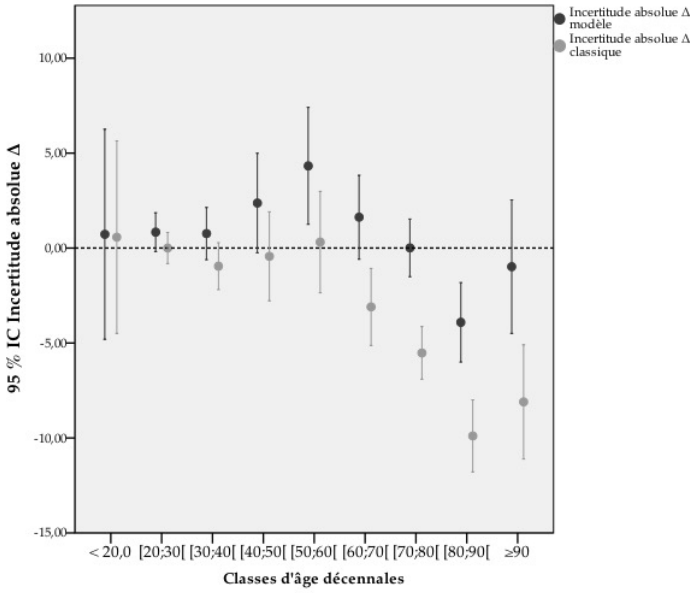


Figure 79 : Graphique en barres d'erreur des incertitudes absolues Δâge de l'approche conventionnelle et du modèle.

dèle représente un compromis et place les valeurs d'incertitude à ±5,68 ans. Dans la même optique, nous avons exploré l'incertitude relative Δ%âge des estimations de l'âge au décès par le modèle (Tableau 42). Première constatation, l'incertitude moyenne est de 6,83% [*n=186*] alors qu'elle était de 9,19% pour l'approche classique. L'amélioration de l'exactitude par le modèle de régression linéaire est donc sensible. Si l'on fait abstraction des deux classes d'âge extrêmes aux très effectifs faibles, le Δ%âge moyen s'étend de 5,26% pour les sujets de la classe [20;30[à 9,11% pour les individus de la classe [50;60[. Toujours sans considérer les classes <20 et >90, la plus grande justesse des estimations (ou le pourcentage d'erreur le plus bas) du modèle concerne les classes [20;30[et [70;80[. Sur l'échantillon total, nous pouvons énoncer que nous sommes certains à 95% que l'exactitude d'une estimation de l'âge au décès réalisé au moyen du modèle se situe entre 6,08% et 7,59%.

Caractéristiques

Incertitude relative du modèle

	N	Moyenne	Ecart type	Erreur standard	Intervalle de confiance à 95 % pour la moyenne		Minimum	Maximum
					Borne inférieure	Borne supérieure		
< 20,0	3	9,80	3,60	2,08	,86	18,73	6,78	13,78
[20;30[	10	5,26	2,73	,86	3,31	7,22	1,30	9,71
[30;40[	22	6,68	5,73	1,22	4,13	9,22	,51	18,40
[40;50[	12	8,63	5,40	1,56	5,20	12,06	,85	18,31
[50;60[	14	9,11	7,72	2,06	4,65	13,57	,83	24,03
[60;70[	31	7,72	5,25	,94	5,79	9,64	,06	20,48
[70;80[	46	5,50	3,92	,58	4,34	6,66	,39	15,19
[80;90[	41	7,21	5,67	,89	5,42	9,00	,11	20,00
≥90	7	3,26	2,28	,86	1,15	5,37	,60	6,85
Total	186	6,83	5,24	,38	6,08	7,59	,06	24,03

Tableau 42 : Statistiques descriptives des incertitudes relatives Δ%âge des estimation de l'âge au décès par le modèle de régression selon les classes d'âge décennales.

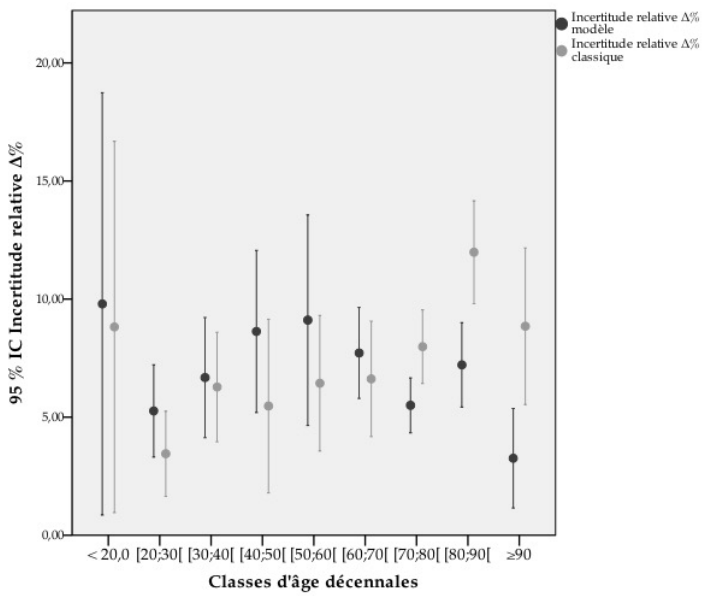


Figure 80 : Graphique en barres d'erreur des incertitudes relatives Δ%âge **de l'approche conventionnelle et du modèle.**

Nous avons confronté la distribution des incertitudes relatives de la méthode conventionnelle à celles du modèle au moyen d'un graphique de barres d'erreur (Figure 80). Il apparaît encore une fois pour les individus dont l'âge est inférieur à soixante ans que l'approche conventionnelle était plus exacte que ne l'est le modèle. Cependant, le pourcentage d'erreur était considérablement plus important pour les individus plus âgés. Les intervalles de confiance à 95% se chevauchent pour les jeunes sujets, mais l'avantage du modèle de régression pour les sujets âgés est net comme en témoigne le non-recouvrement des intervalles de confiance des deux approches.

3.7.2 TABLES DE PRÉDICTION DE L'ÂGE AU DÉCÈS

Un des indéniables avantages du modèle de régression développé réside dans le calcul d'intervalles de prévision afin de prédire la valeur de l'âge au décès à partir du nombre d'*annuli* dénombrés et moyennés pour un nouvel individu. Un intervalle de prédiction définit l'étendue de valeurs à l'intérieur de laquelle une nouvelle observation peut être attendue avec une certaine probabilité. Ainsi, nous avons appliqué le modèle obtenu à partir de notre référentiel pour chaque dénombrement d'*annuli* possible (de 1 à 100 anneaux de cément acellulaire) et avons, pour chacune de ces possibilités, construit des intervalles de prédiction à 99%, 95%, 90%, 85%, 80%, 75% et 70% selon le niveau d'exigence requis par l'anthropologue (*Cf.* tables de prédiction en annexe). Plus le degré d'exigence est élevé, plus l'intervalle est large pour contenir avec plus de chance de succès la nouvelle valeur prédite de l'âge au décès du sujet étudié. L'utilisation de cette table est à conjuguer avec l'imprécision relative des comptes d'*annuli* récemment estimée à 10% sur l'ensemble de l'échantillon. La consultation de cette table s'effectue donc d'abord verticalement pour repérer la

ligne où figure le nombre d'*annuli* identifiés sur les préparations histologiques de l'individu étudié. Une marge calculée de ± 10% liée à l'imprécision relative des décomptes doit alors être allouée à ce repère puis les bornes inférieures et supérieures de l'intervalle de prédiction sont à rechercher horizontalement dans les colonnes correspondant au niveau de confiance choisi.

3.8 APPLICATION À DES INDIVIDUS ARCHÉOLOGIQUES

Après l'établissement de modèles basés sur les collections d'âge connu, nous avons transposé la méthode d'estimation de l'âge au décès à deux échantillons issus de collections archéologiques. Les âges chronologiques de ces deux séries étant inconnus, nous ne pouvons valider l'exactitude de nos estimations, mais pouvons les critiquer à la lumière de résultats obtenus par d'autres sources. C'est dans cette optique que nous avons envisagé deux approches distinctes : l'une individuelle avec les individus du Prieuré *Saint-Cosme* de la Riche, l'autre populationnelle avec les sujets de la Collégiale *Saint-Amé* de Douai.

La représentation des individus découverts dans ces deux sites archéologiques est le fruit d'un choix délibéré des autorités religieuses avec une spécialisation du site associée à une sélection sociale, sexuelle et/ou par classe d'âge des individus. Le matériel ostéologique découvert lors des fouilles n'est donc qu'un reflet de la population d'origine et nos prélèvements de deux séries de cent canines, bien que conséquents, ne représentent qu'un échantillon. Ainsi, les résultats qui suivent ont une portée plus anthropologique et méthodologique qu'archéologique.

La représentation de ces populations est affectée pour les deux sites par des atteintes taphonomiques différentielles. L'analyse histotaphonomique du matériel dentaire a donc été un préalable à l'étude cémentochronologique, car elle détermine la qualité du tissu et permet de pondérer les résultats.

3.8.1 PRÉSERVATION DU CÉMENT

Les préparations histologiques dentaires des dents extraites des individus archéologiques présentent des altérations de qui se caractérisent par une atteinte parfois très avancée de la bioérosion et des infiltrations pouvant atteindre l'intégralité des tissus dentaires. Nous avons donc adopté les indices histologiques *OHIm* et *GHIm* pour évaluer l'étendue de la perte de la microstructure cémentaire.

OXFORD HISTOLOGICAL INDEX ET GENERAL HISTOLOGICAL INDEX

Les dents archéologiques peuvent être caractérisées par des altérations d'une autre ampleur que celle relevée sur les coupes transversales des dents plus récentes.

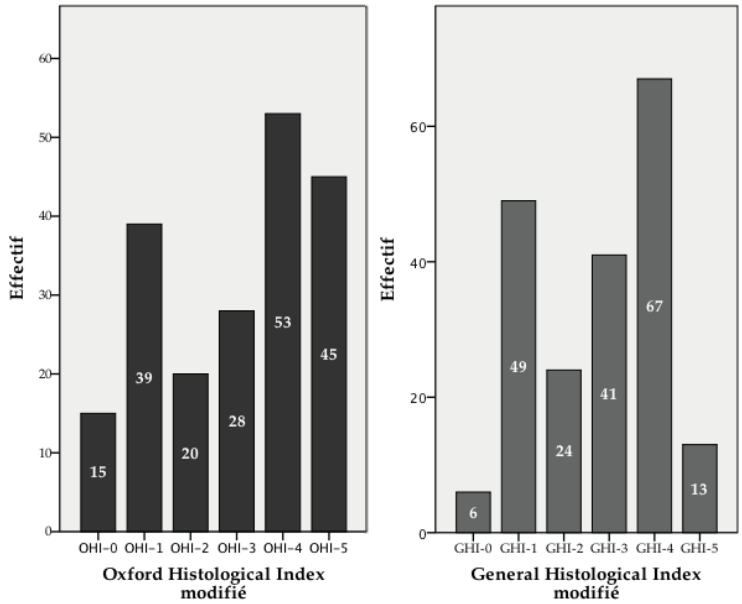


Figure 81 : Distribution de l'Oxford Histological Index *modifié* et du General Histological Index *modifié* pour les collections archéologiques.

Concernant la bioérosion, alors que pour le référentiel d'âge connu la majorité des dents avait un *OHIm* d'indice 5 [*69,5% ; n=139/200*], l'échantillon archéologique affiche une proportion d'*OHIm*-5 réduite par un facteur 3 [*22,5% ; n=45/200*]. Autrement dit, seul près d'un tiers des dents du référentiel [30,5% ; *n=61/200*] présente des traces de bioérosion alors que les trois quarts des dents archéologiques [*77,5% ; n=144/200*] sont atteintes par les micro-organismes. Au sein de cette série ancienne, 7,5% [*n=15/200*] montrent des affections biologiques qui envahissent plus de 95% de la surface du cément (*OHIm-0*). Un tel degré d'atteinte n'est pas observable sur les dents plus récentes, même extraites de sujets exhumés.

Concernant l'altération générale, due ou non aux micro-organismes, seulement 6,5% des dents archéologiques [*n=13/200*] présentent un cément très bien préservé (*GHIm*-5) qui n'est affecté ni par la bioérosion, ni par aucun autre type de destruction. Cette proportion était deux fois plus importante au sein de la collection de référence [*12,5% ; n=25/200*]. Comme au sein de la collection récente, la plus grande partie des dents archéologiques [*33,5% ; n=67/200*] présentent un *GHIm* d'indice 4 qui témoigne que la bande cémentaire présente des portions mineures de zones affectées. 20,5% [*n=41/200*] des séries archéologiques sont caractérisées par un cément plus altéré, mais identifiable sur plus de deux tiers de sa surface (*GHIm*-3). Enfin, 12% [*n=24/200*] des dents sont caractérisées par un *GHIm*-2 (un tiers de cément conservé) ; 24,5% [*n=48/200*] par un *GHIm*-1 (moins de 15% de cément préservé) ; et 3,0% [*n=6/200*] montrent des destructions de différentes natures qui recouvrent plus de 95% de la surface du cément (*GHIm-0*) (Figure 81).

Oxford Histological Index modifié

Les deux collections archéologiques se distinguent par le degré de l'atteinte de la bioérosion et donc par les indices d'*OHIm* qui leur ont été attribués (Figure 82). Le site du Prieuré *Saint-Cosme* se différencie nettement des autres échantillons, car il est le seul échantillon où des préparations histologiques ont été marquées par un *OHIm* d'indice nul [15% ; n=15/100]. En d'autres termes, l'emprise des atteintes par les micro-organismes est telle sur ce site que 15% des dents provenant du Prieuré ne permettent d'observer qu'au mieux 5% de la bande cémentaire. Ce site est également caractérisé par une forte proportion [36% ; n=36/100] de dent où des portions représentant moins de 15% de la surface cémentaire sont observables (*OHIm-1*). Ainsi, pour ce site la moitié des dents [51% ; n=51/100] ne permet d'observer le cément que sur moins de 15% de la surface du tissu. Bien évidemment cet état de préservation impacte grandement sur le choix de la *ROI* des études cémentochronologiques.

Les atteintes relevées sur les sujets exhumés de la collégiale *Saint-Amé* ne se différencient pas distinctement des collections du référentiel constitué de sujets qui ont été inhumés. Cependant, la catégorie *OHIm*-1 est représentée à *Saint-Amé*, dénotant une extension légèrement plus importante des atteintes bactériennes. Nous avons réalisé une analyse des correspondances multiples afin de représenter l'association des différentes modalités de l'index histologique et des collections (Figure 83). Les associations préalablement décelées sont maintenues dans cette analyse qui maintenant intègre les sites archéologiques. Ainsi, les rapprochements de *Carspach* et du *laboratoire d'anatomie* à proximité de la modalité *OHIm-5* sont confirmés tout comme la position des repères *Châtelet* et *Santarém* entre les indices *OHIm*-5 et *OHIm*-4.

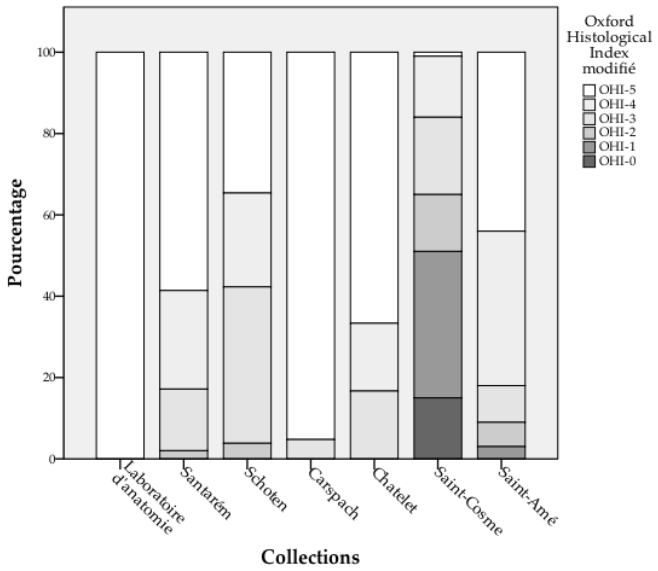


Figure 82 : Oxford Histological Index *modifié* du référentiel et des collections archéologiques.

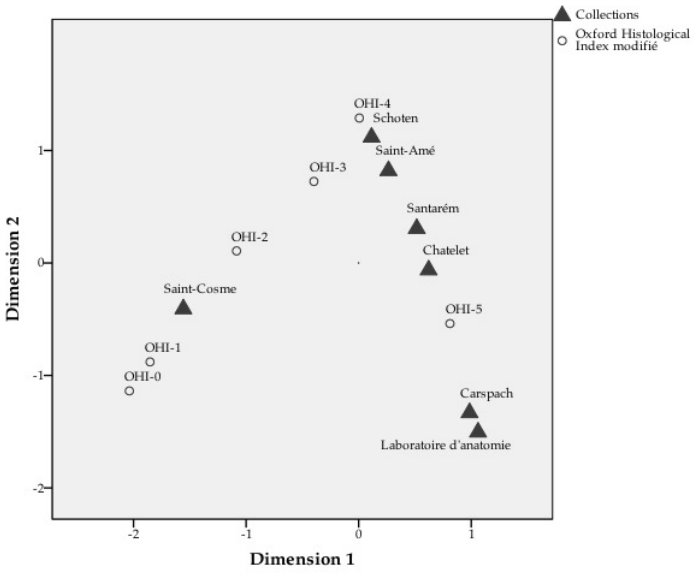


Figure 83 : Analyse des correspondances multiples représentant l'intégralité des collections (référentiel et archéologiques) et les modalités du Oxford Histological Index.

Le site de *Saint-Amé*, comme le laissait pressentir la proportion des atteintes par les micro-organismes se situe au voisinage de la collection de *Schoten*. Cependant, les atteintes bactériennes relevées à *Saint-Cosme* confèrent à ce site une position bien distincte qui atteste de la sévérité des affections taphonomiques. Une corrélation non paramétrique entre la bioérosion et la durée d'inhumation avait révélé une association modeste, mais significative sur le référentiel d'âge connu [*Rhô=-0,190; p=0,007 ; n=198*]. Les observations effectuées sur les collections anciennes soutiennent ce lien et le même test de *Spearman* exécuté cette fois en intégrant les deux cents individus archéologiques renforce le coefficient de corrélation [*Rhô=-0,513; p=0,000 ; n=398*].

Les préparations histologiques du matériel archéologique montrent des altérations taphonomiques très similaires à celles observées dans le référentiel mais montrent surtout une grande variabilité de l'état de préservation du tissu (Figure 84).

La principale différence réside dans l'étendue de la bioérosion, bien plus vaste dans le matériel ancien. Néanmoins, un autre type de d'altération biologique est observé fréquemment et prend la forme de foyers concentrés. Ces foyers de destruction varient en taille, mais ont généralement entre 10 et 30 μm de diamètre. Les bords de ces foyers sont bien délimités et semblent minéralisés. Ils sont fréquemment observés dans la dentine adjacente et en périphérie du canal pulpaire. Ces foyers destructifs et minéralisés sont rarement observés isolément et se chevauchent jusqu'à rendre la préparation opaque (Figure 16).

General Histological Index modifié

Nous avons vu que le *GHIm* était complémentaire de *l'OHIm* et qu'au sein des collections constituant le référentiel d'âge connu, le cément apparaissait plus affecté par les phénomènes de fracturations ou d'infiltrations qu'il ne l'était par la bioérosion. Cette tendance ne s'observe plus sur les échantillons archéologiques où la dégradation générale semble être causée en majeure partie par la bioérosion elle-même (Figure 85). Une fois encore, *Saint-Cosme* se distingue des autres collections avec 6% [*n=6/100*] de dents auxquelles nous avons attribué un *GHIm*-0. Rappelons qu'aucune collection de référence, ni même la seconde collection archéologique *Saint-Amé* n'inclue de dents avec un indice histologique général aussi bas. Cette collection se discrimine également par une fréquence

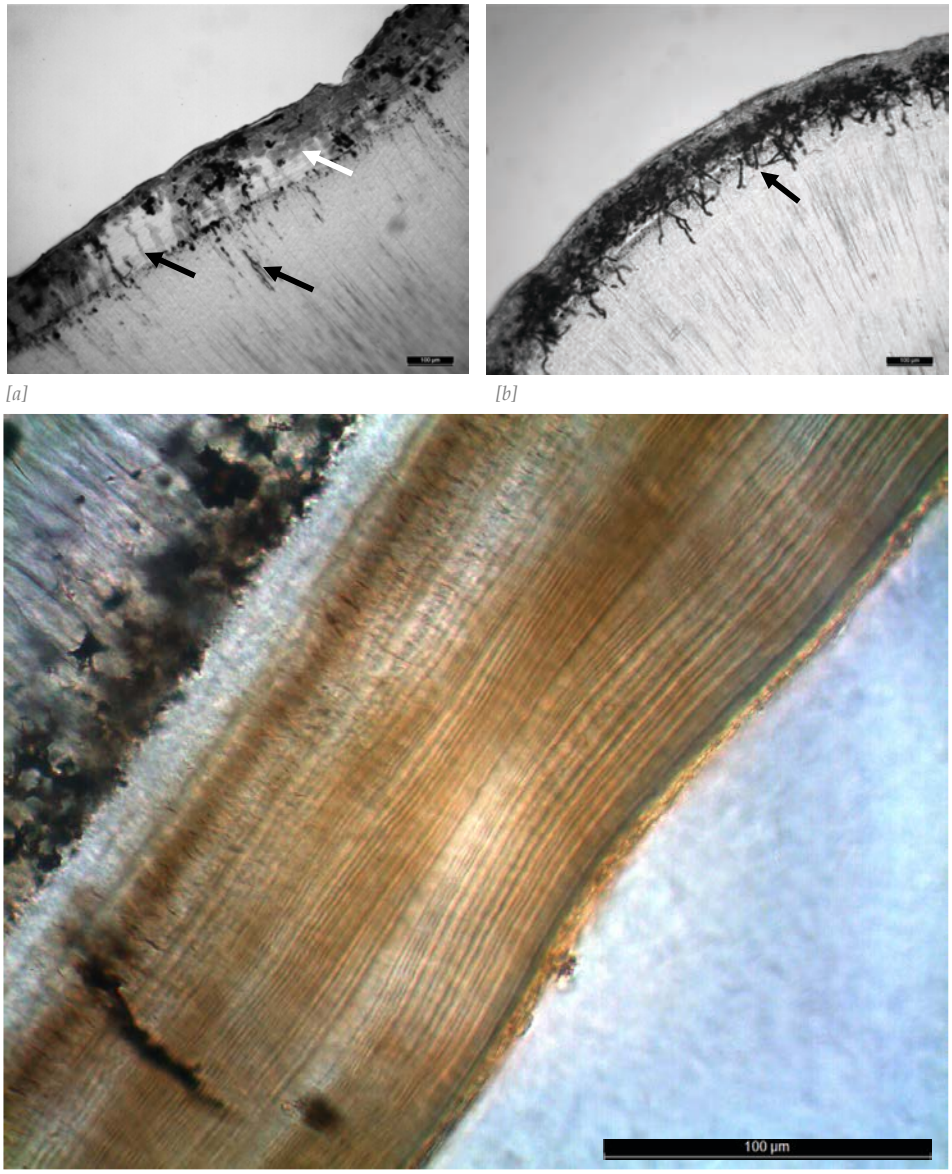


Figure 84 : Variabilité de la préservation des tissus cémentaires des collections archéologiques.

[a] Zones focales de destruction (flèche blanche) et tunnels (flèches noires) liés à la prolifération bactérienne, Saint-Cosme 929 ; [b] Réseaux denses de tunnels pénétrant la dentine, Saint-Cosme 846 ; [c] Bande cémentaire parfaitement préservée, Saint-Amé 510. L'échelle représente 100 µm.

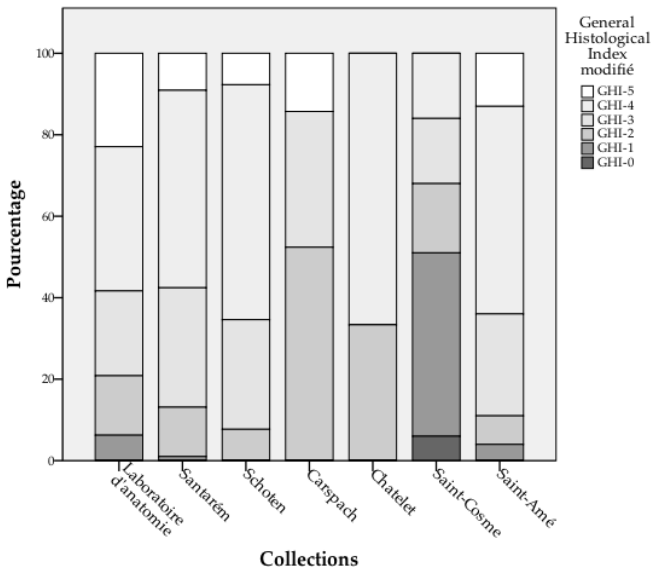


Figure 85 : General Histological Index modifié du référentiel et des collections archéologiques.

élevée de *GHIm*-1 [*45% ; n=45/100*]. Comme précédemment, nous avons représenté l'association des modalités du *GHIm* et des séries analysées par l'intermédiaire d'une ACM (Figure 86). Sur cette représentation, la série de *Saint-Cosme* est projetée à une extrémité du graphique en raison de la sévérité et de la fréquence de ses atteintes taphonomiques. *Carspach* reste également individualisé, non pas par la gravité des dommages du tissu cémentaire, mais par leur spécificité. *Saint-Amé* se situe à proximité des collections de *Schoten* et de *Santarém* composées toutes deux d'individus exhumés et présente de ce fait des caractéristiques communes avec ces collections plus récentes, illustrant la bonne conservation générale du matériel issu de ce site. La relation entre la proportion

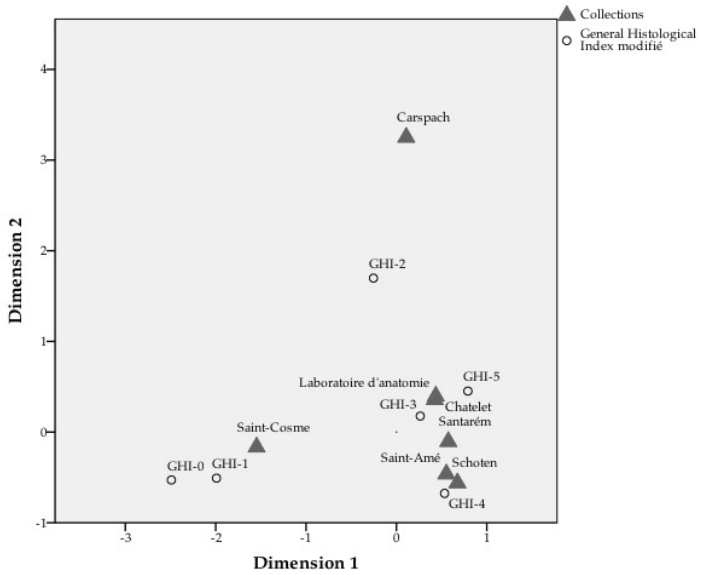


Figure 86 : Analyse des correspondances multiples représentant l'intégralité des collections (référentiel et archéologiques) et les modalités du General Histological Index.

de microstructures cémentaires altérées et la durée d'inhumation a été testée à l'aide d'une corrélation de *Spearman* en considérant l'intégralité des dents analysées. La corrélation non paramétrique indique une association modeste, mais significative entre le *GHIm* et durée d'inhumation [*Rhô=-0,237 ; p=0,000 ; n=398*].

3.8.2 APPROCHE INDIVIDUELLE - PRIEURÉ SAINT COSME DE LA RICHE

Lors de l'analyse cémentochronologique du site de *Saint-Cosme*, moins de la moitié des canines [46% ; *n=46/100*] a permis d'effectuer l'observation et le décompte d'*annuli* sur les cinq lames préparées ; 19% [*n=19/100*] ont permis de réaliser quatre dénombrements ; 3% [*n=3/100*] ont permis de compter les *annuli* de trois préparations ; 16% [*n=16/100*] ont permis de réaliser seulement deux comptes et 16% [*n=16*] n'ont permis qu'un seul décompte sur une lame histologique. En conséquence, les 500 préparations histologiques des dents de *Saint-Cosme* ont permis d'effectuer 363 dénombrements au lieu des 500 envisagés. La raison de l'impossibilité d'effectuer ces comptes est exclusivement due aux affections taphonomiques qui, comme nous l'avons vu, peuvent empêcher l'accès au tissu sur lequel porte notre étude. Les analyses des dents de *Saint-Cosme* nous ont permis d'obtenir une série de 84 écarts-types pour apprécier l'imprécision absolue et relative des décomptes. En effet, comme nous venons de le voir, 16 dents n'ont permis qu'un seul dénombrement et la dispersion des comptes n'a donc pu être estimée.

La distribution des imprécisions absolue σ et relative *CV* ne suit pas une distribution normale [*p=0,000*] (Figure 87). La distribution des écarts-types σ des comptes d'*annuli* présente un coefficient d'aplatissement positif (*Kurtosis= 1,337*). Les comptes semblent donc moins dispersés que ne l'étaient ceux du référentiel d'âge connu (*Kurtosis=-0,153*). Le coefficient d'asymétrie

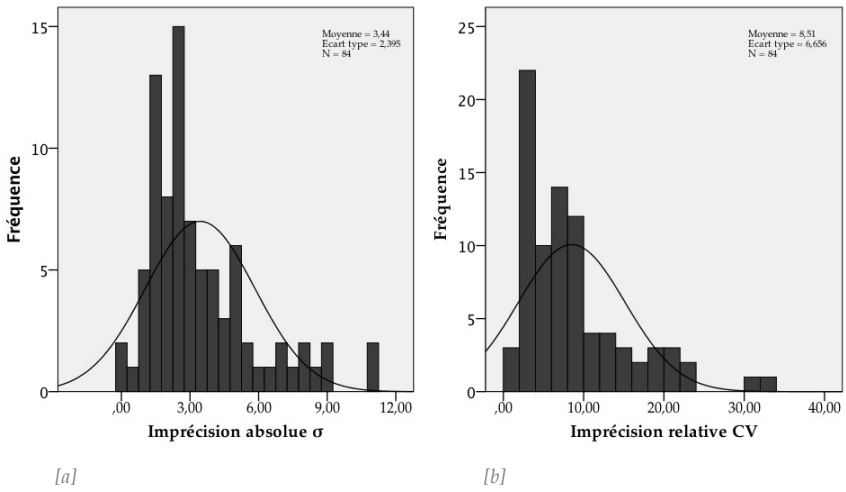


Figure 87 : Distribution des indicateurs de précision des comptes d'annuli effectués sur la collections *Saint-Cosme*.

[a] : indicateur d'imprécision absolue (écarts-types) ; [b] : indicateur d'imprécision relative (coefficient de variation).

(S*kewness=1,298*) est supérieur à celui déterminé pour la collection d'âge connu (*Skewness=0,645*) et rend compte d'une tendance plus prononcée du pic de distribution à se positionner vers des σ faibles. L'écart-type moyen pour la collection de *Saint-Cosme* est de 3,4 *annuli* [*Vmin*= 2,9 ; *Vmax*= 4,0]. Cette meilleure précision apparente doit être relativisée par l'âge des individus composant ces groupes, car, comme nous l'avons démontré, l'âge chronologique influe sur la grandeur mesurée. Quant aux coefficients de variation *CV* qui traduisent l'imprécision relative, leur distribution est marquée par un coefficient d'aplatissement qui comme pour le référentiel d'âge connu, rend compte d'un pic de distribution (*Kurtosis= 2,361*). Le coefficient d'asymétrie (S*kewness=1,517*) est supérieur à celui déterminé pour la collection d'âge connu (*Skewness=0,786*) et témoigne également d'une tendance de ce pic à se positionner vers des valeurs basses des *CV*. Le coefficient de variation moyen pour la collection de *Saint-Cosme* est de 8,5% [*Vmin*= 0% ; *Vmax*= 32,1%] alors qu'il était de 10,1% sur l'intégralité du référentiel. Cette meilleure précision apparente doit également être relativisée puisque les comptages moins nombreux sur certaines dents peuvent réduire l'effet de dispersion traduit l'indice d'imprécision relative. C'est d'ailleurs le faible nombre de comptes qui est vraisemblablement responsable de *CV* nuls.

Considérant la conservation des tissus et l'impact de cette préservation sur la lecture des structures cémentaires, les individus ont été classés en deux catégories : *i*) ceux dont la qualité des tissus a permis le dénombrement de tous les anneaux cémentaires depuis le premier à jonction dentino-cémentaire jusqu'au dernier en périphérie externe *ii*) ceux où les *annuli* sont interprétables, mais ne peuvent être suivis sur toute l'épaisseur des dépôts cémentaires en raison d'altérations taphonomiques. Les sujets du premier groupe permettent bien évidemment une estimation individuelle de l'âge au décès par le modèle développé. Les individus du second, par l'observation d'un nombre minimum d'*annuli* permettent donc d'estimer un âge minimum de l'âge au décès. L'âge au décès de ces mêmes individus a été estimé par l'étude des modifications de la surface sacro-pelvienne iliaque (M. Gaultier, *com. pers.)* en utilisant les probabilités à partir d'une population de référence de distribution par âge homogène (Schmitt, 2005). L'âge au décès estimé par cémentochronologie est concordant

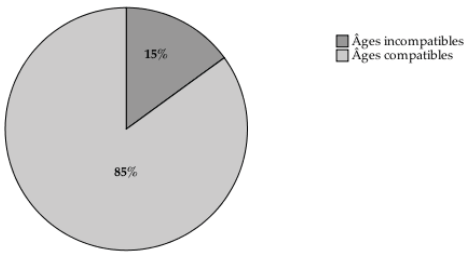


Figure 88 : Proportion d'accord entre les estimations de l'âge au décès par cémentochronologie et par l'analyse de la surface sacro-pelvienne iliaque pour les sujets de *Saint-Cosme* [*n=100*].

Récapitulatif des observations

	Individus	Coxal D	Coxal G	Âge estimé	99% Borne inférieure	99% Borne supérieure
1	Cosm-924	<60	30-59	62,1	61,0	63,2
2	**Cosm-887**	20-39	20-39	90,8	88,9	92,8
3	Cosm-891	20-49	20-49	53,7	52,8	54,6
4	**Cosm-1280**	20-39	20-39	51,3	50,4	52,2
5	**Cosm-1281**	20-39	20-39	91,7	89,7	93,6
6	**Cosm-894**	<60	>50	20,7	19,5	22,0
7	**Cosm-852**	30-59		>70,1	68,8	71,3
8	**Cosm-820**	>50	>50	26,8	25,7	27,9
9	**Cosm-1320**	30-59	30-59	86,3	84,6	88,1
10	Cosm-1310	20-49	30-59	60,2	59,2	61,2
11	**Cosm-979**	20-49	20-49	93,3	91,3	95,4
12	Cosm-908	30-59	30-59	63,5	62,4	64,6
13	**Cosm-922**	30-59	30-59	71,7	70,4	73,0
14	**Cosm-1049**	>40	>40	73,7	72,3	75,0
15	Cosm-1154	20-39	20-39	44,7	43,8	45,5

Tableau 43 : Ages estimés par cémentochronologie discordants des estimations obtenues par l'analyse de la surface sacro-pelvienne iliaque.

En gras dans le tableau figurent les estimations qui demeurent discordantes après la prise en compte de l'imprécision relative de 8,5% des dénombrements d'annuli.

dans 85% [*n=85/100*] des cas (Figure 88). Néanmoins, 26 estimations (soit 30,6% des cas de concordance) correspondent à l'estimation produite par la méthode osseuse, car elles ont fourni un âge minimum, donc juste une limite inférieure.

Les discordances donc ont concerné 15 sujets [*15% ; n=15/100*] et peuvent être mineures comme pour l'individu *Cosme-891* dont l'âge estimé par la surface auriculaire est compris entre 20 et 49 ans et pour lequel l'estimation cémento-chronologique est d'environ 54 ans (Tableau 43). Cependant, ces désaccords peuvent être majeurs comme pour le sujet *Cosme-1281* dont l'âge estimé par la méthode osseuse est compris entre 20 et 39 ans alors que l'estimation par la méthode dentaire a donné un âge au décès de plus de 90 ans. Dans le premier cas, l'imprécision des décomptes peut conduire au chevauchement les deux intervalles. Si l'on intègre l'imprécision des lectures à l'utilisation de la table de prédiction précédemment présentée, la marge calculée de ± 8,5% liée à l'imprécision relative des comptes élève le taux de concordance entre les méthodes osseuse et dentaire à 90% [*n=90/100*].

3.8.3 APPROCHE POPULATIONNELLE - COLLÉGIALE SAINT-AMÉ DE DOUAI

L'objectif est ici de calculer, non pas les âges individuels comme nous l'avons fait précédemment, mais la distribution probable par classe d'âge au décès de cette population. Pour cette approche, nous avons considéré un groupe chronologiquement homogène de cent sujets exhumés de la collégiale *Saint-Amé* de Douai et datés de la période moderne (XVIe-XVIIIe siècles). La quasi-totalité des canines considérées pour l'étude [*99% ; n=99/100*] a permis de réaliser les comptes d'*annuli* sur les cinq préparations histologiques préparées pour chaque dent. Seule une de ces dents [*1% ; n=1/100*] n'a permis de réaliser que deux dénombrements. Par conséquent, les 500 lames histologiques des dents de *Saint-Amé* ont permis d'effectuer 497 décomptes au lieu des 500 envisagés. Ce taux de

succès pour effectuer les comptes est à lier à la bonne préservation des tissus et les imprécisions absolue et relative des décomptes ont donc pu être estimées à partir de 100 écarts-types.

Préalablement à l'analyse populationnelle, nous nous sommes penchés sur la précision des comptes afin de la comparer à celle obtenue sur le référentiel. La distribution des imprécisions absolue σ ne suit pas la loi normale [*p=0,004*] contrairement à celle de l'imprécision relative [*p=0,200*] (Figure 89). La distribution des écarts-types σ des dénombrements d'*annuli* présente un coefficient d'aplatissement positif (*Kurtosis= 0,263*) qui dénote une dispersion moindre que pour le référentiel d'âge connu (*Kurtosis=-0,153*). Le coefficient d'asymétrie (S*kewness=0,806*) est légèrement supérieur à celui déterminé pour le référentiel (*Skewness=0,645*) et rend compte d'une plus forte tendance du pic de distribution à se placer vers des valeurs de σ faibles. L'écart-type moyen pour la collection de *Saint-Amé* n'est que de 3,2 *annuli* [*Vmin*= 2,8 ; *Vmax*=3,6]. Pour ce qui concerne l'imprécision relative, la distribution des *CV* est marquée par un coefficient d'aplatissement qui comme pour le référentiel d'âge connu, rend compte d'un pic de la distribution (*Kurtosis=0,503*). Le coefficient d'asymétrie (S*kewness=0,243*) est inférieur à celui déterminé pour la collection d'âge connu (*Skewness=0,786*) et indique une tendance de ce pic à se positionner vers des valeurs un peu plus élevées. Le *CV* moyen de la collection de *Saint-Amé* est de 9,2% [*Vmin*= 8,3% ; *Vmax= 10,0%*]. Il est donc légèrement plus faible que celui du référentiel (10,1%).

Les données recueillies lors de l'étude du référentiel d'âge connu, en plus de permettre l'élaboration d'un modèle mathématique de prédiction de l'âge individuel, permettent de calculer les distributions probables par classe d'âge au décès de la population. Ainsi, à partir des sujets de notre référentiel [*n=200*], nous avons pour chaque individu calculé la moyenne du nombre d'*annuli* iden-

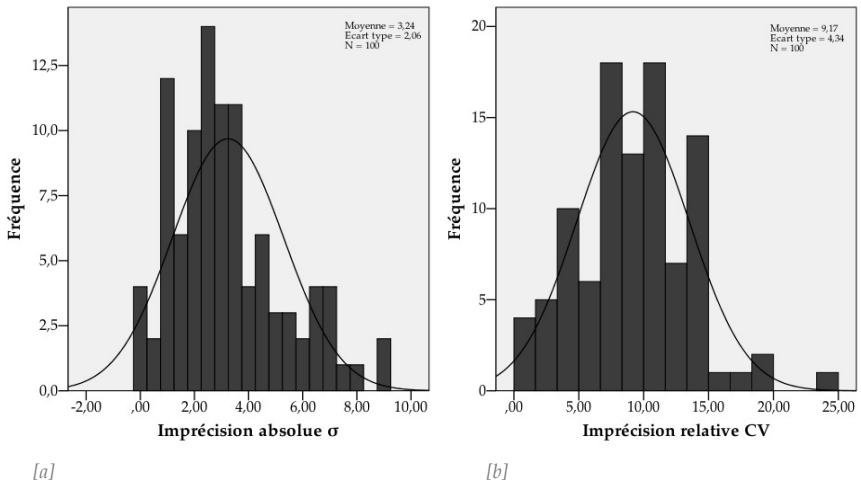


Figure 89 : Distribution des indicateurs de précision des comptes d'annuli effectués sur la collections *Saint-Amé*.

[a] : indicateur d'imprécision absolue (écarts-types) ; [b] : indicateur d'imprécision relative (coefficient de variation).

tifiés dans le *CAFE*, puis effectué une répartition par intervalles de dix puis de cinq *annuli*. À partir de ces répartitions par intervalles, nous avons réalisé des matrices de probabilités et obtenu deux structures de la collection de référence par classes d'âge décennales. Nous avons ré-exécuté ces calculs matriciels pour les classes quinquennales. Les quatre matrices de fréquences obtenues sont présentées en annexes.

Par la méthode ALK (Age Length Key) (Konigsberg et Frankenberg, 1992) ou la méthode dite des vecteurs de probabilité (Masset, 1982), nous avons ensuite estimé une matrice de la population de *Saint-Amé* afin que chacune des cases soit la plus proche de celle de la matrice de la collection de référence. Nous avons ainsi obtenu les fréquences par classes d'âge pour des intervalles de dix et de cinq *annuli* pour les classes décennales et quinquennales. Ces fréquences par classes d'âge ont permis la construction d'histogrammes représentant la répartition des décès par classes d'âge (Figure 90). Première constatation, les histogrammes de répartition des décès considérant les intervalles de dix *annuli* (en gris) ou de cinq *annuli* (en noir) ne diffèrent que très modérément. Ainsi, l'analyse populationnelle semble se satisfaire d'un regroupement par intervalles de dix *annuli* et ne requiert pas un décompte plus précis que nécessiterait un regroupement par intervalles de cinq *annuli*.

L'échantillon pris dans son ensemble donne l'image d'une population dont les classes relativement jeunes sont touchées (courbes descendantes depuis les classes [30;40[et [40;50[). La meilleure résolution offerte par la répartition par classes quinquennales laisse entrevoir qu'un pic de mortalité se dessine pour la classe [65;70[. Au vu des faibles effectifs par classes d'âge, ces observations sont à nuancer et à considérer comme des tendances.

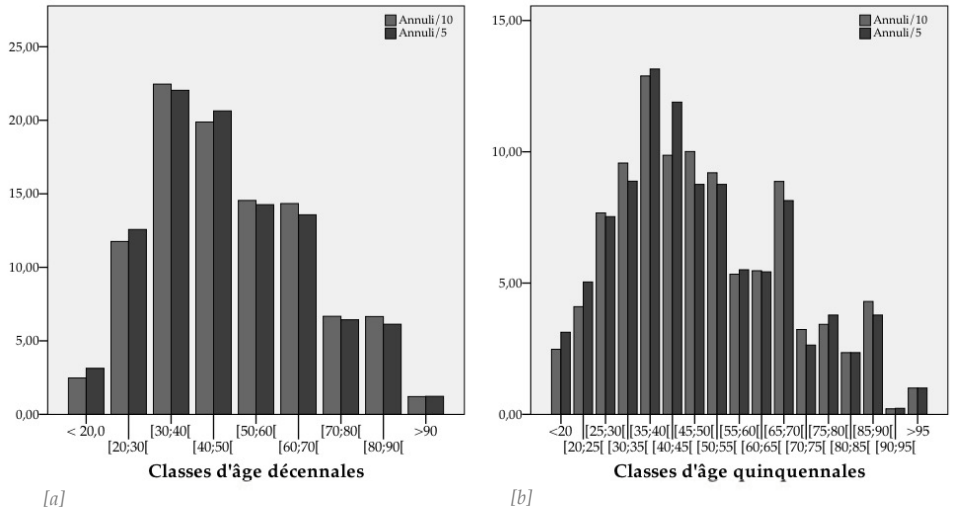


Figure 90 : Répartitions probables des décès par classes d'âge décennales et quinquennales à la collégiale *Saint-Amé* à partir des vecteurs de probabilités.

[a] : distribution par classes d'âge décennales et par intervalles de 10 annuli (en gris) et de 5 annuli (en noir) ; [b] : distribution par classes d'âge quinquennales et par intervalles de 10 annuli (en gris) et de 5 annuli (en noir).

4. Discussion

Dans ce travail doctoral, les notions de précision et d'exactitude, souvent confondues à tort, ont était traitées séparément puis confrontées. La cémentochronologie a permis l'estimation d'âges précis et exacts pour un large échantillon standardisé. La taille de l'échantillon nous a permis de conduire une étude statistique détaillée de l'impact de paramètres intrinsèques, tels que l'âge civil ou le sexe, et de paramètres extrinsèques, tels que le délai *post mortem* ou la préservation des tissus, sur la précision ainsi que sur l'exactitude des estimations.

La précision globale rapportée par les indicateurs d'imprécision établis au seuil de confiance de 95% est de ±4,9 ans pour l'imprécision absolue et de ±10,1% pour l'imprécision relative. Quant à l'exactitude générale traduite par les indicateurs d'incertitude établis au même niveau de confiance, elle est de ±5,7 ans pour l'incertitude absolue et de ±6,8% pour l'incertitude relative. La comparaison de ces mesures de précision et d'exactitude avec des études antérieures est délicate, car la différenciation entre ces deux notions est souvent négligée. Dans l'étude publiée par Wittwer-Backofen et ses collaborateurs (2004) qui demeure à ce jour l'une des études les plus avancées en cémentochronologie, le terme anglais *precision* (précision) n'est employé qu'une seule fois en tant que synonyme d'*accuracy* (exactitude). La précision au sens où nous l'entendons n'est donc pas chiffrée, ni même évoquée, mais l'incertitude (absolue) rapportée n'excède pas ±2,5 ans. Cette exactitude apparaît d'autant plus saisissante lorsque l'on sait que l'analyse a porté sur un assortiment d'incisives centrales et latérales, de canines et premières et secondes prémolaires extraites exclusivement pour des raisons pathologiques, orthodontiques ou prothétiques. Comme le soulignent honnêtement les auteurs, la première explication de cette incertitude réduite réside dans le choix de retirer de l'étude 70 dents [*16,2% ; n=70/433*] dont la qualité des images a été jugée inappropriée. Comme nous l'évoquions dans la partie relative à l'indice de lisibilité, ce jugement de valeur est souvent porté par l'analyste le plus expérimenté sur la base d'une expérience personnelle et non sur des critères préétablis. Ceci démontre à quel point la recevabilité d'une préparation impacte l'exactitude des estimations et combien les méthodes d'évaluation de la qualité doivent être standardisées pour être reproductibles. Une autre explication de cette exactitude prononcée est la présence dans l'échantillon de 63,1% [*n=229/363*] de dents issues d'extractions multiples, donc de mêmes patients. Il

apparaît ainsi évident qu'au-delà de l'ampleur de l'échantillonnage, la nature du matériel ainsi que la transparence de la mise en place du protocole de préparation, de sélection et d'observation des lames histologiques conditionnent l'erreur de mesure, mais aussi le crédit à lui accorder.

Ainsi, avant de discuter la précision et l'exactitude des estimations, il nous a semblé pertinent de commencer ce chapitre en démontrant l'intérêt de la standardisation du protocole de préparation en cémentochronologie.

4.1 VERS UN PROTOCOLE STANDARDISÉ

Quarante-sept ans après la communication d'une estimation de l'âge au décès par cémentochronologie chez l'Homme par Mina et Klevezal (1970), il n'existe toujours pas de procédure unanimement adoptée par les auteurs. Les paramètres cruciaux pour la mise en œuvre de l'estimation de l'âge au décès par cémentochronologie sont noyés dans une profusion d'opinions et de protocoles discordants.

Nous avons identifié cinq sources du matériel dentaire sur lequel se fondent les études cémentochronologiques : *i)* les cabinets dentaires ou services odontologiques (*e.g.* Oliveira-Santos et al., 2017 ; Arora et al., 2013 ; Dias et al., 2010) ; *ii)* les départements d'anatomie (*e.g.* Stott et al., 1982 ; Ralston, 2016) ; *iii)* les instituts médico-légaux (*e.g.* Colard et al., 2015 ; Sousa et al., 1999 ; Maat et al., 2006 ; Cool et al., 2002) ; *iv)* les collections anthropologiques (*e.g.* Couoh, 2017) ; *v)* les spécimens archéologiques (*e.g.* Bertrand et al., 2016 ; Roksandic et al., 2009 ; Robbins Schug et al., 2012 ; Wedel et Wescott, 2015 ; Huffman et Antoine, 2010 ; Jankauskas et al., 2001 ; Maat et al., 2006). Les contributions de ces sources à la recherche ne sauraient être égales, ni par les effectifs fournis, ni par la nature des informations délivrées. Les provenances les plus fréquentes dans la littérature concernent sans conteste les cabinets dentaires et les facultés de chirurgie dentaire où il est aisé de recueillir en quantité des dents extraites de sujets d'âge connu. Mais bien que certaines lésions puissent être détectées lors de l'examen morphologique préalable à l'étude histologique, les raisons de l'avulsion dentaire thérapeutique (atteinte carieuse, parodontopathie ; processus tumoral ; risque infectieux ; disharmonie et malpositions, etc.) sont le plus souvent inconnues de l'anthropologue. En conséquence, les référentiels qui représentent les principales contributions à l'étude de l'exactitude de l'âge au décès par cémentochronologie sont exclusivement constitués de cas pathologiques. Pour améliorer ces protocoles de prélèvement sur patients, nous proposons en annexe un formulaire standard accompagné d'un recueil de consentement. Cette source conduit néanmoins l'anthropologue à une stratégie d'échantillonnage opportuniste qui le mène à travailler sur différents types dentaires. En effet, les études des dépôts cémentaires peuvent concerner des dents monoradiculées sans qu'aucune standardisation ne soit opérée (*e.g.* Maat et al., 2006 ; Condon et al., 1986 ; Charles et al., 1986 ; Kvaal et Solheim, 1995 ; Lipsinic et al., 1986 ; Miller et

al., 1988 ; Stein et Corcoran, 1994 ; Wittwer-Backofen et al., 2004) ou sans différenciation entre les dents mono et pluriradiculées (*e.g.* Kagerer et Grupe, 2001 ; Naylor et al., 1985 ; Stott et al., 1982 ; Gocha et Schutkowski, 2013). Étant donné que l'estimation de l'âge au décès repose sur l'âge d'éruption ou d'édification radiculaire, on conçoit parfaitement que l'intégration de types dentaires différents à une étude ne peut que biaiser les résultats. Si à cela on ajoute le fait que, sur des dents extraites pour des motifs thérapeutiques, le dépôt de cément est potentiellement perturbé, on comprend que le débat de l'influence de la pathologie sur la fiabilité s'installe dans la littérature (Alghonamy, Gaballah et Labah, 2015 ; Arora et al., 2013 ; Broucker et al., 2016 ; Dias, Beaini et Melani, 2010 ; Kagerer et Grupe, 2001) et l'on ne peut alors que douter davantage de l'exactitude avancée.

Les autres sources de matériel dentaire peuvent éventuellement permettre de s'affranchir des biais d'échantillonnage et d'orienter les prélèvements vers un type dentaire choisi. Cependant, l'absence de consensus et la difficulté de rassembler des effectifs statistiquement conséquents (laboratoires d'anatomie ou instituts médico-légaux) ou des informations individuelles (collections archéologiques) ralentissent le progrès de la recherche. Dans l'idéal, un référentiel comprendrait des milliers de dents saines issues de centaines de sujets pour travailler sur la variabilité intra et l'inter-individuelle, avec des proportions égales d'hommes et de femmes de tous âges. Toujours dans l'idéal, les squelettes de ces individus seraient conservés pour permettre une approche multicritère de l'estimation de l'âge. Les sujets de cette collection de référence seraient caractérisés par divers intervalles *post mortem*, et documentés par des archives civiles et médicales. Les seules sources pouvant tendre vers cet idéal sont les collections anthropologiques de référence. Toutefois, la mise en œuvre d'une méthode destructive sur de telles collections ne peut être autorisée par les conservateurs que si une standardisation permet de quantifier la véritable fiabilité de la méthode.

Jusqu'alors, c'est l'absence de standardisation qui semble avoir été la norme. La différence de préparation parmi les plus fondamentales réside dans l'emploi, ou non, de procédés de décalcification des dents. Cette différence méthodologique apparaît dès les premières études opposant les travaux basés sur des préparations non décalcifiées (Stott, Sis et Levy, 1982) et ceux faisant appel à des procédures de déminéralisation (Charles et al., 1986 ; Condon et al., 1986 ; Lipsinic et al., 1986). Malgré l'absence de consensus qui persiste sur le type de préparation à adopter, la plupart des auteurs suit aujourd'hui (pour l'humain) la méthodologie initiée par Stott et al. (1982) mentionnés (injustement) comme les premiers auteurs à avoir estimé un âge par cémentochronologie chez l'Homme. Mais il est intéressant de noter que cette publication évoque les raisons de ce choix : « …since decalcification is time-consuming, the teeth were sectioned intact ». Il apparaît alors évident que cette décision est liée à des contraintes autres que

scientifiques. Il est tout aussi intéressant de préciser qu'une précédente application à l'Homme (Mina et Klevezal, 1970) faisait appel à des procédés dérivés de la biologie animale et basés sur la décalcification (Klevezal, 1996). Cela traduit la tendance générale qui guide les auteurs vers des techniques qui leur sont familières ou disponibles. Ainsi, les études publiées à ce jour sont basées sur des préparations déminéralisées ou non, colorées ou non, incluses dans une résine ou non, sur une ou plusieurs sections longitudinales ou transversales, d'épaisseur variée, selon des angles de coupe divers et à différents niveaux de la racine. Derrière cette confusion se dissimule une logique liée aux objectifs distincts de champs disciplinaires bien différents. Les articles dédiés à la biologie du cément, dont le but est de comprendre sa structure, sa fonction et son développement, font majoritairement appel à des techniques de coloration histologiques qui requièrent des procédés de déminéralisation (Bosshardt et Selvig, 1997 ; Yamamoto et al., 1997, 2016 ; Yamamoto et Domon, 1998). Même si le taux de croissance peut être abordé, les techniques n'ont pas pour objectif d'estimer l'âge ni d'être transposées à un autre support que les dents humaines ou animales fraîchement extraites. Même constat pour les biologistes travaillant sur la gestion des populations animales, dont le support est aussi exclusivement la dent fraîche et dont les procédés de préparation, cette fois dans le but d'estimer l'âge, sont très similaires (Boertje, Ellis et Kellie, 2015 ; Klevezal, 1996 ; Matson et al., 1993 ; Matson, 1981). Lorsque l'étude de l'exploitation des ressources animales porte sur les périodes archéologiques ou préhistoriques, les protocoles de déminéralisation et de coloration sont abandonnés en raison de l'altération de la matière organique (Gourichon et Parmigiani, 2015 ; Lieberman et Meadow, 1992 ; Rendu et al., 2010). Les anthropologues dont les problématiques couvrent le contexte médico-légal et archéologique et dont les études de validations portent le plus souvent sur des dents fraîchement extraites se dispersent et adoptent des techniques issues des différents champs disciplinaires.

Dans le but d'instaurer des procédures pour garantir la reproductibilité des résultats, nous avons standardisé un protocole de préparation dédié à l'estimation de l'âge au décès et applicable sur dents fraîches et sèches. Notre intention était de réduire la part d'intuition présente dans l'application des protocoles de la recherche en cémentochronologie et de le faire certifier par l'organisation internationale de normalisation. Bien que le monde de la recherche s'accommode difficilement des contraintes normatives, nous invitons les chercheurs abordant l'estimation de l'âge au décès par cémentochronologie à s'engager à nos côtés dans cette démarche d'amélioration continue (Colard et al., 2015). Ce protocole standardisé ne peut bien évidemment garantir la justesse des estimations, néanmoins il permet de s'affranchir d'erreurs inhérentes à la préparation et, si un biais existe, de le rendre constant pour le minimiser. Notre protocole a été certifié ISO-9001 (Bertrand, 2013) puis appliqué scrupuleusement à toutes les dents indépendamment de la collection dont elles sont issues. Malgré des états de préservation variés, cette procédure a permis de réaliser les

cinq coupes prévues par dent [100% ; *n=2000/2000*] et a permis qu'aucune de ces dents [*0% ; n=0/400*] ne soit écartée de l'étude en raison de préparations inappropriées. Ce taux d'échec nul contraste avec ceux indiqués par d'autres auteurs pouvant atteindre 15-20% (Charles et al., 1986 ; Jankauskas, Barakauskas et Bojarun, 2001 ; Robbins Schug, Brandt et Lukacs, 2012), 40% (Dias, Beaini et Melani, 2010) voire même 80% pour du matériel archéologique (Roksandic et al., 2009). Cette proportion de rejet des dents n'est que trop rarement indiquée dans la littérature alors qu'elle est le premier indicateur de la reproductibilité. La réalisation de cinq lames par dent prévue par notre protocole permet d'accroître les chances de succès de produire des lames exploitables. Ainsi, même si sur les 2000 lames réalisées certaines n'ont pu être exploitées pour les décomptes [*8,75% ; n=175/2000*] pour des raisons liées à la préservation des tissus, cela n'a conduit à l'exclusion d'aucun sujet.

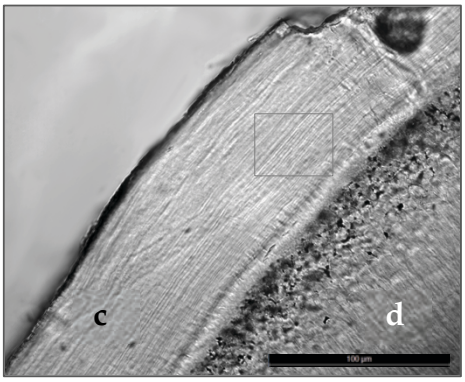
Les raisons de l'exclusion par les auteurs sont rarement détaillées dans la littérature. Elles peuvent concerner des affections taphonomiques, mais aussi l'apparence des dépôts qui n'est pas conforme à la morphologie attendue par l'analyste (dépôts ondulés, subdivisés ou de visibilité hétérogène).

4.2 LISIBILITÉ DES DÉPÔTS CÉMENTAIRES, ARTÉFACT OU VARIABILITÉ DE LA SÉNESCENCE ?

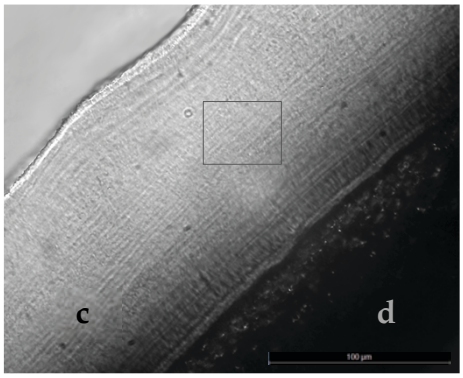
La majorité des publications basées sur le dénombrement des lignes cémentaires évoque des différences prononcées de la visibilité des dépôts et soulève des problèmes méthodologiques pour expliquer cette difficulté et légitimer l'exclusion de lames histologiques. Or, l'emploi d'une procédure standardisée nous amène à énoncer que derrière la perception d'artéfacts, c'est la variabilité du cément acellulaire qui transparaît. C'est donc cette variabilité qui s'avère gênante dans de trop nombreuses études et l'exclusion de dents ne représente qu'un biais supplémentaire qui n'est pas sans conséquence sur l'appréciation de la justesse de la méthode. On peut d'ailleurs s'interroger sur ce que seraient les intervalles chronologiques des méthodes osseuses traditionnelles si la variabilité de la manifestation des indicateurs de la sénescence n'était pas considérée et si les échantillons des études de référence étaient débarrassés de 15 à 20% des sujets pour lesquels les traits s'avèrent peu caractéristiques. Nous rejoignons donc les propos de Schmitt (2002) qui soutient qu'ignorer la variabilité au sein d'une population revient à ignorer les limites des méthodes de l'estimation de l'âge au décès.

En conséquence, nous recommandons l'évaluation chiffrée de la lisibilité dans les travaux dédiés à l'estimation de l'âge au décès par cémentochronologie, non pas dans le but d'établir des critères d'exclusion, mais pour évaluer les paramètres influents et les conséquences de cette variabilité biologique. Il a été établi chez l'animal que la lisibilité et la régularité des dépôts cémentaires sont associées à des facteurs physiologiques et/ou environnementaux (Hensel et

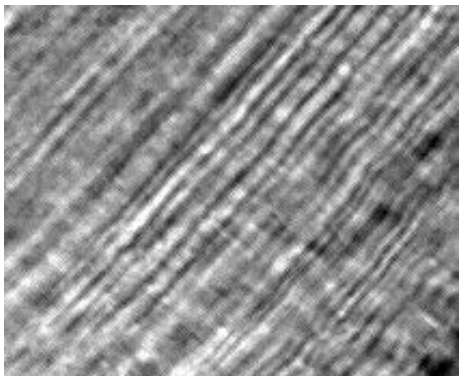
Sorensen, 1980). Une approche par cotation de la lisibilité du cément a déjà été envisagée (Pilloud, 2004 ; Renz et Radlanski, 2006 ; Wittwer-Backofen, Gampe et Vaupel, 2004), mais l'adoption de systèmes différents en trois ou quatre classes et sans *gold standard* pour fixer la qualité optimale permet difficilement d'établir des comparaisons entre les études ni n'a permis aux auteurs d'approfondir les analyses. Notre système en cinq catégories appliqué à plusieurs collections a permis l'attribution d'un code aux lames histologique pouvant être moyenné pour établir un indice de lisibilité pour chaque dent. Cet indice permet de démontrer que la lisibilité des dépôts cémentaires peut être variable pour une même dent, mais qu'elle est dans son ensemble appréciée de la même manière par l'opérateur sur les différentes collections. Dans les quelques études disponibles où la lisibilité est appréciée, aucune n'a étrangement montré de corrélation entre la qualité de la micrographie et l'incertitude des estimations (Pilloud, 2004 ; Renz et Radlanski, 2006 ; Wittwer-Backofen, Gampe et Vaupel, 2004). Notre étude où l'imprécision et l'incertitude sont dissociées représente ici une contribution nouvelle. Nous avons démontré que plus l'indice de lisibilité de la dent étudiée est important — autrement dit, plus la préparation est lisible — plus l'imprécision absolue et relative des comptes est réduite. Cette tendance est étayée par tous les indicateurs mis en œuvre. De la même façon, plus la micrographie est lisible, plus l'écart entre l'âge estimé et l'âge chronologique, *i.e.*



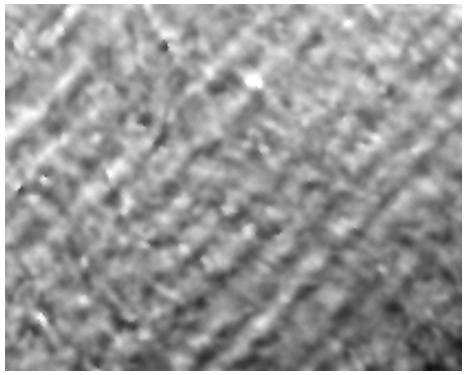
[a] Cément cellulaire en LPNA, sujet de 60 ans.



[b] Cément cellulaire en LPNA, sujet de 87 ans.



[c] Lisibilité des annuli, sujet de 60 ans.



[d] Lisibilité des annuli, sujet de 87 ans.

Figure 91 : Lisibilité différentielle de dépôts cémentaires de sujets d'âge différents.

[a] Coupes transversales de cément cellulaire en lumière transmise naturelle d'un sujet de 60 ans (indice de lisibilité=3,4) ; [b] d'un sujet âgé de 87 ans (indice de lisibilité=2,6) ; [c] zoom sur les alternances montrant des dépôts individualisés et linéaires pour le sujet le plus jeune ; [d] annuli moins distincts et plus uniformes pour le sujet âgé. (d : dentine ; c : cément cellulaire). L'échelle représente 100µm.

l'incertitude absolue et relative, est réduit. Ce résultat peut sembler évident, mais, bien que pressentie, cette relation n'avait jamais été démontrée. De plus, ce résultat montre assurément qu'une incertitude réduite sur des préparations de qualité juste acceptable ou sur échantillon débarrassé de lames embarrassantes doit éveiller l'attention du lecteur.

Lors de nos observations, nous avons eu le sentiment que les *annuli* pouvaient être compactés jusqu'à devenir difficilement discernables chez des individus âgés (Figure 91). Cette constatation a été effectuée chez certains grands mammifères où l'ondulation des *annuli*, prononcée sur des prémolaires d'ours polaires (*Ursus maritimus*) immatures (Hensel et Sorensen, 1980), diminue chez les sujets plus âgés pour laisser place à des lignes plus compressées. Un constat allant dans ce sens a été effectué sur le mouton (*Ovis aries*) et le bouquetin (*Capra ibex*) (Wall-Scheffler et Foley, 2009) où les bandes internes, donc plus anciennes, apparaissent moins larges et plus compressées que les *annuli* externes plus récents. Cette morphologie différente des *annuli* chez les ours bruns (*Ursus americanus*) a même été suspectée d'être la cause d'une forte variance (donc d'une faible précision) dans les estimations d'âge de spécimens âgés (Mclaughlin et al., 1990). Nous nous sommes interrogés sur le lien éventuel entre l'âge du sujet et la difficulté de discerner les alternances cémentaires et avons démontré grâce à l'indice de lisibilité établi que plus l'âge chronologique des sujets est avancé, plus la lisibilité devient faible. Ces résultats trouvent peut-être une explication dans les travaux de Jang et de ses collaborateurs (2015) qui ont démontré que la minéralisation du cément se poursuit au-delà de son dépôt initial et qu'elle était plus avancée chez les sujets plus âgés. Notons également que Solheim (1990) a très tôt attiré l'attention sur une diminution de l'épaisseur du cément de près d'un tiers après l'âge de 60 ans. Ainsi, ce phénomène pourrait affecter le contraste des préparations histologiques en microscopie photonique mais aussi expliquer les divergences d'opinions quant à la performance de la méthode. Le mécanisme de croissance appositionnelle étant attribué à la minéralisation de la matière organique par les cémentoblastes en réponse à une contrainte mécanique (Rios et al., 2008 ; Roberts et Jee, 1974 ; Smith et Roberts, 1980 ; Toms et al., 2002), la réduction des forces masticatoires et occlusales qui survient avec l'âge (Bakke et al., 1990 ; Braun et al., 1996 ; Owais, Shaweesh et Abu Alhaija, 2013 ; Palinkas et al., 2010 ; Usui et al., 2007) pourrait entrer dans l'explication de ce processus. Cela rend compte également de la difficulté de percevoir de tels changements liés à l'âge si différents types dentaires supportant différentes contraintes sont intégrés à une même étude. D'autres mécanismes liés au vieillissement des macromolécules composant le cément pourraient être impliqués dans la perte de lisibilité des alternances dans le cément chez les sujets âgés. Le renouvellement du collagène de la matrice cémentaire est, à notre connaissance, inconnu, mais bien que rapide dans le ligament parodontal (Hudson et al., 2017), un ralentissement du turnover avec l'âge a été évoqué (Hu et al., 1988). Une plus

longue exposition des protéines aux altérations pourrait alors impacter les propriétés du tissu.

4.3 CÉMENTOCHRONOLOGIE : TROP PRÉCIS POUR ÊTRE VRAI ? …OU TROP PRÉCIS POUR ÊTRE EXACT ?

Hormis quelques rares exceptions, les décomptes du nombre d'*annuli* ajoutés à l'âge de l'éruption ou d'achèvement de l'édification radiculaire sont fortement corrélés à l'âge chronologique. Au vu du nombre de champs disciplinaires couverts, dresser une liste exhaustive des coefficients de corrélation devient une tâche ardue même s'il a été tentant de s'y risquer (Naji et al., 2016). Cette diffusion dans la littérature scientifique reflète l'attrait de la cémentochronologie et les coefficients de corrélations publiés en sont le catalyseur. Les corrélations affichées s'étendent de 0,42 (Kasetty, Rammanohar et Raju Ragavendra, 2010) à 0,97 (Wittwer-Backofen, Gampe et Vaupel, 2004), mais seule une minorité d'études a abouti à des corrélations inférieures à 0,8. Mais ces coefficients, aussi élevés soient-ils, traduisent-ils l'efficacité, la précision et l'exactitude de la méthode ? Les calculs de ces coefficients de corrélation ne renseignent pas sur le degré de significativité de la relation entre l'âge estimé et l'âge chronologique qui dépend aussi du nombre d'observations. Ils ne sont d'ailleurs pas toujours validés par un test de significativité. Or les travaux publiés présentent de grandes disparités sur le nombre de dents et d'individus considérés. Les coefficients de corrélation démontrent néanmoins la force de la relation linéaire entre l'âge chronologique et l'âge estimé ou, plus exactement, la force de la relation en l'âge chronologique et le nombre d'*annuli* (l'âge estimé étant le résultat d'un autre calcul empreint de sa propre imprécision). C'est à notre sens plus l'annualité des dépôts cémentaires qui est mise en évidence que l'efficacité de la méthode elle-même. Cette nuance peut paraître subtile, mais la linéarité, aussi forte soit-elle, n'est pas parfaite et nous sommes en devoir de nous interroger sur les facteurs incriminés. Les biais de préparations et d'analyse sont bien sûr à considérer, sans oublier une incontestable variabilité biologique des tissus. Nous suspectons également que derrière ces coefficients de corrélation élevés se dissimule une imprécision. En effet, quelle que soit l'étude, l'âge estimé est le plus souvent basé sur une moyenne des différents décomptes d'*annuli* de l'observateur. La dispersion des comptes, variable d'une dent à l'autre, d'une analyse à l'autre et d'une étude à une autre, n'est pas considérée. En conséquence, même en l'absence d'exclusion de données aberrantes ou de lames ne répondant pas à des critères appropriés, le coefficient de corrélation est toujours maximisé. Pour illustrer nos propos, nous avons analysé la relation entre l'âge chronologique et le nombre d'*annuli* moyennés pour chaque dent [$n = 200$] au moyen d'une représentation graphique (Figure 92) et du coefficient de corrélation de *Pearson* [$r = 0{,}927$; $p = 0{,}000$; $n = 200$]. Ce même coefficient calculé sur la même collection avec les mêmes comptes, non plus à partir des comptes moyennés par dent mais à partir des comptes de chaque lame [$n = 975$], reste

puissant et significatif, mais diminue [*r= 0,890 ; p=0,000 ; n=975*]. Selon nous, les coefficients publiés n'intègrent pas l'imprécision des lectures des préparations histologiques qui pourtant s'avère un obstacle dominant dans la quasi-totalité des études.

4.3.1 PRÉCISION DE LA CÉMENTOCHRONOLOGIE

Les imprécisions peuvent refléter un biais régulier ou des erreurs aléatoires selon que les facteurs qui en sont à l'origine se manifestent régulièrement ou par intermittence. Nous sommes convaincus que, pour minimiser les effets liés à la préparation des échantillons, les analyses doivent reposer sur un protocole standardisé depuis la sélection de la dent jusqu'au traitement des comptes. Pour identifier ces imprécisions et les quantifier, nous avons mis en place des indicateurs de l'imprécision absolue et de l'imprécision relative. Certains sont sensibles à l'âge chronologique de l'individu et ont permis d'analyser la précision sur toutes les classes d'âge. D'autres sont peu ou pas sensibles à l'âge et ont permis de repérer d'autres paramètres influents.

Une précision doublement dépendante de l'âge

Au moyen de modèles de régressions multiples intégrant l'âge chronologique, le sexe, la collection d'origine, l'intervalle *post mortem*, la durée d'inhumation, les affections taphonomiques et la lisibilité des dépôts, nous avons démontré qu'en premier lieu l'âge, puis la lisibilité et les affections taphonomiques peuvent affecter la précision des estimations. Puisque nous avons établi que cette lisibilité des dépôts est corrélée à l'âge du sujet, l'imprécision est ainsi doublement liée à l'âge du sujet.

Nous avons établi que près d'un tiers de la variance de l'imprécision absolue en cémentochronologie peut s'expliquer en termes d'âge. L'analyse des écarts-types σ a confirmé une relation linéaire significative entre l'imprécision absolue et l'âge chronologique des sujets et nous avons démontré que plus l'âge chronologique du sujet est avancé, plus les écarts-types des comptes d'*annuli* augmen-

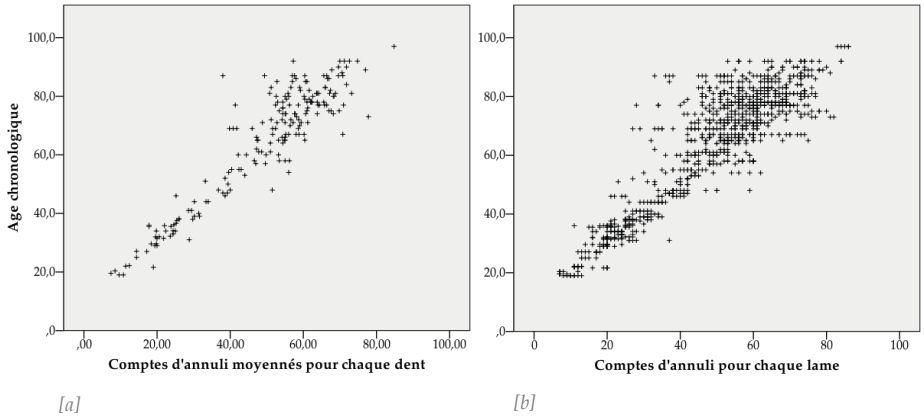


Figure 92 : Relation linéaire entre les comptes d'annuli et l'âge chronologique.

[a] : Comptes moyennés pour chaque dent [n=200] ; [b] : Comptes pour chaque lame [n=975].

tent. Comme nous l'évoquions, la comparaison des résultats avec des études antérieures s'avère délicate car la différenciation entre précision et exactitude n'est presque jamais opérée et les écarts-types ne sont utilisés dans la littérature que pour exprimer des déviations entre l'âge estimé et l'âge réel. L'étude menée par Meinl et ses collaborateurs (2008) formule clairement la différence entre ces deux notions et communique sur une imprécision absolue. Sur un échantillon de 67 dents extraites de 37 individus répartis en trois catégories d'âge, les auteurs ont montré que la précision était de 4,8 ans pour la classe d'âge [20;40[; 6,9 ans pour la classe [40;60[; et 12,6 ans pour la classe >60 ans. Ainsi cette tendance à l'augmentation de l'imprécision absolue avec l'âge est maintenant attestée et éprouvée statistiquement par nos résultats basés sur neuf classes d'âge décennales et 17 classes d'âge quinquennales. Néanmoins, la précision obtenue dans notre travail est supérieure puisqu'elle est en moyenne de 4,85 ans. Cette imprécision varie entre 1,27 an pour les plus jeunes individus à 6,14 ans pour les sujets les plus âgés et l'approche statistique adoptée nous permet d'être certains à 95% qu'une estimation de l'âge au décès par cémentochronologie présente une imprécision absolue comprise entre 4,45 et 5,25 ans. Bien qu'il ne s'agisse ici que de la quantification de la précision et non de l'exactitude, il est important de prendre conscience que la justesse d'une estimation de l'âge au décès repose déjà sur un intervalle non négligeable. Bien que l'imprécision augmente graduellement avec l'âge, une augmentation plus forte semble se dessiner après 50 ans (Figure 28 & Figure 29). Pour les catégories d'âge inférieur, la précision peut être considérée comme bonne puisque les intervalles de confiance à 95% ne dépassent jamais quatre ans (précision moyenne de 2,2 ans). Les classes d'âge supérieur à 50 ans sont, quant à elles, marquées par une imprécision supérieure à quatre ans. Cette imprécision différente n'est pas sans rappeler le lien que nous avons mis en évidence entre l'âge chronologique et la lisibilité des *annuli* et l'on peut se demander s'il s'agit là d'une conséquence du phénomène de reminéralisation du cément décrit par Jang et ses collaborateurs (2015) ou de compaction du cément évoquée chez l'Homme (Solheim, 1990) ou l'animal (Hensel et Sorensen, 1980 ; Wall-Scheffler et Foley, 2009). Cette structure d'une précision à deux niveaux se retrouve dans l'étude du coefficient de variation modifié $CV2$. L'intégralité de l'échantillon d'âge connu est caractérisée par un coefficient de variation $CV2$ moyen de 6,86% et nous pouvons être certains à 95% que la valeur du coefficient de variation $CV2$ se situe entre 6,35% et 7,36%. Pour des sujets d'âge inférieur à 50 ans, cette précision relative est en moyenne de 4,4% mais elle passe à 7,3% pour les sujets dont l'âge est supérieur à 50 ans. Cette subdivision de la précision est intéressante, car elle peut aboutir à une amélioration des estimations si une méthode multicritère d'estimation de l'âge est envisagée ou si une technique osseuse ou dentaire permet préalablement d'évaluer si le sujet étudié a moins de 50 ans (Figure 93).

Les indicateurs de l'imprécision relative ne permettent pas de discerner une augmentation de l'imprécision avec l'âge. Dans l'ensemble, nos résultats affi-

chent un coefficient de variation de 10,13% [*IC-95%(*9,40%-10,86%*)*] et un pourcentage d'erreur moyen *APE* moins élevé de 7,63% [*IC-95%(7,08%-8,18%)*]. Les mesures de la précision relative (*APE* et *CV*) fonctionnent de manière sensiblement équivalente. Ces indicateurs d'imprécisions indépendants de l'âge peuvent avoir un réel intérêt dans la mise en place d'un contrôle de la qualité des lectures et des estimations afin de détecter et de quantifier les erreurs de lecture. Il est communément admis en squelettochronologie que l'âge est plus difficile à estimer sur certaines espèces et les indicateurs d'imprécision s'imposent comme des critères d'appréciation pour juger de la facilité à estimer l'âge d'une espèce. En otolithométrie, un *APE* de 10% est couramment accepté pour certaines espèces de poissons dont l'âge est reconnu comme délicat à estimer (Secor et al., 2014). Cette valeur offre également un repère pour tendre vers une amélioration chiffrée de la précision au moyen du perfectionnement des procédures de préparation et d'observation mais aussi par le renforcement de l'expérience (Campana, 2001). Cette variabilité de la précision, également constatée en cémentochronologie animale grâce au coefficient de variation, n'épargne pas les grands mammifères pour lesquelles des différences entre des espèces proches ou entre les populations d'une même espèce ont été soulignées (Christensen-Dalsgaard et al., 2010).

Il n'existe pas de valeurs seuils de la précision pour accepter ou rejeter les résultats de décomptes d'*annuli* car la précision dépend du degré d'exigence de l'anthropologue requis dans le contexte de son étude. Néanmoins, les limites d'une précision peuvent être extraites des intervalles de confiance de notre étude et nous proposons d'échelonner la précision pour mieux la juger. Ainsi, une précision comprise dans l'intervalle de confiance peut être considérée comme acceptable. En dessous de la borne inférieure, cette précision peut être estimée comme haute et à l'inverse elle peut être jugée comme faible si elle dépasse la borne supérieure de cet intervalle de confiance à 95% (Figure 93).

Les collections constituant notre référentiel n'ont montré aucune différence de précision relative mais nous ne pouvons qu'encourager l'utilisation des estimateurs de la précision relative en plus de l'adoption d'un protocole standardisé pour déceler des différences qui aujourd'hui ne sauraient être appréciées.

4.3.2 EXACTITUDE DE LA CÉMENTOCHRONOLOGIE

C'est essentiellement la question de l'exactitude des estimations de l'âge au décès qui a stimulé de nombreuses études cémentochronologiques. Même si la justesse de l'estimation de l'âge au décès peut être évaluée de différentes façons, c'est la différence absolue entre l'âge dentaire et l'âge chronologique que la grande majorité des études décrit. Ces résultats exprimés en années peuvent être influencés par la qualité et par la répartition par classe d'âge de l'échantillon étudié et nous pensons qu'une valeur globale de l'incertitude pour un échantillon n'est donc pas optimale. Pourtant, même si certains travaux attes-

tent une relation entre l'exactitude et l'âge chronologique (Gupta et al., 2014 ; Kvaal et Solheim, 1995 ; Lipsinic et al., 1986 ; Meinl et al., 2008 ; Solheim, 1990 ; Stein et Corcoran, 1994), d'autres études ne parviennent pas à identifier ce lien (Wittwer-Backofen, Gampe et Vaupel, 2004).

L'exactitude de la cémentochronologie se retrouve souvent réduite à un chiffre pour attester sa performance. Toutefois, une incertitude de ±10 ans n'a pas la même signification selon que le sujet a 30 ans ou 80 ans. Nous pensons donc que l'analyse de ces valeurs de performance par catégorie d'âge peut fournir des

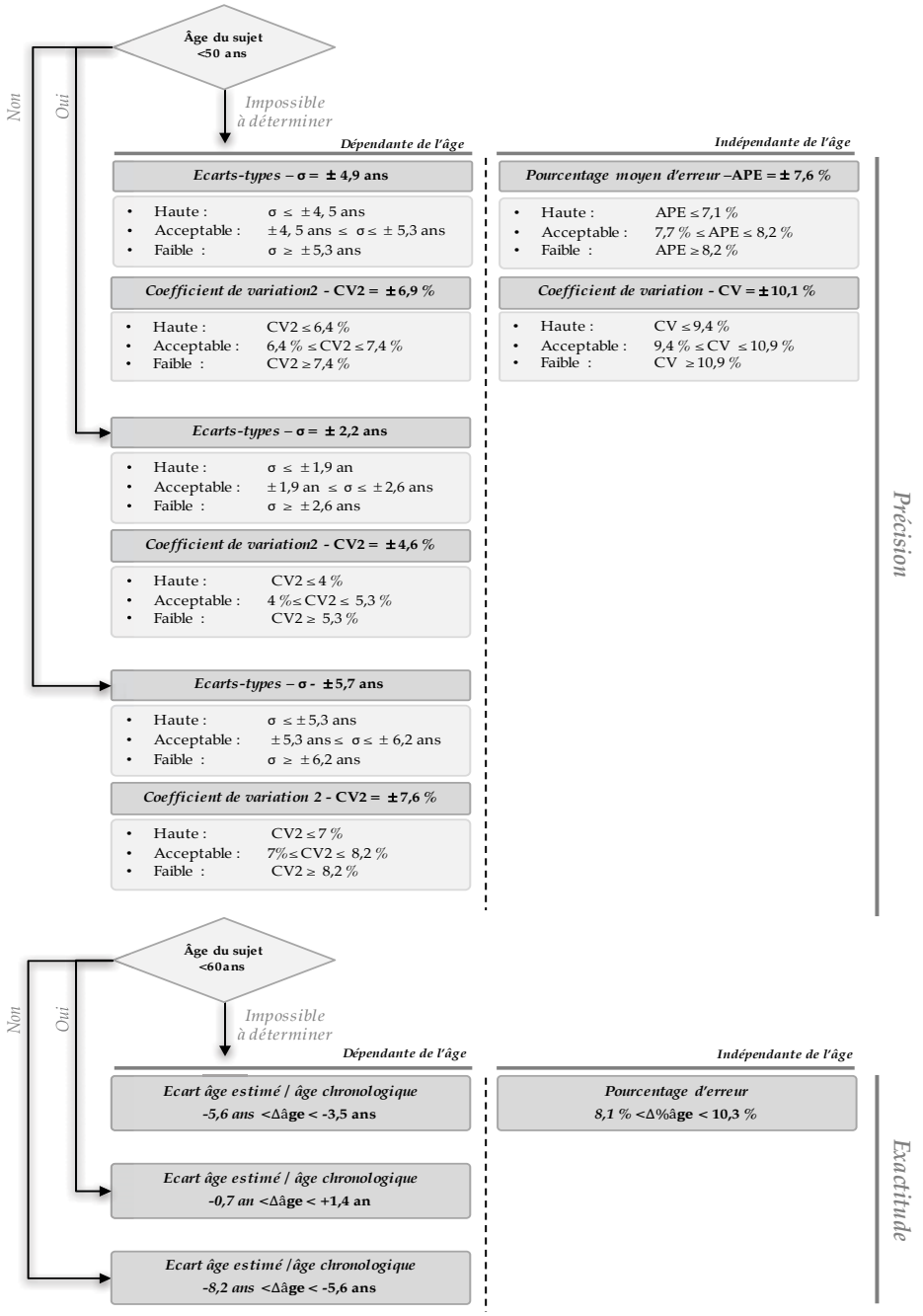


Figure 93 : Représentation schématique des valeurs moyennes et des valeurs seuils de précision et d'exactitude en cémentochronologie.

Les valeurs seuils sont extraites des intervalles de confiance à 95% de notre échantillon d'âge connu [n=200].

informations supplémentaires mais aussi que la justesse des estimations doit être appréciée de deux manières, l'une absolue, l'autre relative.

Sur l'intégralité du référentiel, l'incertitude absolue est en moyenne de -4,53 ans et la distribution des incertitudes rend compte d'une tendance générale à la sous-estimation. Ces valeurs d'incertitude se rassemblent autour de valeurs réduites, confirmant une bonne performance générale de la méthode. Ces résultats globaux sont compatibles avec certaines incertitudes publiées (Couoh, 2017 ; Stott, Sis et Levy, 1982) et trouvent une place entre les travaux très optimistes (Dias, Beaini et Melani, 2010 ; Wittwer-Backofen, Gampe et Vaupel, 2004) et les résultats plus prudents ou plus circonspects (Condon et al., 1986 ; Kasetty, Rammanohar et Raju Ragavendra, 2010 ; Lanteri, Schmitt et Foti, 2014 ; Meinl et al., 2008). Cependant, l'analyse des valeurs de l'incertitude absolue nous a permis de révéler une nette aggravation de l'écart entre l'âge estimé et l'âge réel après 60 ans qui conduit à des sous-estimations de l'âge au décès de plus en plus prononcées.

Le niveau d'incertitude pour les cinq classes décennales les plus jeunes peut être considéré comme excellent puisque l'incertitude moyenne est comprise entre +0,57 an et +1,13 an. Les intervalles de confiance à 95% rendent également compte de la constance de l'exactitude pour ces jeunes sujets. Des intervalles de confiance recalculés pour les sujets de moins de 60 ans indiquent que l'incertitude est comprise entre -0,68 et +1,38 an. Ainsi, pour les plus jeunes sujets, l'exactitude est, en effet, excellente et se rapproche des valeurs les plus optimistes publiées. Néanmoins, l'intervalle de confiance pour les sujets de plus de 60 ans est très différent puisqu'il s'étend de -8,19 à -5,58 ans. Nous sommes donc certains à 95% de sous-estimer l'âge des individus considérés. Cette incertitude à deux niveaux n'est pas sans rappeler nos constatations sur l'imprécision différentielle entre les sujets de moins et de plus de 50 ans. Cette incertitude dépendante de l'âge a été évoquée dans la littérature. Meinl et ses collaborateurs (2008), certes sur un faible effectif, ont chiffré une incertitude absolue de 2,9 ans pour la classe d'âge [20;40[; 6,4 ans pour la classe [40;60[; et 14,2 ans pour la classe >60 ans. Gupta et ses collaborateurs (2014) ont eux aussi mis en évidence une différence de justesse à partir d'une limite qu'ils ont établie à 55 ans. Ainsi cette tendance à la diminution de l'exactitude absolue avec l'âge est maintenant attestée par nos résultats significatifs. Cette diminution de l'exactitude ne semble pas progressive mais brutale après 60 ans.

En termes d'incertitude relative où l'écart entre l'âge estimé et l'âge chronologique est cette fois exprimé en proportion par rapport à l'âge du sujet, l'échantillon total affiche une incertitude de 9,19%. Cette incertitude relative se situe entre 8,82% pour les jeunes individus dont l'âge est inférieur à 20 ans et 13,46% pour les individus de la classe [80;90[. Une tendance au rétrécissement des intervalles de confiance à 95% jusqu'à 80 ans dénote une meilleure constance des valeurs de l'incertitude avec l'âge. Cela indique que bien qu'exacte,

l'estimation de l'âge chez les jeunes sujets présente tout de même une variation plus importante que chez les individus d'âge plus avancé où l'exactitude est plus stable. Cette constatation est à modérer au vu des faibles effectifs pour les jeunes sujets. Pour les classes d'âge les plus jeunes, l'incertitude relative est située autour des 7% mais semble augmenter pour les sujets d'âge supérieur à 65 ans. Cette constatation est bien moins nette qu'elle ne l'est pour les incertitudes absolues et cette quantification de la justesse, moins sensible à l'âge, nous semble plus appropriée pour décrire l'incertitude de la cémentochronologie. En effet, une incertitude de ±9% revêt une signification similaire que le sujet ait 30 ans ou 80 ans.

Les performances de la méthode seraient excellentes si elles n'étaient pas entachées de quelques valeurs aberrantes. En effet, d'après notre étude, même des sujets de moins de 60 ans peuvent conduire à des sous-estimations de dix ans ou à des surestimations de 14 ans. Quant aux individus de plus de 60 ans, les estimations peuvent être biaisées pour quelques cas exceptionnels jusqu'à -38 ans et +15 ans. De telles anomalies, à divers degrés, apparaissent dans la littérature (Lanteri, Schmitt et Foti, 2014 ; Wittwer-Backofen, Gampe et Vaupel, 2004). Elles ne sont cependant pas systématiquement considérées car, comme nous l'avons vu, certains échantillons sont amputés de spécimens pourtant initialement sélectionnés. Cette exclusion, qui avait fait naître la question de l'adoption de critères d'évaluation de la qualité, fait émerger une autre question relative au moment de cette exclusion. Nous ne pouvons soutenir qu'elle intervienne *a posteriori* des calculs d'inexactitude et c'est la raison pour laquelle l'intégralité des estimations, acceptables et aberrantes, est intégrée à notre quantification de l'incertitude. Selon nous, bien que rares, ces anomalies ne peuvent être ignorées surtout dans une problématique d'estimation de l'âge individuel. Wittwer-Backofen (2012) suggère que les comptes d'*annuli* aberrants peuvent être détectés et éliminés par leur caractère occasionnel. Nous pensons que cette recommandation est très théorique car le faible nombre de comptes par dent qu'effectue l'opérateur ne permet pas de discerner avec certitude les décomptes les plus probables des comptes aberrants. À notre avis, il est capital de considérer le lien entre incertitude et lisibilité. En effet, nous avons démontré que plus les indices de lisibilité des dents étudiées sont faibles, plus les écarts entre l'âge estimé et l'âge chronologique sont conséquents. L'appréciation de la lisibilité peut donc s'imposer comme l'outil permettant de prévoir ces fortes inexactitudes des estimations. Cette faible lisibilité conduit presque inexorablement à une sous-estimation du nombre d'*annuli*, donc de l'âge du sujet. Cela explique pourquoi certains auteurs trouvent une meilleure exactitude des estimations en considérant le nombre maximum d'*annuli* et non le nombre moyen (Lanteri, Schmitt et Foti, 2014). Considérer le nombre maximum de dépôts cémentaires se justifie à nos yeux dans les cas où la lisibilité est faible mais cette pratique ne saurait être étendue à toutes les préparations.

En cémentochronologie, l'accord entre la valeur estimée et la valeur connue de l'âge repose sur le comptage du nombre d'*annuli* auquel est ajouté l'âge d'éruption ou d'édification radiculaire de la dent sélectionnée. On conçoit alors facilement que l'imprécision des comptes d'*annuli* conditionne la justesse de la valeur estimée. Il est donc cohérent que les modèles de régressions multiples aient identifié l'imprécision comme facteur concourant à la variance de l'exactitude. Cette imprécision, plus forte sur les sujets âgés et sur les lames de faible lisibilité, peut conduire, par des intervalles de comptes plus importants, à se rapprocher de la valeur de l'âge réel. Ainsi, nous pensons que l'imprécision des comptes peut, dans certains cas, permettre de tendre vers l'exactitude des estimations.

4.3.3 PRÉCISION *VS* EXACTITUDE

Après avoir établi les niveaux de précision et d'exactitude des estimations de l'âge au décès par cémentochronologie, nous avons démontré que la concordance des comptes effectués, donc la précision, et l'écart entre l'âge estimé et l'âge chronologique, donc l'exactitude, sont liés de manière significative. Cette relation vérifiée par tous les indicateurs révèle que plus l'imprécision est importante, plus l'incertitude de l'estimation de l'âge est élevée. Bien évidemment, l'âge chronologique est le facteur commun de cette coévolution.

Nous sommes donc face à un paradoxe qui énonce que plus l'âge du sujet est avancé, plus l'imprécision des comptes est importante et plus les intervalles qu'entraîne cette imprécision permettent de couvrir la valeur vraie de l'âge, donc d'atteindre l'exactitude. Ce phénomène est représenté par la figure 94 où sont symbolisées les évolutions de la dispersion des comptes [*la précision*] et des écarts entre âge estimé et âge réels [*l'exactitude*], tous deux extraits des intervalles de confiance à 95% de notre étude. Nous réitérons que la variabilité des comptes traduit en partie la variabilité biologique des dépôts et qu'en faire abstraction revient à faussement augmenter la précision d'une estimation au détriment de sa justesse. Ce phénomène est à rapprocher de *l'effet de trajectoire* énoncé par Nawrocki (2010) qui rappelle que les anthropologues ont tendance à ignorer que les erreurs augmentent avec l'âge. La non-prise en compte des dis-

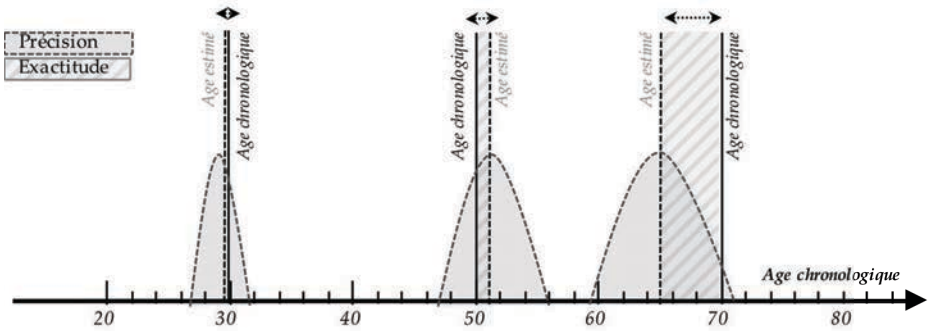


Figure 94 : Représentation schématique de la coévolution de l'imprécision et de l'incertitude avec l'âge chronologique.

persions, donc de cet *effet de trajectoire*, peut en partie expliquer certains échecs d'études antérieures où seule une faible proportion de sujets a conduit à des estimations jugées exactes (Lipsinic et al., 1986 ; Miller, Dove et Cottone, 1988). Le constat de ces études aurait-il été si négatif si la variabilité des tissus et des comptes avait été considérée ? Les conséquences sur l'adoption de la cémento-chronologie auraient-elles été si lourdes si l'imprécision avait été acceptée au détriment d'une exactitude tant recherchée ? Cette concordance entre précision des comptes et incertitude des estimations atteste que la dispersion des comptes est un facteur clé dans la justesse des estimations et que refuser d'admettre cette variabilité des comptes conduit certes à des estimations précises mais inexactes.

4.3.4 ÉGALITÉ HOMMES / FEMMES FACE À L'INCERTITUDE ET L'IMPRÉCISION ?

L'examen de la différence d'exactitude des estimations de l'âge entre les sexes est une question presque inaccessible en cémentochronologie. En effet, les estimations se fondent sur l'âge d'éruption des dents qui diffère selon les sexes (Liversidge, 2009) et cette variabilité accentue ou provoque celle recherchée. Cette complication majeure est trop souvent renforcée par l'emploi d'échantillons non standardisés où la variabilité des âges d'éruption selon les types dentaires vient recouvrir et masquer la variabilité sexuelle recherchée. Néanmoins, nous rejoignons les propos de Kasetty et de ses collaborateurs (2010) qui estiment que l'influence du sexe doit être évaluée. Dans la première partie de notre étude, l'estimation de l'âge au décès a reposé pour chaque individu sur l'âge de calcification des ¾ de la racine de la canine, chiffré à 10,5 ans pour les deux sexes combinés (AlQahtani, Hector et Liversidge, 2010). Ce choix d'un âge d'éruption moyenné permet de ne pas induire de différence artificielle lors de l'étude de l'exactitude. Mais notre approche permet également de porter

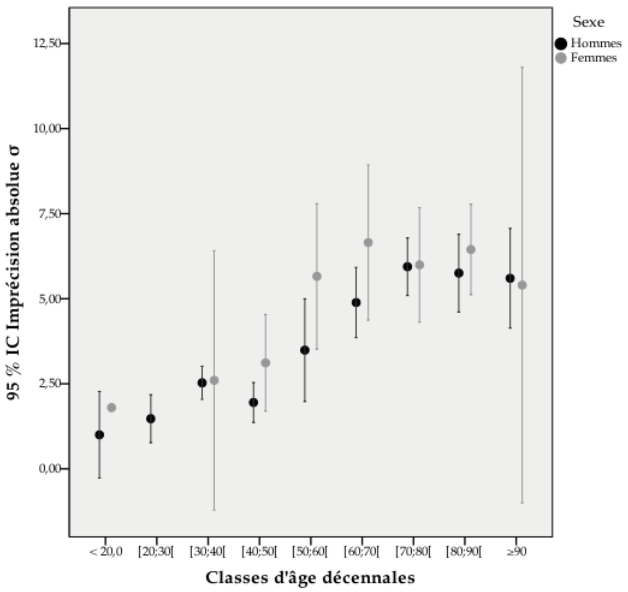


Figure 95 : Graphique en barres d'erreur des imprécisions absolues selon les classes d'âge décennales et le sexe.

notre attention sur la précision des estimations, indépendante de l'âge d'éruption de la dent considérée. Après avoir scindé notre échantillon en deux groupes selon le sexe, des tests effectués en premier lieu sur l'indicateur d'imprécision absolue σ et relative *CV2* ont initialement indiqué une différence de précision entre les deux sexes. Toutefois, les mêmes tests effectués sur le coefficient de variation *CV* et le pourcentage moyen d'erreur *APE* n'ont aucunement confirmé ce résultat. Ce comportement distinct des indicateurs dont la sensibilité à l'âge est différente rend compte de proportions hommes/femmes inégales par catégories d'âge. L'importance de cette distribution non équilibrée est confirmée par les résultats des modèles de régressions multiples. En effet, bien que la variable *sexe* ait été intégrée à nos modèles, ce facteur ne semble pas contribuer à l'imprécision des estimations de l'âge par cémentochronologie. Ce résultat soutient donc l'absence de différence entre les deux sexes évoquée dans plusieurs études (Aggarwal, Saxena et Bansal, 2008 ; Arora et al., 2013 ; Wittwer-Backofen, Gampe et Vaupel, 2004). Malgré cette conclusion statistique, la construction d'un graphique en barres d'erreur (Figure 95) faisant figurer les intervalles de confiance à 95% des imprécisions des hommes et des femmes laisse apparaître des divergences. Bien que non significative, il apparaît nettement que l'imprécision chez les femmes soit plus élevée après 40/50 ans et que cette différence perdure jusqu'à 70 ans. D'autres travaux ont montré des taux d'erreur plus élevés, mais non significatifs, sur des préparations de dent extraites de sujets féminins (Condon et al., 1986).

Concernant cette fois l'exactitude, la subdivision de notre échantillon en deux groupes n'a pas non plus permis la mise en évidence de différences entre les hommes et les femmes. Ce résultat est soutenu par les modèles de régressions multiples où le sexe n'est pas identifié comme une variable contribuant à l'incertitude des estimations en cémentochronologie. Néanmoins, nous aimerions nuancer ce constat en incorporant une subtilité. Les modèles de régressions ont été basés sur la valeur absolue des différences entre l'âge estimé et l'âge réel. De ce fait, seule l'ampleur de l'écart a été considérée. Les surestimations et les sous-estimations ne sont pas distinguées. Si la même analyse est exécutée en considérant cette fois les valeurs positives et négatives des écarts entre valeur estimée et valeur vraie, alors le sexe apparaît comme une des variables contribuant à expliquer modérément la variance de l'incertitude. Ainsi, il semblerait qu'une distinction doive être cherchée sur l'étendue des inexactitudes mais aussi sur la tendance à la sur- ou sous-estimation.

Chez l'animal, les facteurs de stress métaboliques tels que les changements saisonniers de nourriture et des événements tels que les périodes de rut, la gestation et la lactation sont considérés comme influençant les dépôts cémentaires (Asmus et Weckerly, 2011). Compte tenu des différences de comportement et de régimes alimentaires entre mâles et femelles de bons nombres d'espèces de mammifères, des différences de dépôts cémentaires sont soupçonnées d'induire un biais dans les estimations de l'âge selon le sexe de l'animal (Costello et al.,

2004 ; Mclaughlin et al., 1990 ; Weckley, 1993). Certaines études relatent que les femelles ont conduit à des estimations inexactes deux fois plus fréquemment que pour les mâles (Asmus et Weckerly, 2011). Cependant, d'autres travaux portant sur d'autres espèces présentent des résultats opposés où les mâles montrent des tissus dentaires enclins à une plus grande variabilité (Lam, 2008). Ces résultats témoignent de la complexité des mécanismes à l'origine de ce dimorphisme sexuel mais montrent que ce sujet ne doit pas être ignoré même dans une espèce comme la nôtre où les conséquences des stress métaboliques sont certainement subtiles. Il n'est pas déraisonnable chez l'humain de s'attendre à des dissimilitudes de la régularité des dépôts cémentaires entre les deux sexes. En effet, même si les mécanismes de la synthèse et de la minéralisation du tissu cémentaire reste à comprendre dans le détail, le dépôt de cément acellulaire est soumis à l'action d'hormones spécifiques (Smid et al., 2004). Les fluctuations d'hormones stéroïdiennes plus importantes chez la femme (ménarche, grossesses, accouchements, ménopause) mais également des perturbations de l'homéostasie calcique (grossesse) pourraient influencer la régularité de la synthèse du cément et sa minéralisation. Kagerer et Grupe (2001), sur la base de phénomènes connus chez l'animal, ont d'ailleurs suggéré que la qualité de certains dépôts pouvait être modifiée chez la femme par des événements tels que la grossesse et l'accouchement. Mais un autre mécanisme plus constant et concernant toujours la minéralisation de la matière organique par les cémentoblastes pourrait contribuer à des dissemblances. Nous avons vu que la minéralisation de la matière organique par les cémentoblastes s'effectue en réponse à une contrainte mécanique (Rios et al., 2008 ; Roberts et Jee, 1974 ; Smith et Roberts, 1980 ; Toms et al., 2002). Il est intéressant de relier ce mécanisme aux nombreuses études qui rapportent des différences de forces masticatoires entre les sexes et qui montrent que ces différences semblent plus évidentes après la puberté et au début de l'âge adulte (Bakke et al., 1990 ; Braun et al., 1996 ; Owais, Shaweesh et Abu Alhaija, 2013 ; Palinkas et al., 2010 ; Sathyanarayana, Premkumar et Manjula, 2012 ; Serra et Manns, 2013 ; Varga et al., 2011).

Des réflexions similaires sont menées sur la croissance de la dentine et sur l'impact d'un dimorphisme sexuel sur les méthodes d'estimation de l'âge car des différences entre les sexes ont été observées dans le taux de formation de la dentine secondaire chez les adultes (Drusini, Toso et Ranzato, 1997 ; Solheim, 1992 ; Woods, Robinson et Harris, 1990). Selon Woods et ses collaborateurs (1990), le taux de formation de la dentine secondaire augmente brusquement chez les femmes au cours de la quatrième décennie. D'autres travaux (Zilberman et Smith, 2001) soutiennent l'hypothèse d'un dimorphisme sexuel dans l'activité odontoblastique tout au long de la vie et indiquent que ces différences d'épaisseur de la dentine chez les adultes sont présentes dès l'enfance et s'accélèrent à la puberté.

Les recherches concernant l'influence d'un dimorphisme sexuel sur la fiabilité de la cémentochronologie nécessiteront de travailler sur des échantillons carac-

térisés par une distribution appropriée des deux sexes pour chaque catégorie d'âge. Pour atteindre cet objectif, il conviendra d'enrichir notre échantillon en sujets féminins dans les classes d'âge jeunes.

4.4 PRÉSERVATION DES DÉPÔTS CÉMENTAIRES

La question des modifications *post mortem* des tissus durs est fondamentale, car de l'intégrité des tissus dépend l'efficacité des techniques employées en contexte médico-légal et archéologique, depuis l'extraction de l'ADN où les affections taphonomiques sont connues pour être néfastes (Hagelberg et al., 1991), à l'estimation de l'âge au décès où la perte de structure peut conduire à l'exclusion de sujets. Les tissus dentaires sont réputés pour leur bonne conservation en raison d'une minéralisation plus importante que les tissus osseux et d'une porosité plus réduite. Mais le tissu cémentaire partage avec l'os des similitudes de composition et de microstructure qui le rendent sujet aux mêmes processus d'altération post-dépositionnels. La question de la préservation du cément sur lequel reposent les estimations de l'âge est donc fondamentale puisqu'elle conditionne la faisabilité de l'analyse cémentochronologique et est un paramètre influençant la précision et l'exactitude des estimations de l'âge au décès. De nombreuses études chez l'Homme ont reconnu les complications dues à l'altération taphonomique du cément (Gauthier et Schutkowski, 2013 ; Geusa et al., 1999 ; Huffman et Antoine, 2010 ; Radovic, 2012 ; Roksandic et al., 2009). Mais bien que la question de l'impact de ces affections sur la validité de l'analyse ait été abordée chez l'animal (Rendu, 2007 ; Rendu et al., 2010 ; Stutz, 2002), elle est à ce jour inexplorée dans les études sur l'humain. Nous rejoignons donc les conclusions de Roksandic et de ses collaborateurs (2009) qui soulignent qu'une telle recherche est indispensable avant d'appliquer en routine la cémentochronologie aux collections archéologiques.

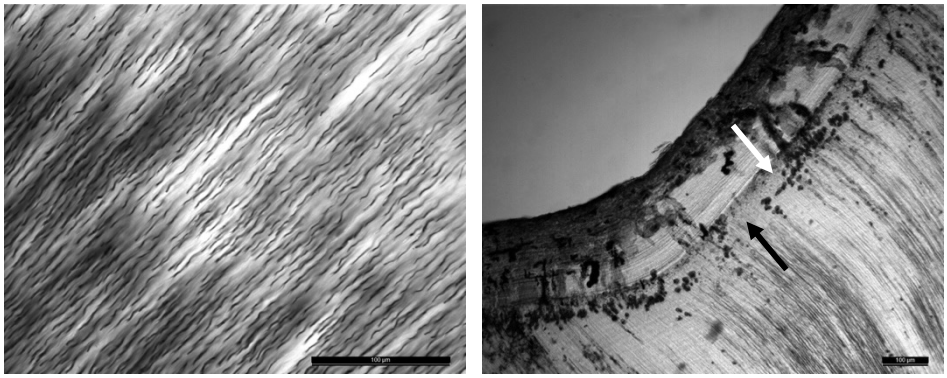
Les résultats de l'analyse histotaphonomique montrent que, globalement, les dents constituant le référentiel sont bien préservées des effets des micro-organismes. Néanmoins, l'intégrité des tissus est fréquemment affectée par des processus autres que la bioérosion. Ces schémas d'altération peuvent se manifester par des infiltrations pénétrant les tissus, des microfracturations ou des destructions généralisées. Quelle que soit l'atteinte taphonomique, elle peut se limiter aux zones périphériques ou atteindre la partie interne des tissus, traduisant une exposition externe et interne aux agents taphonomiques.

Les collections de référence se distinguent par leur degré d'exposition aux agents biologiques et, sans surprise, les individus du *laboratoire d'anatomie* se différencient des autres échantillons. Une question importante à la fois en anthropologie médico-légale et en archéologie concerne la cinétique de l'atteinte par les micro-organismes, c'est-à-dire la chronologie des premières atteintes et la rapidité de la propagation. Ces étapes complexes, car dépendantes des milieux de décomposition, ne sont pas clairement établies pour les tissus durs

(Hollund, 2013). Néanmoins, nous avons pu établir une relation entre l'atteinte de la bioérosion et le délai *post mortem*. Bien que modéré, ce lien devient plus robuste si l'on opère une différenciation entre les sujets embaumés et inhumés et en considérant non pas le *PMI*, mais le délai d'inhumation. Ces résultats subtils mais significatifs dénotent l'importance du mode de préservation du sujet dans les phénomènes d'altération biologique mais également celle du milieu de décomposition, comme en témoigne la préservation des tissus dentaires des soldats de *Carspach* dont l'intervalle *post mortem* est pourtant de près d'un siècle. Les raisons de cette préservation peuvent être liées à l'enfouissement instantané et profond des soldats, privant le milieu de l'oxygène nécessaire au développement des champignons saprophytes (Jans et al., 2004). Par ailleurs, de tous les sujets exhumés, les soldats de *Carspach* ont été ensevelis et non inhumés dans un cimetière dont les sols sont pour Janaway (1987) des réservoirs de micro-organismes dormants. Enfin, il est intéressant de noter que des substances qualifiées de bactéricides (*e.g.* cuivre) ayant pu avoir une action d'inhibition ont été découvertes en contact avec les corps (Scholl, 2013). Pour ce qui concerne les processus autres que les atteintes microbiennes, nos résultats laissent clairement apparaître que le cément est plus altéré et que ces affections touchent aussi différemment les collections. Cependant, il semble ne plus y avoir de relation entre la proportion de microstructures cémentaires altérées et les délais *post mortem* et d'inhumation. Ces résultats confirment que l'altération *post mortem* des tissus dentaires peut, comme pour les tissus osseux, se produire très rapidement. Cette cinétique a été mise en évidence par Bell et ses collaborateurs (1996) qui ont identifié des altérations dès un *PMI* de trois mois. Ces mêmes auteurs ont noté l'apparition de micro-organismes après 15 mois, confirmant des invasions biologiques plus tardives. Cette cinétique se confirme avec l'atteinte plus avancée des dents extraites des sujets archéologiques. En effet, alors que seul un tiers des dents du référentiel présente des traces de micro-organismes, les trois quarts des dents archéologiques sont touchés par la bioérosion. Même s'ils ne représentent qu'une minorité, certains individus sont même caractérisés par des affections biologiques qui envahissent plus de 95% de la surface du cément. Une telle ampleur n'est pas observée sur les dents plus récentes, même extraites de sujets exhumés, et cet état de préservation impacte inévitablement le choix de la *ROI* lors des études cémentochronologiques. Néanmoins, dans son ensemble, l'un des sites archéologiques, *Saint-Amé*, pourtant daté des périodes XVIe–XVIIIe siècles montre un degré d'atteinte similaire à celui d'une collection composant le référentiel. Le second site, *Saint-Cosme*, présente quant à lui des caractéristiques très distinctes qui attestent la sévérité des affections taphonomiques. La prise en compte de ces deux sites soutient bien évidemment le lien significatif récemment établi entre la bioérosion et la durée d'inhumation. Lorsque nous considérions la bioérosion ainsi que les autres types d'altérations, le référentiel ne permettait pas d'éprouver le lien avec le délai d'inhumation. Or, l'intégration des sites archéologiques met en évidence ce lien entre la proportion de microstructures altérées et la durée d'inhumation. Il semble donc bien

que les altérations liées aux micro-organismes ainsi qu'aux infiltrations et aux microfracturations apparaissent très tôt. Il est délicat de percevoir une progression continue, un ralentissement ou une stabilisation de l'activité biologique avec le temps. Néanmoins, pour les infiltrations et les microfracturations, il semble que les processus soient continus, car ils permettent de vérifier un lien avec la durée d'inhumation imperceptible sur le référentiel seul.

Les processus d'infiltration n'épargnent pas les collections puisqu'un tiers des dents du référentiel est affecté par une coloration brun-orangé des tissus. Il est intéressant de noter que la totalité des préparations histologiques dentaires étudiées à *Carspach* est affectée par ces infiltrations de la structure cémentaire sur un à deux tiers de l'épaisseur totale. Les analyses chimiques effectuées ont mis en évidence une concentration importante de fer dans les couches externes des dépôts cémentaires, évoquant une contamination *post mortem* par les éléments ferriques enfouis avec les corps. Il a été démontré que l'infiltration d'ions métalliques a un effet bactéricide inhibant la bioérosion (Jans, 2005 ; van der Sluis et al., 2014) et cela explique à *Carspach* l'absence de bioérosion. Toutefois, ces infiltrations peuvent provoquer une contamination irréversible du matériau et affecter des analyses biochimiques (Hollund, Jans et Kars, 2014). La dégradation des biomolécules peut affecter les propriétés mécaniques des tissus et conduire à des fracturations et, à plus long terme, à des destructions généralisées. Nous avons différencié les microfissures affectant la bande cémentaire sur les portions externes et internes et sur toute son épaisseur des fissures traversant le cément et la dentine. La typologie adoptée peut refléter une différence du stade d'avancement des fissures, mais également une origine différente. Même si nous devons garder à l'esprit que certaines fissurations peuvent résulter de la préparation des coupes histologiques, l'étude des fracturations au sein de notre référentiel a montré que lorsque le tissu cémentaire est exempt d'un type de fracture, il l'est en général de tout autre type de fracturations. C'est le cas des dents fraîches du *laboratoire d'anatomie* dont les rares dommages résultent principalement de l'extraction. Ainsi, les fracturations sont liées et découlent les unes des autres. Les préparations histologiques de *Carspach* se distinguent encore une fois par la quantité de microfractures en périphérie et traversant le cément. Ces types de fractures ne peuvent être dissociés de la coloration singulière qui a dû fragiliser la structure tissulaire. Les fissures ouvertes dans le tissu cémentaire représentent les voies potentielles de l'invasion bactérienne et la position du tissu à l'interface entre le milieu extérieur et la dentine l'expose doublement aux agressions. En effet, il est bien établi dans la littérature clinique que l'exposition de la dentine peut conduire à l'invasion des tubules dentinaires par des bactéries (Love, 2004 ; Love et Jenkinson, 2002). Le cément constitue d'ailleurs un rempart à cette invasion pour prévenir un foyer infectieux. Mais après le décès, les bactéries intestinales (*i.e. Staphylococcus sp., Clostridium sp.* et *Escherichia coli*) (Jans et al., 2004) se propagent rapidement par voie intravasculaire et atteignent les organes dentaires (Hollund et al., 2015). Ainsi, les tubules



[a] [b]

Figure 96 : Progression de micro-organismes à l'interface du cément acellulaire.

[a] Invasion des tubules dentinaires par les bactéries, Saint-Amé 463 ; [b] Zones focales de destruction (flèche blanche) et invasion des tubules (flèche noire), Saint-Cosme 1289. L'échelle représente 100 µm.

dentinaires deviennent des vecteurs de l'invasion et permettent aux bactéries d'atteindre le tissu cémentaire (Figure 96).

La bioérosion a montré un lien significatif avec le degré de biréfringence qui témoigne de l'orientation des cristaux d'*Ha* et de l'intégrité des fibrilles de collagène. Ainsi l'activité des micro-organismes semble être liée au processus de déminéralisation et de dégradation des protéines. Ces phénomènes peuvent être directement corrélés ou découler tous deux de la mise en place de réseaux de fracturations, qui favorisent simultanément la prolifération bactérienne et la dégradation des phases minérale et organique (Figure 97).

Nous partageons l'avis de Stutz (2002), qui a introduit l'utilisation d'une lame à retard d'onde, lorsqu'il énonce que cette technique de microscopie polarisée permet l'évaluation de la qualité de la structure cémentaire. Néanmoins, nous sommes en désaccord lorsqu'il exprime que les cristaux d'apatite biogéniques sont isotropes et que seule une reminéralisation lors de la diagenèse leur permet d'atteindre une taille entraînant leur biréfringence. En effet, si les cristaux ne sont pas optiquement actifs, comment expliquer alors qu'en cas de disparition du collagène par traitement thermique, la microstructure cémentaire reste optiquement caractéristique et corrélée à l'âge (Gocha et Schutkowski, 2012 ; Großkopf, 1989, 1990 ; Oliveira-Santos et al., 2017) ?

Les cristaux d'*Ha* sont, en effet, de taille réduite mais abondants et intégrés à la matrice de collagène avec leurs axes optiques alignés aux axes des fibres. En conséquence, les propriétés optiques des cristaux sont moyennées. Ce postulat rejoint d'ailleurs les observations de Cool et de ses collaborateurs (2002) qui révèlent que la phase minérale contribue plus fortement à la biréfringence du tissu.

Notons toutefois que Stutz et les auteurs qui ont adopté cette technique (Rendu, 2007 ; Rendu et al., 2010) étudient des périodes préhistoriques où les échelles de temps conduisent à des modifications cristallographiques inenvisageables pour les périodes sur lesquelles porte notre étude. Ainsi, cette technique permet selon nous l'appréciation de la balance entre le collagène et l'*Ha* aux propriétés optiques distinctes. La présence d'*Ha* majoritaire sur des dents récentes ou fraîches n'ayant subi que peu ou pas d'altération taphonomique est observable. Elle concerne souvent le tiers interne des dépôts cémentaires, dénotant une disparition du collagène ou une minéralisation avancée des dépôts les plus anciens. Ces constatations ne sont pas sans rappeler les travaux de Wall-Scheffler et Foley (2009) sur l'animal où les bandes plus anciennes différaient optiquement des *annuli* plus récents et les travaux de Jang et de ses collaborateurs (2015) qui ont démontré que la minéralisation du cément se poursuivait au-delà de son dépôt initial.

Nous avons noté la présence de nombreuses fractures dans ces zones où l'*Ha* était majoritaire. Comme nous l'avons évoqué, la dégradation du collagène ou la reminéralisation peut affecter les propriétés mécaniques des tissus. Nous supposons que ces fractures de type-C naissent du déséquilibre *Ha*/Collagène et qu'elles conduisent à la création de fractures traversant la bande cémentaire et pénétrant la dentine, offrant aux micro-organismes une voie pour pénétrer le cément depuis l'intérieur et l'extérieur (Figure 97 & Figure 98).

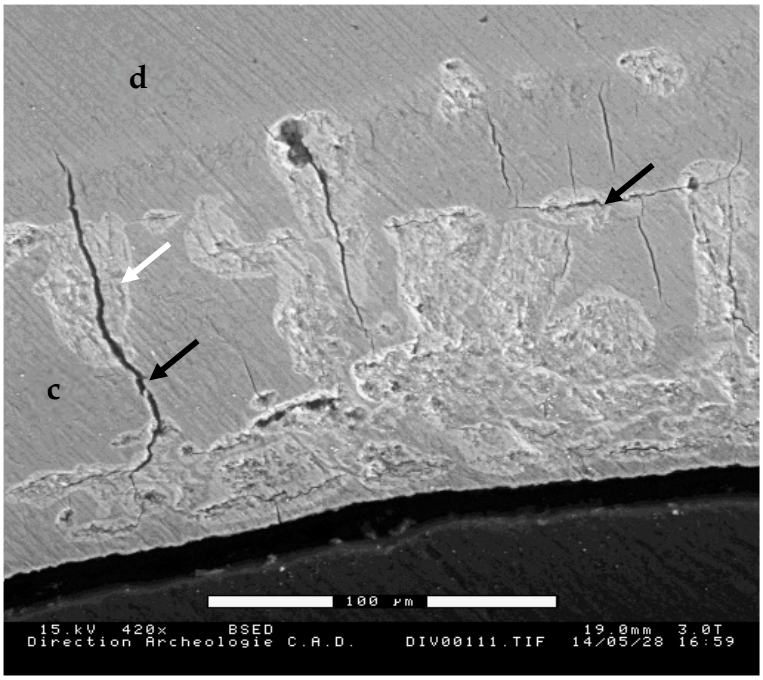
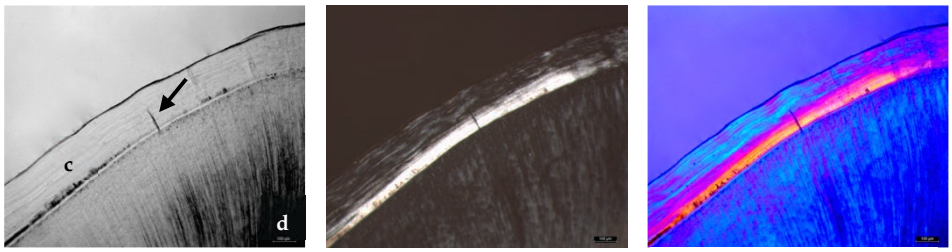


Figure 97 : Micrographie en Microscopie Electronique à Balayage Environnementale du cément acellulaire montrant la relation entre bioérosion et fracturation.

La bioérosion (flèche blanche) se situe préférentiellement en périphérie de la bande cémentaire et se propage par un réseau de fractures (flèches noires) majoritairement perpendiculaires à la structure cémentaire (d : dentine ; c : cément acellulaire). L'échelle représente 100µm.



[a] LPNA *[b] LPNA* *[c] LPA + lame λ/4*

Figure 98 : Teintes de biréfringence du *CAFE* avec et sans insertion d'une lame à retard d'onde.

La micrographie en LPNA [a] révèle une fracture de type-C (flèche noire) dans le premier tiers des dépôts de cément acellulaire. Cette portion interne est fortement biréfringente en LPA [b] et l'ajout d'une lame quart d'onde [c] permet d'identifier la présence majoritaire d'hydroxyapatite (d : dentine ; c : cément acellulaire). L'échelle représente 100 µm.

Un travail de taphonomie expérimentale à moyen et long termes sera nécessaire pour évaluer la chronologie et la cinétique des altérations physiques et biologiques des tissus dentaires. Nous soutenons que l'histologie constituera un outil puissant pour expliquer ces processus *post mortem*.

INFLUENCE DE LA TAPHONOMIE SUR LA FIABILITE DE LA CEMENTOCHRONOLOGIE

Notre recherche a démontré que les affections taphonomiques de la structure cémentaire peuvent constituer un obstacle sérieux à la sélection d'une *ROI* et donc à l'approche cémentochronologique. De plus, les modèles de régressions multiples ont attesté que les affections taphonomiques entraient dans l'explication de la variance de la précision et de l'exactitude des estimations. Cette influence sur la précision a pu être révélée par la mise en place d'indicateurs relatifs de la précision. En effet, un indicateur absolu, au vu de sa forte dépendance à l'âge, saurait difficilement déceler cet effet. Toutefois, les indicateurs de l'incertitude relative mais aussi absolue ont révélé l'impact de la préservation des tissus.

Il est intéressant de noter qu'aucun de nos tests n'incrimine l'*Oxford Histological Index modifié* mais que seul le *General Histological Index modifié* semble affecter la précision et l'exactitude. Rappelons que l'*OHIm* rend compte des affections par les micro-organismes mais que ces atteintes sont vraisemblablement trop localisées ou trop peu sévères pour prévenir la sélection d'une *ROI* de qualité. Le *GHIm*, qui considère tous les types d'affections tels que les infiltrations et les fracturations en plus de la bioérosion, semble donc plus influent. Ses effets sur les indicateurs d'imprécision et d'incertitude sont significatifs. Considérées séparément, les infiltrations, bien que parfois très gênantes, n'occasionnent pas d'effet significatif sur la précision et l'exactitude. Ainsi, c'est donc la préservation générale des tissus qui est déterminante. Nous avons démontré que les lames avec un indice *GHIm* élevé permettent la sélection d'une *ROI* satisfaisante, ce qui conduit à une meilleure exactitude. À l'inverse, un indice faible minimise le choix qui s'offre à l'opérateur et cela peut amener une estimation de moindre qualité. Bien que nous ayons démontré que les intervalles de confiance de l'imprécision et de l'incertitude puissent être deux fois plus larges pour des

tissus dentaires très atteints, nous ne nous risquons pas à chiffrer un niveau de précision ou d'exactitude maximum en fonction de la préservation des tissus. En effet, le *GHIm* traduit la proportion de structures exploitables au sein de zones affectées et même si la probabilité de trouver une *ROI* de qualité décroît avec le *GHIm*, un seul champ peut parfois suffire pour atteindre des valeurs acceptables de précision et d'exactitude, comme l'ont constaté Gauthier et Schutkowski (2013).

Les teintes de biréfringence après l'insertion d'une lame quart d'onde, qui reflètent la composition des tissus cémentaires et la balance *Ha*-collagène, ne semblent pas affecter la précision et l'exactitude. Néanmoins, ces observations sont à modérer car l'intensité de la biréfringence peut affecter la dispersion des comptes.

Dans le cas d'une atteinte très avancée (*GHIm*-0) où les *annuli* peuvent être discernés mais où aucune zone ne permet de les suivre sur toute l'épaisseur des dépôts, nous proposons de ne pas systématiquement exclure les préparations en introduisant la notion d'âge minimum. En effet, les dents étant très résistantes aux altérations taphonomiques, un *GHIm*-0 des tissus dentaires laisse présager de la médiocre préservation des tissus osseux. Ainsi, l'identification de structures alternées, même incomplètes, ne peut certes pas conduire à une estimation précise, mais peut représenter une information nouvelle si d'autres techniques basées sur la surface sacro-pelvienne iliaque ou la symphyse pubienne ne peuvent être envisagées.

4.5 ÂGES INDIVIDUELS ET POPULATIONNELS

En cémentochronologie, l'estimation de l'âge au décès repose traditionnellement sur l'addition du nombre moyen d'*annuli* dénombrés dans le cément acellulaire et de l'âge d'éruption de la dent ou de calcification de la racine. La force de la relation entre les alternances cémentaires et l'âge chronologique amène bon nombre d'auteurs à se satisfaire de cette approche et a conduit certains de nos coauteurs à annoncer que la technique pouvait se dispenser de collections de référence et d'une approche statistique complexe (Blondiaux et al., 2016 ; Naji et al., 2016). Mais même si l'erreur associée à une méthode d'estimation de l'âge est liée à la façon dont l'indicateur utilisé est corrélé à l'âge chronologique (Aykroyd et al., 1997) et que, dans le cas de la cémentochronologie, cette corrélation est forte, nous avons démontré que l'imprécision et l'incertitude peuvent être non négligeables. Cette approche traditionnelle montre une tendance générale à la sous-estimation de 4,53 ans mais montre surtout que l'incertitude est liée à l'âge et atteint en moyenne -11 ans pour les sujets de plus de 80 ans. Conscients que l'étude d'un sujet d'âge inconnu nécessite d'aboutir à un compromis entre les surestimations et les sous-estimations de l'approche traditionnelle et requiert des intervalles de prévision fiables, nous avons adopté des méthodes de régressions linéaires qui présentent l'avantage d'être simplement appli-

cables. Nous n'ignorons pas les propos de certains statisticiens et anthropologues qui considèrent les modèles de régression comme inappropriés à l'estimation de l'âge individuel (Aykroyd et al., 1997, 1999 ; Konigsberg et Frankenberg, 1992). Néanmoins, leurs critiques se fondent sur les relations arbitrairement présumées linéaires entre l'âge chronologique et les indicateurs osseux ou dentaires traditionnels. Dans le cas de la cémentochronologie, comme le démontrent les coefficients de corrélations de très nombreuses études, il nous paraît légitime de considérer la relation entre le nombre d'*annuli* et l'âge comme linéaire en dépit de dispersions liées à la variabilité biologique. L'adoption de techniques de régression nous paraît alors justifiée et avantageuse. Pour soustraire de notre approche une source d'erreur, les variables de nos régressions ont été l'âge chronologique et le nombre d'*annuli* mais en aucun cas l'âge estimé par l'addition du nombre d'*annuli* et de l'âge d'éruption de la dent ou de calcification de la racine. Ainsi, contrairement aux études publiées, les grandeurs sont totalement indépendantes de la variabilité individuelle des âges d'éruption préocclusale (ou fonctionnelle) et de calcification (ou d'achèvement) de la racine qui diffèrent selon le type de dent, le sexe et les études. Le modèle développé se montre plus modéré dans les sous-estimations des sujets d'âge avancé. Cela se fait au détriment de l'exactitude de l'estimation de l'âge des plus jeunes sujets mais pour ces catégories d'âge les intervalles de confiance à 95% du modèle recouvrent ceux de l'approche classique, témoignant d'une exactitude toujours satisfaisante. L'écart se creuse entre les intervalles de confiance chez les sujets plus âgés et l'avantage est alors net pour le modèle développé qui représente donc un bon compromis et place les valeurs d'incertitudes à ±5,7 ans ou à ±6,8%. Nous adhérons aux propos de Nawrocki (2010) qui énonce que la régression linéaire basée sur un indicateur continu de l'âge a tendance à masquer *l'effet de trajectoire* et donc l'erreur associée à l'âge. C'est la raison pour laquelle nous ne recommandons pas l'utilisation directe de l'équation de régression dérivée pour estimer l'âge des sujets par un processus d'étalonnage inverse mais avons choisi de générer des intervalles de prédiction. Ainsi, nous recommandons l'emploi des tables de prédiction mais en y adjoignant une imprécision associée. Comme nous l'avons vu, nos résultats affichent dans l'ensemble une imprécision révélée par le coefficient de variation de l'ordre de 10% [IC-95%(9,40%-10,86%)]. Ainsi l'attribution d'une marge de 10% certes augmente l'imprécision de l'estimation mais maximise les chances de réaliser une estimation exacte. Selon l'exemple de la figure 99, l'âge d'un sujet présentant une moyenne de 26 *annuli* sur une canine est situé entre 34,4 ans et 42,4 ans, ou entre 34 et 43 ans si l'on se dispense de décimales inutiles. La précision de cette estimation s'éloigne de celle rencontrée dans la littérature mais a, selon le modèle développé, 95% de chance d'être exacte.

Cémentochronologie : intervalles de prédiction moyenne

Âge au décès

Annuli	99% < IC	99% > IC	95% < IC	95% > IC	90% < IC	90% > IC	85% < IC	85% > IC	80% < IC	80% > IC	75% < IC	75% > IC	70% < IC	70% > IC
21	31,9	33,9	32,2	33,7	32,3	33,5	32,4	33,5	32,4	33,4	32,5	33,4	32,5	33,3
22	33,1	35,0	33,3	34,8	33,4	34,6	33,5	34,6	33,6	34,5	33,6	34,5	33,7	34,4
23	34,2	36,1	34,4	35,9	34,5	35,7	34,6	35,7	34,7	35,6	34,7	35,6	34,8	35,5
24	35,3	37,2	35,6	36,9	35,7	36,8	35,7	36,8	35,8	36,7	35,8	36,7	35,9	36,6
25	36,5	38,3	36,7	38,0	36,8	37,9	36,9	37,9	36,9	37,8	37,0	37,8	37,0	37,7
26	37,6	39,4	37,8	39,1	37,9	39,0	38,0	39,0	38,0	38,9	38,1	38,9	38,1	38,8
27	38,7	40,5	38,9	40,2	39,0	40,1	39,1	40,1	39,1	40,0	39,2	40,0	39,2	39,9
28	39,8	41,6	40,0	41,3	40,1	41,2	40,2	41,2	40,3	41,1	40,3	41,1	40,3	41,0
29	40,9	42,7	41,1	42,4	41,2	42,3	41,3	42,3	41,4	42,2	41,4	42,2	41,4	42,1
30	42,0	43,8	42,2	43,5	42,4	43,4	42,4	43,4	42,5	43,3	42,5	43,3	42,6	43,2

Imprécision 10%

Figure 99 : Utilisation des tables de prédiction.

Afin de vérifier la pertinence du modèle, la table de prédiction a été utilisée en vue d'estimer l'âge de neuf sujets expertisés à l'Institut de médecine légale de Lille. Ces cas médico-légaux n'ont pas été intégrés lors de la constitution du référentiel et n'ont donc pas contribué à l'élaboration du modèle de prédiction. Pour chacun des cas, une canine a été extraite et des préparations histologiques ont été réalisées dans les conditions identiques à celles précédemment décrites. L'âge au décès, le sexe, l'intervalle *post mortem* sont documentés et présentés dans le tableau 44 où figurent également les estimations. L'intervalle des estimations cémentochronologiques pour chaque individu intègre une imprécision de 10% associée à la moyenne des comptages effectués. Pour le plus jeune sujet âgé de 35 ans, l'âge chronologique est de deux ans sous la limite inférieure de l'intervalle de prédiction. Cependant, dans huit cas sur neuf, cet intervalle inclus la valeur de l'âge civil documenté.

Ces estimations de l'âge individuel, qu'elles soient produites par une approche classique ou qu'elles résultent de prédictions par le modèle, doivent donc engendrer un intervalle basé sur l'imprécision et sur l'incertitude. Contrairement à un concept qui semble furtivement émaner de la littérature, même la cémentochronologie n'est pas, selon nous, suffisamment précise pour être utilisée telle quelle dans une approche populationnelle. Cependant, la forte corrélation entre le nombre d'*annuli* et l'âge chronologique a guidé des tentatives de reconstructions paléodémographiques. Dans certaines approches (Blondiaux et al., 2016), les sujets sont totalisés et les marges d'erreur ne sont pas considérées. Ce procé-

Récapitulatif des observations

Sujet	IML-1	IML-2	IML-3	IML-4	IML-5	IML-6	IML-7	IML-8	IML-9
Sexe	H	F	H	H	H	H	H	H	H
Âge civil documenté	76	64	35	55	66	46	64	64	56
Etat de préservation	Corps complet	Tête	Corps complet	Corps complet	Corps incomplet	Tête	Corps incomplet	Corps incomplet	Tête
Intervalle postmortem	17 ans	Jours	1 an	7 mois	6 mois	6 mois	5 mois	4 mois	2 mois
Estimation cémentochronologique IC-95%	70,7 - 86,3	63,1 - 78,4	36,7 - 44,7	51,1 - 61,4	63,1 - 77,3	38,9 - 46,9	59,8 - 73,9	56,6 - 69,3	51,1 - 61,4

Tableau 44 : Application du modèle de prédiction à neuf cas médico-légaux.

dé conduit certainement à une exagération des âges moyens au détriment des plus âgés et des plus jeunes. Ce phénomène dénommé *attraction de la moyenne* est l'une des erreurs systématiques des estimations de l'âge recensées par Buchet et Séguy (2002). Pour remédier à ce problème, il est nécessaire de construire des matrices attribuant à chaque sujet une probabilité d'appartenir à chaque classe d'âge en fonction du nombre d'*annuli* dénombrés dans le cément. C'est ce principe des *vecteurs de probabilités* qu'a tenté d'introduire Lanteri (2016) sans disposer de référentiel d'âge connu et en basant son approche sur l'universalité de l'annualité de la formation des anneaux cémentaires. Cette solution, présentée comme une alternative à la population de référence, et bien qu'intégrant une imprécision des décomptes, se base sur une distribution normale des âges estimés et a, à notre sens, construit en arrière-plan une population virtuelle dont le profil idéal est né d'un indicateur biologique idéal. Or, le tissu cémentaire est loin d'être un indicateur idéal, comme nous l'avons vu. En premier lieu, il est, lui aussi, sujet aux pièges taphonomiques. Certes, le cément est résistant aux dégradations mais nous avons vu que les affections taphonomiques de la structure cémentaire peuvent constituer un sérieux obstacle pouvant amener l'exclusion de sujets dans bon nombre d'études. La position de la racine au sein de l'alvéole protège le cément des atteintes extérieures mais nous sommes en droit de nous interroger sur les conséquences de son exposition en cas de lésions parodontales, surtout lorsque l'on sait que la prévalence de ces conditions est sensible à l'âge. Nous avons également évoqué des phénomènes de minéralisation continue du cément acellulaire pour expliquer des différences de lisibilité observées. Pour le tissu osseux, la préservation différentielle est admise mais pour le cément, des travaux restent à mener pour vérifier qu'il n'existe pas de phénomènes similaires pouvant entraîner la sous- ou surreprésentation de certains sujets en fonction de leur âge. En plus des complications liées à la préservation, nous souhaitons évoquer des limitations biologiques pouvant impacter les reconstructions paléodémographiques. La première concerne les conséquences *ante mortem* des pathologies du parodonte. En effet, l'association entre le nombre de dents manquantes et l'âge a été établie dans la littérature clinique (Savić Pavičin et al., 2017) et il devient donc légitime de s'interroger sur les classes d'âge non représentées dans les études dont le support unique de l'estimation est la dent. Il est également légitime de s'interroger sur l'influence de ces parodontopathies, notamment si elles provoquent des modifications, voire l'arrêt des dépôts cémentaires et conduisent à la sous-représentation de sujets âgés. L'impact d'un dimorphisme sexuel des dépôts cémentaires conduisant à des estimations de fiabilité différente est aussi à prendre en considération. Même si nos résultats ne sont pas significatifs, il apparaît que l'imprécision chez les femmes soit plus élevée après 40/50 ans. Cette voie reste à explorer. Si de telles différences venaient à être confirmées, l'application de matrices de fréquences inadéquates pourrait conduire à fausser les profils de populations. Enfin, une dernière limitation, et non des moindres, concerne la périodicité des dépôts de cément acellulaire appréciée sur des populations ac-

tuelles mais inconnue sur les populations passées. À cette limite nous pourrions brandir l'hypothèse d'uniformité biologique (Howell, 1976) ou le principe indémontrable de l'actualisme mais cela nous semblerait prématuré car la régularité des dépôts au sein même des populations actuelles reste à démontrer.

Avancer la « précision » de la cémentochronologie pour justifier une approche paléodémographique nous apparaît donc discutable en l'état actuel de nos connaissances. Nos doutes sont renforcés si les objectifs visent à comparer des séries archéologiques dont les périodes et les environnements géographiques et/ou socio-économiques diffèrent ou s'ils ciblent une approche paléoépidémiologique. Une approche sage consiste à ouvrir la cémentochronologie à des populations où des informations issues des données d'archives ou d'autres indicateurs biologiques éprouvés sont disponibles. Une telle approche a été amorcée (Lanteri, 2016 ; Robbins Schug, Brandt et Lukacs, 2012).

Il est donc essentiel de connaître les limitations de notre démarche et de préciser que son objectif n'est pas d'offrir un modèle paléodémographique mais de nourrir la discussion de l'intérêt de la cémentochronologie. Dans le cadre de notre travail, le terme *collection* a été préféré au terme *population* car notre référentiel est constitué d'individus ayant des origines géographiques et chronologiques différentes. Nous sommes donc conscients de la fragilité de notre approche sur notre collection qui en aucun cas ne peut représenter une population de référence. Afin de contourner les pièges statistiques dans lesquels nous ferait tomber l'usage des modèles de régressions, nous avons adopté pour la première fois sur ce type d'indicateur le principe des vecteurs de probabilités. Ainsi, nous avons calculé des matrices attribuant à chaque sujet une probabilité d'apparte-

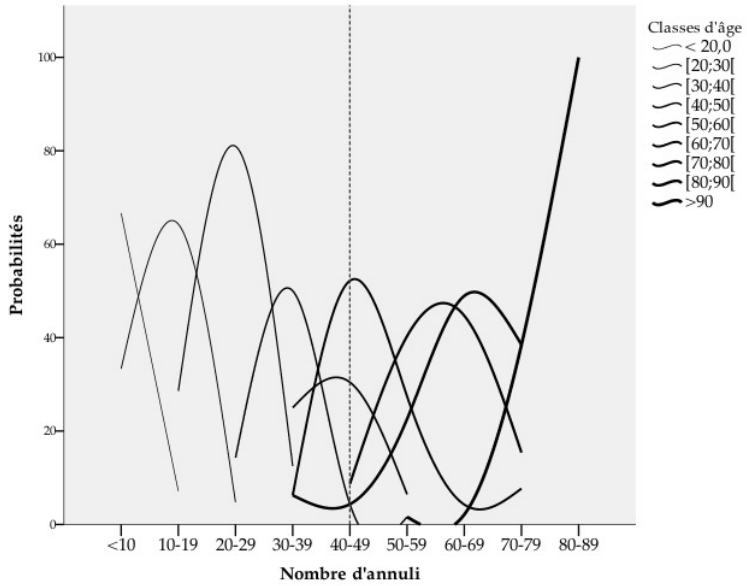
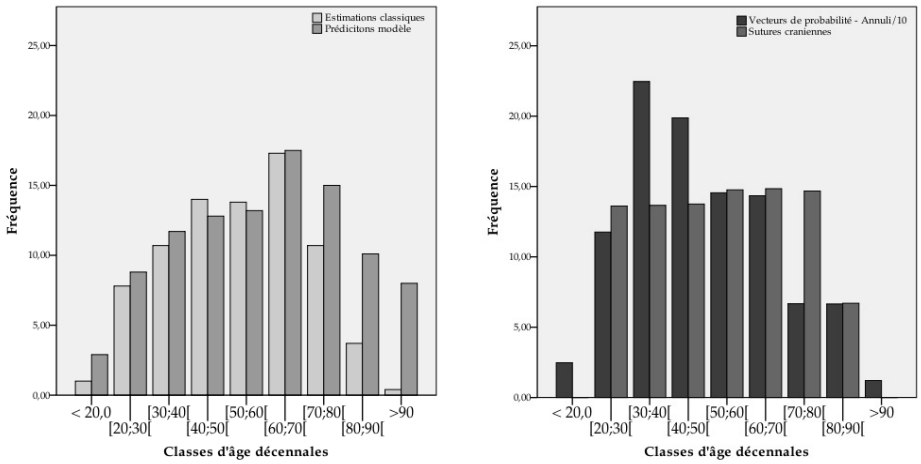


Figure 100 : Courbes de probabilités (classes d'âge décennales et intervalles de 10 annuli).

L'intersection du trait vertical en pointillé et des courbes donne pour un intervalle d'annuli les probabilités pour un sujet d'appartenir à différentes classes d'âge décennales.

nir à chaque classe d'âge en fonction du nombre d'*annuli* du cément acellulaire (*Cf.* annexes). Ces données brutes, avant même toute application à une population d'âge inconnu, montrent qu'en dépit de la précision de la cémentochronologie, la distribution probable d'un intervalle d'*annuli* n'est pas contrainte à une seule classe d'âge. La première matrice de fréquences (classes décennales – intervalle de dix *annuli*) a été exprimée par des courbes de probabilités (Figure 100). Cette représentation graphique montre distinctement que pour un intervalle d'*annuli* dénombré, il existe des probabilités pour le sujet d'appartenir à différentes classes d'âges. La formulation de ce constat peut paraître surprenante si on l'oppose à la précision proclamée par bon nombre d'auteurs. Elle l'est bien moins si l'on considère les dépôts cémentaires comme un indicateur biologique parmi d'autres, caractérisé par sa propre variabilité.

L'estimation d'une matrice de la population de *Saint-Amé* montre en premier lieu que les histogrammes de répartition des décès considérant des intervalles de dix *annuli* ou de cinq *annuli* ne diffèrent que très modérément (Figure 101). Il semble donc que l'approche populationnelle puisse se satisfaire d'un regroupement par intervalles de dix *annuli*. La haute précision des estimations de l'âge individuel légitimant l'approche populationnelle apparaît alors encore plus infondée. Si un tel constat était confirmé, cela pourrait avoir des conséquences sur la précision des comptes à apporter, donc sur le temps à investir dans une étude qui, trop souvent, se fait au détriment de l'effectif. Ainsi, si une résolution de dix *annuli* était suffisante, les études seraient moins soumises aux contraintes purement pratiques liées au temps et au coût imposés par les préparations histologiques.



[a] *[b]*

Figure 101 : Répartitions des décès par classes d'âge décennales à la collégiale *Saint-Amé* à partir des âges individuels et des vecteurs de probabilités.

[a] : distribution par classes d'âge décennales à partir des âges individuels estimés par une approche cémentochronologique classique (en gris clair) et par le modèle de régression (en gris foncé) ; [b] : distribution par classes d'âge décennales issus des vecteurs de probabilités calculés à partir des sutures crâniennes (en gris) et des dépôts de cément (en noir).

Des histogrammes de répartition ont été construits à partir des âges individuels estimés par le modèle de régression linéaire ainsi que par la méthode classiquement adoptée en cémentochronologie (*i.e.* addition du nombre d'anneaux cémentaires et de l'âge de calcification de la racine). L'allure générale du profil de la population est très analogue pour les jeunes sujets mais une différence majeure réside dans le vieillissement du profil par le modèle de régression. Cette différence s'explique par le comportement analogue des deux méthodes chez les jeunes individus où les intervalles de confiance se chevauchent et par la sous-estimation inévitable des sujets âgés par l'approche classique qui entraîne leur sous-représentation. Ainsi, dans les deux cas la mortalité croît avec l'âge jusqu'aux classes d'âge des individus adultes matures [60;70[puis décroît brutalement pour l'approche classique et plus progressivement pour le modèle. Dans le premier cas, la sous-représentation des âges avancés confère au profil une allure pouvant conduire à l'interprétation d'une population moins favorisée. L'approche par les vecteurs de probabilités produit une autre allure du profil qui n'est plus cohérente avec les tendances précédentes en provoquant un rajeunissement conséquent. Il est établi que le profil de la structure par âges de la population de référence peut déterminer celui de la population cible (Masset, 1994 ; Seguy et Buchet, 2013). L'aplatissement de la courbe résultant de l'observation de la synostose des sutures crâniennes est l'illustration de ce phénomène contourné par Masset qui a standardisé sa population de référence en attribuant à chaque classe d'âge le même nombre d'individus. Il est donc légitime de s'interroger sur l'impact du profil de notre référentiel. Comme nous l'avons vu, la provenance de nos échantillons a provoqué une distribution bimodale du profil de répartition des effectifs par classes d'âges. Or, ce profil bimodal n'est pas observable. De plus, dans notre référentiel, les tranches d'âge [60;70[, [70;80[, [80;90[sont surreprésentées, ce qui n'apparaît pas sur notre population archéologique. Mais toujours d'un point de vue méthodologique, si nous portons notre attention sur la courbe de probabilité de la classe [30;40[correspondant à notre pic, elle est la plus culminante sur notre graphique (Figure 100). Ainsi, lors d'un décompte de 20 à 30 *annuli*, cette classe d'âge est, de très loin, la plus probable alors que pour d'autres dénombrements les autres classes se partagent davantage les probabilités d'appartenance. Il est intéressant de noter que notre étude a démontré que la classe d'âge [30;40[est caractérisée par la meilleure précision et la meilleure exactitude. Paradoxalement, dans cette approche populationnelle, la cémentochronologie est victime de sa précision et de son exactitude qui engendrent un pic de distribution proportionnel à la fiabilité maximale. Nous avons vu que les valeurs de précision et d'exactitude étaient parfois à modérer compte tenu des différences d'effectifs par classe d'âge. Ces effectifs ne nous permettent pas pour le moment de standardiser le référentiel en imposant un effectif égal raisonnable à chaque classe d'âge. Pour réunir un effectif de 20 sujets par classe d'âge décennale et colliger les données de plusieurs collections, nous avons estimé le nombre de canines à échantillonner pour chaque classe : [*17*x< 20,0 — *9*x[20;30[— *7*x[40;50[— *5*x[50;60[—

*12*x≥90]. Mais toujours pour tendre vers un idéal, nous considérons qu'il serait intéressant de passer d'une collection de référence à une population de référence. La *Colecção de l'Esqueletos Identificados du Século XXI* du Laboratoire d'Anthropologie Médico-Légale de l'Université de Coimbra, par ses effectifs et par la qualité de sa préservation et de sa documentation, s'impose comme le support idéal à des études plus abouties. Nous avons estimé les canines à échantillonner : [*20*x< 20,0 — *17*x[20;30[— *16*x[40;50[— *14*x[50;60[— *14*x≥90]. Ainsi, nous pensons que seule une approche populationnelle basée sur une population cible connue et sur laquelle d'autres indicateurs sont employés permettra de passer, comme pour l'âge individuel, d'un avis trop souvent perçu comme illuminé à un avis éclairé.

4.6 COMPTAGES SEMI-AUTOMATISÉS, APPLICATION NÉCESSAIRE OU COMPLICATION INUTILE ?

Dès les premières publications (Charles et al., 1986 ; Stott, Sis et Levy, 1982), les auteurs ont alerté sur le temps requis et le coût généré par l'acquisition des données en cémentochronologie. Depuis, ce constat revient de manière récurrente et contribue à desservir l'analyse histologique du cément au profit d'autres techniques dentaires mieux cernées et plus abordables (Cunha et al., 2009). La procédure classique pour l'analyse cémentochronologique implique la préparation et le conditionnement des lames histologiques, l'interprétation et l'acquisition de micrographies, et la détermination manuelle du nombre d'*annuli* du cément acellulaire. La première étape est incompressible et même si la standardisation du protocole induit une plus grande efficacité, seule une diminution du nombre de préparations permet de réduire drastiquement le temps et le coût consacrés. Cependant, nous avons vu que le nombre de cinq lames par dent que nous nous sommes imposé permet de mieux cerner la variabilité du tissu et de mieux apprécier la précision. La seconde étape a profité ces deux dernières décennies du progrès des systèmes d'acquisition numérique. Cette avancée est loin d'être négligeable car elle conduit à l'abandon des comptes à partir de simples projections (Condon et al., 1986) et de ceux réalisés directement à l'oculaire qui ont longtemps persisté (Gocha et Schutkowski, 2012 ; Wittwer-Backofen et Buba, 2002). Néanmoins, la troisième étape reste à effectuer manuellement, rendant les études fastidieuses et subjectives. C'est cette étape que nous avons aussi tenté d'améliorer en expérimentant un module de décompte semi-automatisé. L'objectif de se soustraire aux comptes manuels a déjà conduit à des efforts de conception d'outils automatisés basés sur différents algorithmes (Czermak et al., 2006 ; Klauenberg et Lagona, 2007). Mais dix ans après ces publications, aucun de ces outils n'a intégré les études cémentochronologiques. Face à l'inconsistance des résultats obtenus, Czermak et ses collaborateurs (2006) ont conclu que la reproductibilité d'une telle démarche ne serait accessible que si les préparations sont issues d'un protocole standardisée. La standardisation de notre procédure depuis la sélection de la dent jusqu'à

l'acquisition de la micrographie a donc motivé l'expérimentation d'une procédure informatisée. Ce même besoin d'automatisation est également apparu en sclérochronologie pour l'interprétation de pièces calcifiées et Visilog® a été le support de développements spécifiques à l'estimation de l'âge en biologie marine. C'est donc sur cette plate-forme qu'a été développé un module de cémentochronologie.

Pour chacun des 200 sujets d'âge connu, les cinq comptes manuels ont donc laissé place à 101 dénombrements. Ainsi, 20 200 comptes ont été réalisés au lieu des 975 comptes manuels et les mêmes indicateurs de l'imprécision et de l'incertitude ont été examinés. Les écarts-types des comptes automatisés sont en moyenne de 3,6 ans mais s'étendent de 1,3 à 6,4 ans. Cette moyenne atteint 4,9 ans pour un opérateur mais les écarts recouvrent un intervalle deux fois plus large allant de 0 à 12,8 ans. Ainsi, à la vue de ce seul indicateur, la précision absolue du logiciel apparaît meilleure. Pour ce qui concerne l'imprécision relative, elle s'étend de 4,7 à 32% dans des cas extrêmes et est très similaire à celle d'un opérateur qui atteint 29%. En moyenne, l'avantage est également donné au logiciel avec 7,9% d'imprécision contre 10,1% pour l'analyste. L'incertitude moyenne de Visilog® de -5,4 ans est très proche de celle de l'opérateur évaluée en moyenne à -4,5 ans. Dans les deux cas, cette incertitude absolue couvre des plages très larges. L'incertitude relative est également voisine pour les deux approches (11,2% pour Visilog® et 9,2% pour l'opérateur). Bien que plus précis, le logiciel n'échappe pas à *l'effet de trajectoire* (Nawrocki, 2010). En effet, comme nos résultats le démontrent, l'imprécision absolue et l'incertitude ont tendance à augmenter avec l'âge. L'imprécision relative montre cependant une variation chez les jeunes sujets. Considérant que ces jeunes individus sont majoritairement issus de *Carspach* et que les préparations histologiques de ce site sont caractérisées par des affections taphonomiques spécifiques, nous suspectons que les infiltrations sont responsables de cette variation.

Comme pour les dénombrements réalisés par l'observateur, la macro développée sous Visilog® a montré sa capacité à obtenir à six mois d'intervalle les mêmes décomptes d'*annuli*. Les coefficients de corrélation intra-classe et l'approche graphique de *Bland-Altman* ont permis d'établir que la concordance entre les comptes d'*annuli* est très bonne pour les deux approches. Néanmoins, l'approche automatisée rend compte de mesures aberrantes qui ne représentent certes que 4% des relevés mais dont l'impact sur l'appréciation de la fiabilité et sur la confiance accordée au système n'est pas négligeable. Nous ne nous expliquons pas ces difficultés de seuillage et les raisons peuvent être liées à une instabilité, à l'adoption de paramétrages inadéquats, ou à une variabilité du tissu difficilement interprétable par le système.

La meilleure précision obtenue par le logiciel est à nuancer. En premier lieu, alors que l'opérateur a réalisé ses comptes sur différentes préparations d'une même dent, le système automatisé a été employé sur une seule lame par indivi-

du. Ainsi l'imprécision de l'opérateur inclut également la variabilité des tissus. De plus, nous avons vu que la dispersion des comptes contribue à la justesse des estimations et qu'une haute précision des comptes, donc une moindre dispersion, augmente le risque d'estimations inexactes. La confrontation des deux techniques montre que 94% des estimations se situent dans l'intervalle de concordance. Autrement dit, 6% des décomptes représentent un désaccord prononcé et si l'on s'en tient au seuil de significativité admis à 5%, cette proportion est alors conséquente. Ces désaccords majeurs concernent des individus âgés pour lesquels l'opérateur a montré une (trop ?) forte sensibilité de détection ou pour lesquels Visilog® s'est révélé (trop ?) peu sensible. Une fois encore, il est difficile de ne pas relier ce phénomène à la lisibilité des *annuli* dont nous avons vu qu'elle décroît avec l'âge.

La subjectivité du dénombrement d'*annuli*, qui peut apparaître à certains comme une activité plus artistique que scientifique, est souvent mise en avant pour justifier la conception d'un système automatisé. L'automatisation de l'acquisition de données donne donc l'impression d'une plus grande objectivité mais nous devons garder à l'esprit que le système n'est que semi-automatisé et que la *ROI* et la position du profil sont déterminées par l'anthropologue. De plus, l'opérateur exerce toujours un contrôle visuel des repères d'*annuli* détectés sur les segments générés et vérifie, accepte ou corrige les paramètres de détections. Mais la subjectivité toujours vue comme un biais peut aussi être un atout. La perception visuelle est, en effet, un processus complexe pour lequel une image rétinienne même incomplète n'est pas un obstacle. L'œil peut identifier un *annulus* et ignorer des artéfacts, rechercher des bandes discontinues et compléter des lacunes que le logiciel ne saurait suggérer. Ce concept gestaltiste, qui donne la sensation que l'interprétation est un art, illustre que l'opérateur assiste le logiciel autant, si ce n'est plus, que le logiciel aide l'analyste. La macro limite l'intervention de l'humain ou lui attribue de nouvelles interventions. En cela, l'adoption d'un système automatisé peut ne pas représenter un gain de temps. Il permet surtout une augmentation des effectifs de décomptes mais aussi des échantillons. Nous ne saurions le recommander pour des études de cas où les décomptes manuels seraient plus rapides s'ils sont dépourvus de difficultés techniques supplémentaires. C'est sûrement dans le cas d'une étude populationnelle qu'une telle approche peut révéler son potentiel. Cependant, nos résultats ne permettent pas d'affirmer si l'accord est satisfaisant pour adopter la méthode semi-automatisée en cémentochronologie. Ils quantifient juste l'étendue de l'accord et montrent un biais significatif. Seule la problématique anthropologique, individuelle ou populationnelle visée peut définir si l'intervalle de l'accord est acceptable. La meilleure approche consisterait à définir a priori les différences maximales tolérables en fonction de critères pertinents puis d'entamer une approche statistique pour vérifier si ces limites sont atteintes.

CEMENTOCHRONOLOGIE ET IDENTIFICATION

Cas des trois suspicions d'identité à Carspach

Pour discuter l'intérêt des différences de précisions et les interprétations qui en découlent, nous avons choisi de présenter une comparaison des techniques manuelles et semi-automatisées des estimations de l'âge au décès des soldats de *Carspach* où un doute résidait dans l'attribution de l'identité de trois sujets. Dans le cadre de cette analyse, nous nous sommes demandé si la précision des estimations cémentochronologiques peut nous amener à réattribuer l'âge des individus non identifiés pour indirectement restituer l'identité des corps exhumés.

Pour rappel, 105 microphotographies ont été acquises à partir des préparations histologiques de la collection de *Carspach*. Comme nous l'avons vu, l'estimation de l'âge au décès pour chaque individu repose donc sur cinq comptages de champs du *CAFE* par l'opérateur. Ces comptages ont été moyennés puis ajoutés à l'âge de calcification des ¾ de la racine de la canine [10,5 ans (AlQahtani, Hector et Liversidge, 2010)]. Les estimations de l'âge au décès des sujets sont représentées sur la figure 102.

En premier lieu, il apparaît que l'étendue des distributions varie d'un individu à l'autre. Cela traduit la difficulté d'obtenir des dispersions similaires de comptes sur toutes les lames, même pour de jeunes sujets, et cela traduit indirectement la variabilité de la lisibilité des lames d'un même sujet. Chez certains individus, l'étendue des estimations est très faible. Autrement dit, la précision est importante. Les individus *Cars-1013*, *Cars-1014* et *Cars-1015*, représentés en gris foncé sur le graphique, affichent des âges estimés distincts. Afin d'examiner la significativité des différences entre les âges des trois individus concernés,

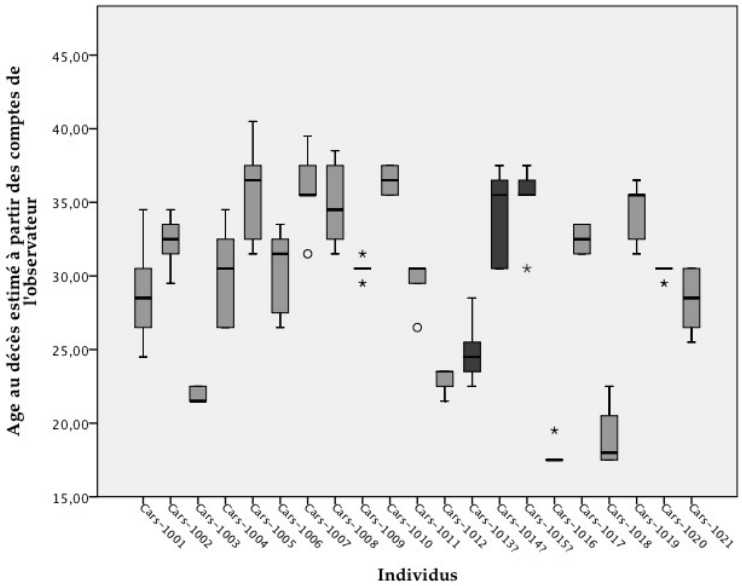


Figure 102 : Ages au décès des soldats de *Carspach* estimés d'après les comptes manuels d'annuli.

nous avons réalisé un test *Kruskal-Wallis*. Les résultats de ce test indiquent que l'on peut rejeter l'hypothèse nulle d'absence de différence significative entre les classes d'âge décennales [χ^2*=9,591 ; p=0,000*] et il y a bien une différenciation d'au moins deux de ces individus entre eux. Nous avons ensuite réalisé des tests *post hoc* pour effectuer les comparaisons appariées des trois sujets. Les distinctions statistiquement significatives concernent sans surprise les différences d'âge entre *Cars-1013* et *Cars-1015* [*p=0,016*] et entre *Cars-1013* et *Cars-1014* [*p=0,031]* et confirment la distinction visible sur le graphique.

Afin de corroborer la tendance observée, le système Visilog® de comptage automatisé a été utilisé dans le but d'augmenter considérablement le nombre d'observations. Sur une micrographie sélectionnée par individu sur des critères de lisibilité, nous avons procédé à la reconnaissance et au dénombrement automatisé des anneaux cémentaires puis à l'estimation de l'âge de l'individu. Il est à noter que les estimations basées sur 101 comptages restent précises à en juger par la faible dispersion des estimations (Figure 103). Les résultats montrent qu'il n'y a toujours pas de superposition des estimations de l'individu *Cars-1013* avec les individus *Cars-1014* et *Cars-1015*, mais l'utilisation du logiciel fait apparaître une tendance pour l'individu *Cars-1014* à être plus jeune que *Cars-1015*. Toujours avec l'objectif d'étudier la significativité des différences entre les âges des trois sujets, nous avons réalisé un test *Kruskal-Wallis* qui confirme la distinction d'au moins deux individus [χ^2*=237,763; p=0,000*]. Des tests *post hoc* montrent que les distinctions significatives concernent maintenant les trois sujets [*p=0,000*].

Rappelons que ces estimations sont basées pour ces trois individus sur des canines inférieures permettant une comparaison directe. Cependant, la variabilité de l'éruption de la canine doit être considérée. La différence d'âge des sujets

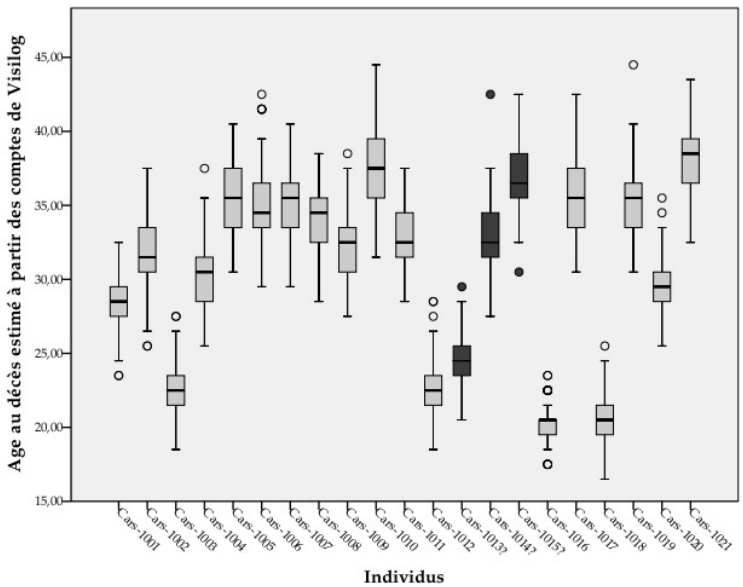


Figure 103 : Ages au décès des soldats de *Carspach* estimés d'après les comptes semi-automatisés d'annuli.

peut difficilement s'expliquer par une différence d'âge à l'éruption de la canine inférieure. En effet, même s'il existe une variabilité dans la chronologie de la mise en place des canines, la littérature montre une variation de l'ordre de ± 1 à 2 ans pour la canine inférieure (AlQahtani, Hector et Liversidge, 2010). Or la différence d'âge entre le sujet *Cars-1013* et les sujets *Cars-1014* et *Cars-1015* est très supérieure à cet écart et ne pourrait être perçue comme la conséquence d'un simple retard à l'éruption. Même si la différence entre les estimations de l'âge de *Cars-1014* et de *Cars-1015* est plus réduite, le même argument peut être avancé.

Les données d'archives montrent bien des âges civils différents pour les trois soldats [*Friedrich Lotz, né le 02/01/1886 – Karl Paaris, né le 02/02/1882 – Gottlieb Wolframm, né le 14/02/1891*] (Figure 104). Ces données confrontées aux estimations cémentochronologiques et aux analyses des distributions montrent que l'individu *Cars-1013* serait le plus jeune des trois soldats, et que la dent analysée serait celle de *Gottlieb Wolframm* né le 14 février 1891 à Westgreußen. *Cars-1014* serait *Friedrich Lotz et Cars-1015* serait bien *Karl Paaris.* Nous rejoignons les propos de Grosskopf et McGlynn (2011) qui énoncent que l'inexactitude globale de la cémentochronologie, même faible, rend impossible l'identification positive d'un corps. Mais comme le souligne Márquez-Grant, (2015) une estimation de l'âge au décès ne permet pas une identification positive mais peut contribuer à l'identification d'un défunt. Cette limitation est donc propre à toutes les méthodes mais la précision atteinte par la cémentochronologie associée à un contexte particulier comme celui du site de *Carspach* permettent d'affiner les suspicions d'identité des individus.

Figure 104 : Panneau de bois où figurent les noms, grades, dates et lieux de naissances des 21 soldats portés disparus à *Carspach* le 18 mars 1918.

(Connu par les sources iconographiques). PAIR©

4.7 CÉMENTOCHRONOLOGIE : MEILLEURE MÉTHODE, MOINS MAUVAISE MÉTHODE, OU UNE MÉTHODE PARMI D'AUTRES ?

Pour qu'une méthode d'estimation de l'âge au décès soit considérée comme applicable, elle doit répondre à des exigences spécifiques (Cunha et al., 2009 ; Ritz-Timme et al., 2000). La cémentochronologie a certes été présentée à la communauté scientifique dans des revues évaluées par les pairs mais même si ce critère est un préalable à la reconnaissance et à l'adoption de la technique, la précision, principal atout de la cémentochronologie, reste mal cernée. Mais l'adoption d'une méthode passe également par la reconnaissance de cette précision qui, en plus d'être testée, doit être clairement définie. Or, nous l'avons vu, précision et exactitude demeurent confondues et se retrouvent souvent résumées à un seul chiffre pour affirmer les performances de la technique. Par précaution, les méthodes ambiguës ne sont pas recommandées dans des expertises médico-légales compte tenu de l'impact juridique potentiel. Cette précaution se propage naturellement aux études anthropologiques et au contexte archéologique. La cémentochronologie se retrouve alors perçue comme une méthode peu fiable par certains, et comme une technique parmi les plus performantes par d'autres, confortant ainsi une position très ambiguë. En apportant des informations claires concernant la précision et l'exactitude des estimations, notre objectif est de mettre à disposition les détails pertinents de la méthode pour vérifier si elle répond aux exigences requises à son adoption. Une dernière condition de l'applicabilité d'une méthode d'estimation de l'âge concerne son niveau d'exactitude. Rösing et Kvaal (1997) ont déclaré que des méthodes caractérisées par des intervalles de confiance à 95% supérieurs à ±14 ans ne doivent pas être utilisées. Dans notre travail, nous avons démontré que bien qu'en moyenne l'exactitude de la cémentochronologie établie au seuil de confiance de 95% soit bonne, elle peut dans le détail être comprise entre -15,5 et +5,6 ans et frôle donc les limites acceptables pour les sujets âgés. Néanmoins, la modélisation a permis d'aboutir à un bon compromis entre l'incertitude très réduite des jeunes sujets et l'incertitude prononcée des sujets âgés et d'établir que l'exactitude générale au même seuil de confiance est comprise entre -6,0 et +7 ans. Même assorties des plus sévères imprécisions, les estimations cémentochronologiques restent donc dans les limites admissibles.

Pour discuter de l'apport de la cémentochronologie au panel de méthodes disponibles, l'examen seul de la littérature consacrée aux différentes méthodes rend difficile la comparaison des fiabilités. Les techniques osseuses et dentaires ont été employées sur des échantillons de nature et de taille différentes et ont subi des traitements statistiques différents. De plus, les définitions de l'erreur, de la précision et de l'exactitude, souvent différentes dans la littérature cémentochronologique, présentent les mêmes divergences chez les autres auteurs, rendant la comparaison délicate.

Néanmoins, nous nous sommes risqués à condenser des informations pertinentes de ces méthodes (Figure 105). Les informations étant très résumées, nous conseillons la consultation des articles originaux pour plus de détails sur les échantillons testés et les traitements statistiques adoptés. Au vu de cette comparaison des performances attendues, nul doute que la cémentochronologie peut se faire une place au sein de toutes ces techniques.

Même si la cémentochronologie dispose de fervents ambassadeurs recommandant l'adoption de cette technique, cette méthode ne supplante pas les autres techniques à nos yeux. Dans un premier temps, nous préconisons l'emploi de la

Meindl et Lovejoy (1985) – *Stades et intervalles*
- *Voûte – 1 variable : synostose sutures exocrânienne*
- *Stade <49 ; [18-45] ; [22-48] ; [24-60] ; [24-75] ; [30-71] ; [23-76] ; >40*

Ascadi and Nemeskeri (1970) – *Stades et intervalles*
- *Voûte – 1 variable : synostose sutures endocrânienne*
- *Stade 0,4-1,5 [15-40] ; 1,6-2,5 [30-60] ; 2,6-2,9 [35-65] ; 3,0-3,9 [45-75] ; 4,0 [50-80]*

Brooks et Suchey (1990) – *Phases et intervalles de confiance*
- *Symphyse pubienne – 5 variables : stries, délimitation des extrémités, construction du rempart ventral, anneau symphysaire, éléments de destruction.*
- *Phase I (15-24); II (19-40); III (21-53); IV (26-70); V (25-83); VI (42-87)(Femmes) / Phase I (15-23); II (19-34); III (21-46); IV (23-57); V (27-66); VI (34-86)(Hommes)*

Lovejoy et al. (1985) – *Err. moy : 7,8 ans / Biais -3,7 ans*
- *Surface auriculaire os iliaque - 5 variables : organisation transverse, granulations, activité rétro auriculaire et apicale, porosités*

Buckberry-Chamberlain (2002) – *Scores et intervalles*
- *Score 5–6 [16-19] ; 7–8 [21-38] ; 9–10 [16-65] ; 11–12 [29-81] ; 13–14 [29-88] ; 15–16 [39–91] ; 17–19 [53–92]*
- *Surface auriculaire de l'ilium - 4 variables : organisation transverse, texture, micro et macroporosités, modifications apicales*

Schmitt (2002, 2005) – *Scores et intervalles probables*
- *[20-29] ; [30-39] ; [40-49] ; [50-59] ; >60*
- *Surface auriculaire de l'ilium - 4 variables : organisation transverse, modifications de la surface, de l'apex, de la tubérosité iliaque*

Iscan et al. (1984) – *Scores et intervalles*
- *Score 3 [17] ; 4 [18-2] ; 5 [18-25] ; 6 [18-30] ; 7 [19-31] ; 8 [21-36]; 9 [24-66] ; 10 [30-64] ; 11 [41-67] ; 12 [32-67] ; 13 [44-71] ; 14 [52-76] ; 15 [44-70]*
- *Extrémité distale de la 4ième côte – 3 variables : aspect du bord et des murs osseux, profondeur et aspect du puits sternal*

Rouge-Maillart et al. (2009) – *Scores et intervalles*
- *Score 7–10 [16-21] ; 11–14 [19-30] ; 15–18 [30-38] ; 19–22 [23-49] ; 23–26 [28-58] ; 27–30 [48-74] ; 31–32 [62-80]*
- *Acetabulum et surface auriculaire de l'ilium – 8 variables : bord, fosse, porosité et extrémité postérieure de la surface semi-lunaire + organisation transverse, texture, porosités, modifications apicales*

Rissech et al. (2006) – *Scores et intervalles probables*
- *Exactitude <5 ans*
- *Acetabulum – 7 variables : sillon sous le bord, forme du bord, porosité du bord, activité de la surface semi-lunaire postérieure, de la limite extérieure de la fosse, de la fosse et porosité de la fosse*

Passalacqua (2009) – *Scores et intervalles de confiance*
- *Phase 1 [9–23] ; 2 [17-29] ; 3 [10-46] ; 4 [16-75]; 5 [21-81]; 6 [35-91]*
- *Sacrum – 7 variables : fusions S2-S3, S1-S2, S1, modification surface auriculaire, changements apicaux, micro-macroporosité*

Histologie osseuse, Crowder et Pfeiffer (2010)
- *Inc. 4,1-19,9 ans / Imp. 11,6-20,8 ans*
- *Côte, fémur – 1 variable : densité d'ostéons intacts et fragmentaires*

Gustafson (1950) – *Inc. 3,6-10,9 ans*
- *Extraction - Stéréomicroscope, radiographie, source lumineuse*
- *6 variables : attrition, dentine secondaire, récession parodontale, dépôt de cément, résorption radiculaire, transparence radiculaire*

Bang et Ramm (1970) – *Intervalles de confiance*
- *Exactitude 4,2-4,7 ans (IC35%) ; 9,2-10,5 ans (IC65%)*
- *Extraction, (coupe) – Équipement standard, (scie)*
- *1 variable : transparence radiculaire*

Kvaal et Solheim (1994) – *Inc. 8 ans*
- *Extraction - Stéréomicroscope, radiographie, (source lumineuse)*
- *3 ou 4 variables : (transparence radiculaire), récession parodontale, ratio largeur pulpe/largeur racine, ratio longueur pulpe/longueur racine*

Lamendin et al. (1992) – *Inc. 10 ans*
- *Extraction - Pied à coulisse, source lumineuse / négatoscope*
- *3 variables : hauteur attache du parodonte, transparence radiculaire, longueur racine*

Prince et Ubelaker (2002) – *Inc. 8,2 ans*
- *Extraction - Pied à coulisse, source lumineuse / négatoscope*
- *5 variables : hauteur attache du parodonte, transparence radiculaire, longueur racine, sexe, origine*

Cémentochronologie – *Inc. 3,5-5,6 /Imp. 4,5-5,3 ans*
- *Extraction, coupe - Résine, scie, microscope polarisant*
- *1 variable : annuli du cément*

Racémisation de l'acide aspartique, Ohtani et al. (1995)
- *Exactitude 1,5-4,0 ans*
- *Extraction, préparation - chromatographie*
- *1 variable : ratio de la forme dextrogyre / lévogyre*

Figure 105 : La cémentochronologie et les principales méthodes osseuses et dentaires d'estimation de l'âge au décès.

En gris sombre, les méthodes osseuses communément employées ; en gris clair les méthodes dentaires les plus utilisées. Pour chaque méthode figurent les variables observées, les intervalles ou incertitudes originellement publiés par les auteurs ainsi que le matériel requis pour l'adoption des techniques dentaires.

cémentochronologie en renfort des techniques macroscopiques classiques, pour une approche combinée telle qu'elle peut être recommandée (Baccino et al., 1999 ; Meindl et Russell, 1998 ; Ubelaker, 2000) ou pour apprécier les différentes performances des indicateurs isolés jugés parfois individuellement plus performants (Martrille et al., 2007 ; Saunders et al., 1992 ; Schmitt, 2001). Les études qui ont tenté une approche multicritère incluant les dépôts cémentaires et permettant la comparaison directe des estimations restent peu fréquentes (Bertrand et al., 2016 ; Gauthier et Schutkowski, 2013 ; Huffman et Antoine, 2010 ; Robbins Schug, Brandt et Lukacs, 2012 ; Wittwer-Backofen et al., 2008). Celles basées sur des sujets d'âge connu sont rares (Couoh, 2017 ; Jankauskas, Barakauskas et Bojarun, 2001 ; Meinl et al., 2008). Dans leur étude comparant la cémentochronologie aux méthodes Bang et Ramm et Lamendin (Bang et Ramm, 1970 ; Lamendin et al., 1992), Meinl et ses coauteurs (2008) ont conclu que les estimations réalisées au moyen des dépôt cémentaires devraient être envisagées. Nous adhérons à la démarche de ces auteurs qui, plutôt que d'opposer les méthodes, proposent de les combiner pour affiner les prédictions. Point non négligeable, ces auteurs suggèrent qu'une standardisation peut encore améliorer cette fiabilité. Jankauskas et ses collaborateurs (2001) ont montré que les approches basées sur les sutures endocrâniennes et la symphyse pubienne se caractérisent par des erreurs similaires à la cémentochronologie. Il nous est difficile de ne pas modérer ce constat en précisant que cette étude se basait sur un protocole de préparation histologique non standardisé qui a conduit à l'analyse de lames d'épaisseur variant de 35 à 100μm et au rejet de près de 20% des coupes. Malgré nos réserves, cette approche montre que la fiabilité de la cémentochronologie même non standardisée est, au pire, analogue à celle des techniques osseuses adoptées. La plus récente étude (Couoh, 2017) explique les différences entre l'âge chronologique et l'âge estimé non pas en termes d'incertitude différentielle mais en termes de retard ou d'accélération du processus de vieillissement de l'individu. Bien que la démarche soit originale, la confiance que l'auteur accorde à la cémentochronologie l'amène à qualifier l'estimation cémentochronologique d'âge chronologique. Bien que nous n'adhérions pas à cette affirmation et que nos résultats démontrent une variabilité du cément propre à n'importe quel indicateur biologique, il est intéressant de constater que les estimations basées sur la symphyse pubienne, la surface auriculaire et le cément sont discordantes. Ces différences peuvent, en effet, résulter de la variabilité des phénomènes de sénescence au sein d'un même sujet, comme le rappelle Schmitt (2002). Dans de précédents travaux, nous avons démontré des différences considérables entre des estimations basées sur les techniques morphologiques et sur des préparations histologiques dentaires de sujets atteints de dysplasies osseuses (Bertrand et al., 2016). Nous émettons donc l'hypothèse que des conditions pathologiques peuvent aussi influencer l'efficacité de méthodes traditionnelles de l'estimation de l'âge au décès et accentuer les dissimilitudes relevées entre différents indicateurs. Cependant, nous devons garder à l'esprit que des

discordances sont et seront inéluctables puisque les méthodes ont été élaborées sur des référentiels différents.

Le choix d'une méthode d'estimation de l'âge au décès doit prendre en compte le sujet considéré ainsi que le contexte de l'étude ou de l'expertise. Les résultats de l'enquête menée chez les membres de *l'American Association of Forensic Sciences* (Garvin et Passalacqua, 2012) montrent que le choix et l'application d'une méthode se fondent aussi sur l'habitude et l'expérience et que des méthodes traditionnelles telle que la méthode Suchey-Brooks sont souvent privilégiées. Le choix d'une technique ne peut être optimal que si la précision requise par l'analyse est établie et si certains paramètres tels que la préservation, le sexe ou l'origine sont déterminables ou non, et à considérer ou non. On comprend aisément qu'un mauvais état de conservation condamne certaines techniques mais dans un contexte médico-légal, les méthodes qui dégradent l'apparence externe d'un corps bien préservé (*e.g.* synostose des sutures crâniennes, surface auriculaire de l'ilium) ne peuvent pas toujours être employées (Baccino et al., 2014). Dans ce contexte, une méthode dentaire basée sur un prélèvement plus discret peut donc être privilégiée. Comme le rappel Cunha et ses collaborateurs (2009), les meilleures méthodes ne sont pas nécessairement celles qui affichent la meilleure exactitude, mais parfois celles qui ont été éprouvées sur différentes populations et qui s'avèrent pratiques, rapides et peu onéreuses. Le coût et le temps à investir sont, en effet, également des préoccupations majeures et ne favorisent pas le développement de la cémentochronologie. Mais contrairement à certaines idées préétablies, nous soutenons que la cémentochronologie, pour des cas individuels, est raisonnable en termes de temps et de coût. Evidemment, la nécessité d'un équipement spécifique limite son applicabilité, mais les préparations dentaires nécessitent des équipements souvent accessibles aux anthropologues. Une fois l'investissement en équipement soustrait, le prix de revient d'une préparation devient négligeable pour un laboratoire et la préparation d'une dent est rapide. Si une étuve est utilisée pour accélérer la polymérisation de la résine, l'inclusion et le traitement des images peuvent être effectuées dans la demi-journée.

L'adoption d'une technique intègre donc l'appréciation d'un ratio « coût/bénéfice » ou plus exactement du ratio « accessibilité /performance ». En cémentochronologie, malgré une précision et une exactitude hautes, ce ratio peut difficilement rivaliser avec celui des techniques de Suchey-Brooks ou de Lamendin. La méthode Lamendin offre une exactitude qui peut, en effet, être très satisfaisante. Cependant, certains travaux montrent que son applicabilité est sensible aux affections taphonomique qui influencent la transparence radiculaire (Megyesi, Ubelaker et Sauer, 2006). Comme nous l'avons vu, la cémentochronologie n'échappe pas à cette règle mais quelques dixièmes de millimètres carrés de tissus indemnes suffisent pour disposer d'une *ROI* permettant un décompte d'*annuli* et une estimation de l'âge. Ainsi, dans le cas de sujets

caractérisés par un important *PMI* ou de sujets archéologiques, le ratio peut s'inverser à l'avantage de la cémentochronologie. De plus, dans le cas de la méthode Lamendin, les processus taphonomiques peuvent biaiser les estimations sans que l'opérateur en soit pleinement conscient. Sur des préparations histologiques, ces modifications taphonomiques sont visibles et quantifiables et orientent l'analyste vers une zone saine ou simplement empêchent toute estimation.

En dépit de sa fiabilité engageante, prescrire la cémentochronologie en lieu et place de toutes les autres méthodes nous paraît déraisonnable. Nous avons vu que pour la précision et l'exactitude, la cémentochronologie se présentent comme un système à deux niveaux de performances. Même si la fiabilité générale est très satisfaisante, elle peut être grandement améliorée en s'assurant que l'âge du sujet est inférieur à 50-60 ans. Afin d'exploiter au mieux les performances de la cémentochronologie, nous recommandons son usage en complément d'une méthode permettant d'estimer cette limite avec un bon niveau de confiance telles que l'usage des techniques développées par Suchey-Brooks ou Schmitt.

5. Conclusions et Perspectives

Les techniques d'estimation de l'âge au décès chez l'adulte sont soumises à de vives critiques mais la variabilité des processus dégénératifs et de maturation osseuse a conduit à l'évaluation, puis à l'acceptation, des erreurs associées à chacune des méthodes. L'adhésion à ce concept d'imprécision n'est cependant pas encore unanimement consentie et une technique semble déroger à la règle fondamentale de la variabilité biologique : la cémentochronologie. Cette méthode se fonde sur le principe séduisant d'un enregistrement annuel dans le tissu cémentaire, offrant un accès à un indicateur assimilé à l'âge chronologique. Ce principe simple, pourtant basé sur un tissu complexe, amène une littérature très optimiste mais aussi confuse en ce qui concerne les protocoles recommandés et les taux de précision et d'exactitude rapportés. Notre étude démontre que l'analyse cémentochronologique peut permettre une estimation fiable de l'âge au décès et que, sous certaines conditions, elle peut devenir un outil polyvalent et puissant. Nos résultats démontrent également que, mal employé, cet instrument peut conduire à des âges précisément inexacts. Compte tenu des exigences spécifiques requises par les expertises en contexte médico-légal et en contexte archéologique, cette situation est problématique et notre étude a eu pour objectif d'établir les limites de l'estimation de l'âge par cémentochronologie.

Les étapes de sélection et de préparation des dents, déterminantes dans l'évaluation de la fiabilité des estimations, ont fait l'objet d'une attention particulière. Notre recherche s'est fondée sur un référentiel composé de 200 canines extraites de sujets de référence dont l'âge, le sexe, l'intervalle *post mortem* et la durée d'inhumation sont connus. Pour déterminer l'influence de la taphonomie sur les performances de la méthode et discuter de son applicabilité à du matériel ancien, 200 canines extraites de sujets archéologiques datés entre les XIIe et XVIIIe siècles ont été intégrées à l'étude. Ce large échantillon se distingue de ceux traditionnellement utilisés en cémentochronologie puisqu'aucune extraction n'a été réalisée pour des motifs thérapeutiques et un seul type dentaire est représenté. L'adoption d'un protocole certifié ISO-9001 a conduit à la réalisation des 2000 lames histologiques attendues et ce taux de réussite contraste avec ceux révélés dans la littérature.

Cette standardisation a permis de s'affranchir des erreurs aléatoires afin de quantifier de manière optimale la concordance des estimations effectuées, donc

la précision, et de mesurer la valeur de l'accord entre l'âge estimé et l'âge chronologique, donc l'exactitude. Précision et exactitude ont donc été analysées distinctement au moyen d'une série d'indicateurs avant d'être confrontées. Certains de ces indicateurs, sensibles à l'âge, ont permis l'examen approfondi de l'imprécision et de l'incertitude pour toutes les classes d'âge alors que d'autres, peu ou pas sensibles à l'âge, ont permis d'identifier d'autres facteurs influençant la fiabilité des estimations.

L'imprécision globale établie au seuil de confiance de 95% est de ±4,9 ans. Nous avons établi que près d'un tiers de la variance de cette imprécision peut être expliquée en termes d'âge et qu'il existe donc une relation significative entre l'imprécision absolue et l'âge chronologique du sujet. Ainsi, cette imprécision peut être inférieure à une année chez les jeunes sujets mais peut atteindre huit ans chez les individus âgés. Bien que l'imprécision s'amplifie graduellement avec l'âge, une augmentation plus forte se dessine après 50 ans. Dès lors, ces résultats démontrent que la précision de la cémentochronologie exprimée en années peut difficilement se résumer à un chiffre pour décrire les performances de la méthode. Puisqu'il n'existe pas de valeurs seuils de la précision pour accepter ou rejeter une estimation, nous avons extrait des limites à partir des intervalles de confiance. Ainsi, une précision comprise entre ±4,5 et ±5,3 ans peut être considérée comme acceptable. En dessous de ±4,5 ans, la précision peut être estimée comme haute et à l'inverse elle peut être jugée comme faible si elle dépasse ±5,3 ans. L'imprécision relative globale, indépendante de l'âge du sujet, établie au seuil de confiance de 95% est de ±10,1%. En appliquant la même démarche, une précision relative peut être considérée comme haute si elle est inférieure à 9,4% et comme faible si elle dépasse 10,9%. Entre ces deux bornes, la précision peut être considérée comme acceptable. Lorsqu'elle n'est pas quantifiée par l'opérateur, c'est cette valeur moyenne de l'imprécision relative que nous recommandons de considérer.

L'exactitude de la cémentochronologie se retrouve aussi souvent réduite à un chiffre pour attester sa performance. Cependant, une incertitude de 10 ans n'a pas la même signification selon que le sujet a 30 ans ou 80 ans. Ainsi deux approches ont été également adoptées, l'une absolue, l'autre relative. L'incertitude absolue établie au seuil de confiance de 95% est en moyenne de -4,5 ans. Cette valeur témoignant d'une tendance générale à la sous-estimation trouve une place entre les valeurs publiées les plus optimistes et les plus perplexes. L'incertitude calculée pour les sujets de moins de 60 ans se révèle excellente puisqu'elle se situe entre -0,7 et +1,4 année. Mais cette incertitude absolue se caractérise par une nette aggravation de l'écart entre l'âge estimé et l'âge réel après 60 ans, conduisant à des sous-estimations de plus en plus prononcées. L'incertitude établie au seuil de confiance de 95% pour ces sujets de plus de 60 ans s'étend de -8,2 à -5,6 ans. Pour tirer avantage de cette justesse à deux paliers, une technique osseuse ou dentaire permettant de garantir que le sujet

étudié est plus jeune ou plus âgé que 60 ans peut être adoptée. À défaut, nous avons estimé que l'incertitude relative, indépendante de l'âge du sujet, est de 9,2%.

Nos résultats démontrent que la précision et l'exactitude sont liées de manière significative et que la dispersion des comptes traduisant la variabilité des dépôts est un facteur clé dans la justesse des estimations car elle permet de prendre en compte *l'effet de trajectoire* inhérent à toute technique d'estimation de l'âge.

Pour soustraire à la cémentochronologie une source d'erreur liée à l'approximation de l'âge de la calcification de la racine, nous avons développé une modélisation directement basée sur le nombre d'*annuli* afin d'arriver à un compromis entre l'incertitude très réduite des jeunes sujets et l'incertitude trop prononcée des sujets âgés. Ce modèle a permis d'atteindre une exactitude globale de ±5,7 ans ou ±6,8% mais également de générer des tables de prédiction à différents niveaux de confiance, simples à utiliser, qui permettent d'intégrer l'imprécision et donc l'*effet de trajectoire*. Ainsi l'attribution d'une marge liée à l'imprécision étend certes l'intervalle de prédiction mais optimise la probabilité de réaliser une estimation exacte.

L'étude a établi qu'en plus de l'âge chronologique, la lisibilité du tissu cémentaire et les affections taphonomiques influencent la précision ainsi que l'exactitude des estimations. La visibilité des dépôts de cément acellulaire, souvent évoqué pour légitimer l'exclusion de lames histologiques, a dans ce travail été considérée comme le reflet de la variabilité du tissu. Son évaluation chiffrée a permis d'établir que plus l'âge chronologique des sujets est avancé, plus il est difficile de discerner les alternances cémentaires. Ces résultats originaux trouvent une explication dans de récents travaux illustrant que la minéralisation du cément se poursuit au-delà de son dépôt initial et qu'elle est plus avancée chez les sujets âgés ou dans les couches de cément les plus anciennes. D'autres mécanismes liés à la réduction des forces occlusales avec l'âge ou au vieillissement de macromolécules au sein du tissu sont susceptibles d'être impliqués dans l'évolution des dépôts de cément et nécessitent des investigations plus poussées. La nature de ce tissu, non vascularisé et donc peu poreux, lui confère une grande résistance mais sa position, à l'interface entre le milieu extérieur et la dentine où les tubules ouvrent une voie d'accès au système vasculaire, l'expose doublement aux agents taphonomiques. Les résultats de l'analyse histotaphonomique ont confirmé cette exposition interne et externe du tissu et indiquent des schémas ou des degrés d'altération différents selon les collections étudiées. Cette approche, qui nécessitera à l'avenir de considérer la nature des sols, révèle des altérations précoces mais établit un lien avec les délais *post mortem* et d'inhumation. Sur des tissus très altérés, nos résultats font état d'intervalles de confiance de l'imprécision et de l'incertitude plus étendus et démontrent que la cémentochronologie est, comme n'importe quelle méthode, soumise aux *lois de*

l'enfouissement. Toutefois, contrairement à toutes les autres techniques où les altérations peuvent biaiser les estimations sans que l'anthropologue en soit conscient, l'histologie permet de déceler les zones affectées et quelques dixièmes de millimètres carrés de tissus sains sont suffisants pour effectuer un décompte d'*annuli.* La méthode s'avère donc très adaptée à l'examen de sujets archéologiques et, dans des cas extrêmes, l'examen d'une séquence même incomplète des dépôts peut permettre l'estimation d'un âge minimum qui, dans le cas de sujets fortement dégradés, peut représenter l'unique donnée exploitable. Les questions de la cinétique des altérations requièrent un travail de taphonomie expérimentale. Nous avons illustré que les changements des propriétés mécaniques possiblement liés à l'âge ou à la dégradation du collagène conduisent à la formation de microfracturations offrant aux micro-organismes des voies pour pénétrer le cément. Couplée à des expérimentations à moyen et long terme, l'histologie sera un outil puissant pour comprendre ces processus *post mortem* et l'hypothèse d'une conservation différentielle du cément avec l'âge devra être testée.

Ce verrou sera à lever, notamment dans le cadre de reconstructions paléodémographiques, afin de vérifier que la préservation n'entraîne pas de sous- ou surreprésentation de certaines classes d'âge. En l'absence de parodontopathies soupçonnées d'entraîner l'arrêt des dépôts cémentaires et donc la sous-représentation des sujets âgés, le cément est un indicateur prometteur pour reconstruire la structure de populations anciennes. Notre réflexion sur les vecteurs de probabilités a montré que le profil de la structure par âge de la population de référence ne semble pas déterminer celui de la population cible. Ce phénomène connu en paléodémographie laisse cependant place à un artéfact paradoxalement provoqué par l'excellente exactitude de la cémentochronologie pour une classe d'âge particulière. Préalablement à l'adoption de la cémentochronologie en paléodémographie, nous recommandons le passage d'une collection de référence à une véritable population de référence par l'enrichissement de notre référentiel et par l'attribution d'effectifs identiques pour chaque classe d'âge. Nous recommandons également d'expérimenter cette approche sur des populations où des informations issues des données d'archives sont disponibles et en complément des approches osseuses traditionnelles.

Le décompte d'*annuli* sur des larges séries constitue une opération fastidieuse et donc un sérieux obstacle aux études cémentochronologiques. L'analyse d'image, aujourd'hui adoptée en routine dans certains champs de la sclérochronologie, permet de réduire la part de subjectivité de l'observateur et le temps consacré aux analyses. Notre expérimentation d'un module développé sur une plateforme éprouvée en biologie animale a permis la comparaison de 975 comptes manuels à 20 200 comptes semi-automatisés. Nos résultats indiquent une précision établie au seuil de confiance de 95% de l'ordre de 8% et une exactitude de l'ordre de 11%, donc très similaires à celles d'un opérateur, et dénotent la même

sensibilité à *l'effet de trajectoire.* Le logiciel se montre cependant plus sensible aux phénomènes d'infiltrations qui semblent perturber sa reconnaissance des *annuli* et souligne encore l'importance des affections taphonomiques en cémentochronologie. Phénomène plus gênant, malgré une reproductibilité éprouvée comme pour l'opérateur, l'approche automatisée se caractérise par 4% de mesures répétées irrationnelles qui affectent la confiance accordée au système et nécessitent des développements complémentaires. Enfin, l'automatisation donne l'impression d'une plus grande objectivité mais l'opérateur intervient à plusieurs niveaux de l'analyse et assiste le logiciel autant que le logiciel aide l'analyste.

Les performances de la cémentochronologie pour estimer un âge individuel seraient presque irréprochables si elles n'étaient pas entachées de rares estimations aberrantes. Ces défaillances, qui peuvent concerner une ou plusieurs dents d'un même sujet, ont été recensées chez de nombreuses espèces de mammifères et trois origines peuvent être retenues. La plus probable, que nous avons pourtant cherché à prévenir, est liée à des parodontopathies non décelées ou à toute autre pathologie pouvant entraîner un déséquilibre de la cémentogenèse. Ainsi, certaines années ou à compter d'un certain âge, selon que le déséquilibre soit aigu ou chronique, le dépôt de cément ne serait pas opéré ou serait édifié différemment, ou encore la séparation avec le dépôt précédent ne serait pas matérialisée. La seconde cause que notre protocole a également tenté de considérer concerne certains *annuli* qui, bien que présents, ne seraient pas discernables. Cette raison pourrait expliquer certains écarts mais plus difficilement de fortes incohérences. Enfin, une dernière hypothèse qui ne peut être exclue concerne la variabilité de la rythmicité des appositions qui, pour certains sujets ou certains moments de la vie d'un sujet, se feraient sur une période plus courte ou plus longue qu'une année. Ces trois causes possibles représentent, selon nous, trois axes qu'il sera nécessaire d'explorer pour lever le doute sur les quelques incohérences et exploiter au mieux le tissu cémentaire. Au vu des perspectives en contextes médico-légal et archéologique, il est compréhensible que l'étude des paramètres individuels de l'histoire de la vie d'un individu telles que les grossesses soit la plus séduisante mais une erreur consisterait à occulter les nombreux autres facteurs contribuant aux différences de développement des appositions de cément. Pour aborder ces problématiques, il est essentiel que la composition de l'échantillon de référence utilisé soit renseignée avec le maximum de détails relatifs à l'âge et au sexe et qu'elle intègre des données liées à l'état de santé des individus, à leur variabilité géographique et à leur environnement. Si de nombreux facteurs affectent le développement de certains *annuli* et compliquent leur interprétation, on peut admettre qu'ils influencent leur composition. La micro-analyse couramment adoptée en sclérochronologie représente donc une voie à explorer pour identifier, dans cette archive biologique qu'est le cément, des signatures chimiques d'événements physiologiques ou environnementaux.

La cémentochronologie, par ses performances et ses perspectives, ouvre donc un large champ d'application aux sujets actuels et archéologiques. Cependant, sa nature invasive, inhérente à toute méthode histologique, la condamne à ne pas s'étendre à du matériel fossile. Même si aucune des techniques d'imagerie à haute résolution que nous avons testées (*Skyscan 1172, Bruker© PMOI ; Ultratom, RxSolution© ISIS4D*) n'a permis la visualisation et la quantification des dépôts cémentaires, d'autres technologies tomographiques non invasives ont été utilisées pour visualiser des structures aussi détaillées que les fibres de Sharpey et s'avèrent prometteuses (Cunningham et al., 2012 ; Rücklin et al., 2011 ; Sanchez et al., 2013). Les techniques synchrotron fournissent la résolution et le contraste nécessaires à la sclérochronologie pour reconstituer des structures anatomiques en 2D (Le Cabec, Dean et Begun, 2017 ; Curtin et al., 2012 ; Stock et al., 2017) et en 3D (Rücklin et al., 2012) et représentent un moyen pour développer la cémentochronologie non invasive et ouvrir la méthode aux populations fossiles. Un autre moyen, tout aussi prometteur mais certainement plus accessible, concerne la tomographie en cohérence optique qui, chez l'animal, a déjà montré son potentiel pour détecter le changement de l'indice de réfraction des dépôts annuels et pour déterminer l'âge d'un individu sans contact avec le fossile (Leiss-Holzinger et al., 2015).

Il ressort clairement de notre étude que plusieurs facteurs à la fois méthodologiques, taphonomiques et physiologiques doivent être considérés pour une adoption rigoureuse de la cémentochronologie. L'examen de la variabilité des dépôts du cément acellulaire a permis de confirmer que résumer un décompte d'*annuli* à un âge chronologique revient à ignorer la variabilité d'un indicateur biologique. La cémentochronologie, comme toute autre méthode, se caractérise par des limitations en termes d'efficacité et d'applicabilité et l'analyse des erreurs associées aux estimations de l'âge au décès a permis de les circonscrire. En dépit de performances supérieures à bon nombre de méthodes traditionnelles, le ratio « accessibilité / performance » de la cémentochronologie peut difficilement rivaliser avec celui des approches classiques ne nécessitant aucune préparation. Néanmoins, la construction d'intervalles de prédiction fiables et plus restreints justifie à présent cet investissement méthodologique. De plus, dans le cas de sujets caractérisés par un intervalle *post mortem* important et de sujets archéologiques qui représentent une forte proportion des expertises anthropologiques, ce ratio peut vite s'inverser à l'avantage de la cémentochronologie.

Nos travaux démontrent que la cémentochronologie peut représenter un apport non négligeable aux études et expertises, notamment si elle est combinée à d'autres méthodes pour conforter une estimation ou resserrer un intervalle.

Références bibliographiques

ACSÁDI G., NEMESKÉRI J., 1970, *History of human life span and mortality*, Akadémiai, Budapest, 346 p.

ADAMS L., WATKINS S.G., 1967, « Annuli in tooth cementum indicate age in California ground squirrels », *The Journal of Wildlife Management*, *31*, 4, p. 836-839.

ADLER C.J., HAAK W., DONLON D., COOPER A., 2011, « Survival and recovery of DNA from ancient teeth and bones », *Journal of Archaeological Science*, *38*, 5, p. 956-964.

AGGARWAL P., SAXENA S., BANSAL P., 2008, « Incremental lines in root cementum of human teeth: an approach to their role in age estimation using polarizing microscopy. », *Indian journal of dental research : official publication of Indian Society for Dental Research*, *19*, 4, p. 326-330.

ALGHONAMY W.Y., GABALLAH O.M., LABAH D.A., 2015, « Age estimation in adult human sound and periodontally affected teeth using tooth cementum annulations », *Tanta Dental Journal*, *12*, 4, p. 277-285.

ALQAHTANI S.J., HECTOR M.P., LIVERSIDGE H.M., 2010, « Brief communication: The London atlas of human tooth development and eruption », *American Journal of Physical Anthropology*, *142*, 3, p. 481-490.

ARENDT J., 1998, « Melatonin and the pineal gland: influence on mammalian seasonal and circadian physiology », *Reviews of reproduction*, *3*, 1, p. 13-22.

ARKHIPKIN A.I., 1997, « Age and growth of the mesopelagic squid Ancistrocheirus lesueurii (Oegopsida: Ancistrocheiridae) from the central-east Atlantic based on statolith microstructure », *Marine Biology*, *129*, 1, p. 103-111.

ARORA J., SAHNI D., TALWAR I., RATTAN V., 2013, « Age estimation among North Indians by cementum annulation count: A light microscopic study », *Journal of the Anatomical Society of India*, *62*, 2, p. 110-114.

ASCENZI A., BONUCCI E., 1968, « The compressive properties of single osteons », *The Anatomical Record*, *161*, 3, p. 377-391.

ASMUS J., WECKERLY F.W., 2011, « Evaluating precision of cementum annuli analysis for aging mule deer from southern California », *Journal of Wildlife Management*, *75*, 5, p. 1194-1199.

AYKROYD R.G., LUCY D., POLLARD A.M., SOLHEIM A.T., 1997, « Technical Note: Regression Analysis in Adult Age Estimation », *American Journal of Physical Anthropology*, *104*, October 1995, p. 259-265.

AYKROYD R.G., LUCY D., POLLARD A.M., ROBERTS C.A., 1999, « Nasty, Brutish, but Not Necessarily Short: A Reconsideration of the Statistical Methods Used to Calculate Age at Death from Adult Human Skeletal and Dental Age Indicators », *American Antiquity*, *64*, 1, p. 55-70.

AZAZ B., ULMANSKY M., MOSHEV R., SELA J., 1974, « Correlation between age and thickness of cementum in impacted teeth », *Oral Surgery, Oral Medicine, Oral Pathology*, *38*, 5, p. 691-694.

AZAZ B., MICHAELI Y., NITZAN D., 1977, « Aging of tissues of the roots of nonfunctional human teeth (impacted canines) », *Oral Surgery, Oral Medicine, Oral Pathology*, *43*, 4, p. 572-578.

BACCINO E., UBELAKER D., HAYEK L., ZERILLI A., 1999, « Evaluation of seven methods of estimating age at death from mature human skeletal remains », *Journal of Forensic Sciences*, *44*, p. 931-936.

BACCINO E., SINFIELD L., COLOMB S., BAUM T.P., MARTRILLE L., 2014, « Technical note: The two step procedure (TSP) for the determination of age at death of adult human remains in forensic cases », *Forensic Science International*, *244*, p. 247-251.

BAKER A., SMART P., EDWARDS R., RICHARDS D., 1993, « Annual growth banding in a cave stalagmite », *Nature*, *364*, 6437, p. 518-520.

BAKKE M., HOLM B., JENSEN B.L., MICHLER L., MÖLLER E., 1990, « Unilateral, isometric bite force in 8-68-year-old women and men related to occlusal factors », *European Journal of Oral Sciences*, *98*, 2, p. 149-158.

BALZER A., GLEIXNER G., GRUPE G., SCHMIDT H.-L., SCHRAMM S., TURBAN-JUST S., 1997, « In vitro decomposition of bone collagen by soil bacteria: the implications for stable isotope analysis in archaeometry », *Archaeometry*, *39*, 2, p. 415-429.

BANG G., RAMM E., 1970, « Determination of age in humans from root dentin transparency. », *Acta odontologica Scandinavica*, *28*, 1, p. 3-35.

BAUD C., 1948, « Les techniques d'étude des structures inframicroscopiques : l'observation de la biréfringence », *Bulletin mensuel de la Société linnéenne de Lyon*, *10*, p. 200-202.

BEAMISH R., FOURNIER D., 1981, « A method for comparing the precision of a set of age dertermination », *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, *38*, 8, p. 982-983.

BEHRENSMEYER A.K., KIDWELL S.M., 1985, « Taphonomy's Contributions to Paleobiology », *Paleobiology*, *11*, 1, p. 105-119.

BELL L.S., BOYDE A., JONES S.J., 1991, « Diagenetic alteration to teeth in situ illustrated by backscattered electron imaging », *Scanning*, *13*, 2, p. 173-183.

BELL L.S., 1995, *Post mortem microstructural change to the skeleton*, Thèse de doctorat, Faculty of Science University College London, University of London.

BELL L.S., 2012, « Histotaphonomy », dans CROWDER C.M., STOUT S.D. (dirs.), *Bone Histology, An Anthropological Perspective*, CRC Press, p. 241-251.

BELL L.S., SKINNER M.F., JONES S.J., 1996, « The speed of post mortem change to the human skeleton and its taphonomic significance », *Forensic Science International*, *82*, 2, p. 129-140.

BELSKY D.W., CASPI A., HOUTS R., COHEN H.J., CORCORAN D.L., DANESE A., HARRINGTON H., ISRAEL S., LEVINE M.E., SCHAEFER J.D., SUGDEN K., WILLIAMS B., YASHIN A.I., POULTON R., MOFFITT T.E., 2015, « Quantification of biological aging in young adults », *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *112*, 30, p. 1-7.

BERTRAND B., 2013, « Procedure ISO-9001 - cementochronologie, référence : MOP-Dap-04, Indice a ».

BERTRAND B., ROBBINS SCHUG G., POLET C., NAJI S., COLARD T., 2016, « Age-at-death estimation of pathological individuals: A complementary approach using teeth cementum annulations », *International Journal of Paleopathology*, *15*, 2009, p. 120-127.

BILGIN E., GÜRGAN C.A., ARPAK M.N., BOSTANCI H.S., GÜVEN K., 2004, « Morphological Changes in Diseased Cementum Layers: A Scanning Electron Microscopy Study », *Calcified Tissue International*, *74*, 5, p. 476-485.

BLACK G.V., 1887, *A study of the histological characters of the periosteum and peridental membrane | Open Library*, KEENER W.T. (dir.), Chicago, 138 p.

BLAND J.M., ALTMAN D.G., 1986, « Statistical Methods for Assessing Agreement Between Two Methods of Clinical Measurement », *Lancet*, *327*, p. 307-310.

BLONDIAUX J., NAJI S., BOCQUET-APPEL J.P., COLARD T., BROUCKER A. DE, SERÉVILLE-NIEL C. DE, 2016, « The leprosarium of Saint-Thomas d'Aizier: The cementochronological proof of the medieval decline of Hansen disease in Europe? », *International Journal of Paleopathology*, *15*, p. 140-151.

BOERTJE R.D., ELLIS M.M., KELLIE K.A., 2015, « Accuracy of moose age determinations from canine and incisor cementum annuli », *Wildlife Society Bulletin*, *39*, 2, p. 383-389.

BOLDSEN J.L., MILNER G.R., KONIGSBERG L.W., WOOD J.W., 2002, « Transition analysis: a new method for estimating age from skeletons », dans *Paleodemography: age distributions from skeletal samples*, p. 73-106.

BOOTH T.J., CHAMBERLAIN A.T., PEARSON M.P., 2015, « Mummification in Bronze Age Britain », *Antiquity*, *89*, 347, p. 1155-1173.

BOOTH T.J., MADGWICK R., 2016, « New evidence for diverse secondary burial practices in Iron Age Britain: A histological case study », *Journal of Archaeological Science*, *67*, p. 14-24.

BOOTH T.J., REDFERN R.C., GOWLAND R.L., 2016, « Immaculate conceptions: Micro-CT analysis of diagenesis in Romano-British infant skeletons », *Journal of Archaeological Science*, *74*, p. 124-134.

BOSSHARDT D.D., SELVIG K.A., 1997, « Dental cementum: The dynamic tissue covering of the root », *Periodontology 2000*, *13*, p. 41-75.

BOSSHARDT D.D., SCHROEDER H.E., 1996, « Cementogenesis reviewed: A comparison between human premolars and rodent molars », *Anatomical Record*, *245*, 2, p. 267-292.

BOYD K.L., VILLA C., LYNNERUP N., 2015, « The Use of CT Scans in Estimating Age at Death by Examining the Extent of Ectocranial Suture Closure », *Journal of Forensic Sciences*, *60*, 2, p. 363-369.

BRAUN S., HNAT W.P., FREUDENTHALER J.W., MARCOTTE M.R., HÖNIGLE K., JOHNSON B.E., 1996, « A study of maximum bite force during growth and development », *Angle Orthodontist*, *66*, 4, p. 261-264.

BRICKLEY M.B., D'ORTENZIO L., KAHLON B., SCHATTMANN A., RIBOT I., RAGUIN E., BERTRAND B., 2017, « Ancient Vitamin D Deficiency: Long-Term Trends », *Current Anthropology*, *58*, 3, p. 420-427.

BROOKS S., SUCHEY J.M., 1990, « Skeletal Age Determination based on the os pubis: a Comparison of the Acsadi-Nemeskeri and Suchey-Brooks Methods », *Human Evolution*, *5*, 3, p. 227-238.

BROOMELL I.N., 1898, « The histology of cementum », *Dental Cosmos*, *40*, p. 697-723.

BROUCKER A. DE, COLARD T., PENEL G., BLONDIAUX J.J., NAJI S., 2016, « The impact of periodontal disease on cementochronology age estimation », *International Journal of Paleopathology*, *15*, p. 128-133.

BUCHET L., SÉGUY I., 2002, « La Paléodémographie: Bilan et perspectives », *Annales de Démographie Historique*, *1*, p. 161-212.

BUCKBERRY J.L., CHAMBERLAIN A.T., 2002, « Age estimation from the auricular surface of the ilium: A revised method », *American Journal of Physical Anthropology*, *119*, 3, p. 231-239.

BUIKSTRA J.E., UBELAKER D.H., 1994, *Standards for data collection from human skeletal remains*, 206 p.

BURKE A., CASTANET J., 1995, « Histological Observations of Cementum Growth in Horse Teeth and their Application to Archaeology », *Journal of Archaeological Science*, *22*, 4, p. 479-493.

CABEC A. LE, DEAN M.C., BEGUN D.R., 2017, « Dental development and age at death of the holotype of Anapithecus hernyaki (RUD 9) using synchrotron virtual histology », *Journal of Human Evolution*, *108*, p. 161-175.

CAMPANA S.E., 2001, « Accuracy , precision and quality control in age determination , including a review of the use and abuse of », *Journal of Fish Biology*, *59*, p. 197-242.

CHANG W., 1982, « A statistical method for evaluating the reproducibility of age determination. Canadian », *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, *39*, 8, p. 1208-1210.

CHARLES D.K., CONDON K., CHEVERUD J.M., BUIKSTRA J.E., 1986, « Cementum annulation and age determination in Homo sapiens. I. Tooth variability and observer error. », *American journal of physical anthropology*, *71*, 3, p. 311-320.

CHILD A., 1995, « Towards and Understanding of the Microbial Decomposition of Archaeological Bone in the Burial Environment », *Journal of Archaeological Science*, *22*, 2, p. 165-174.

CHRISTENSEN-DALSGAARD S.N., AARS J., ANDERSEN M., LOCKYER C., YOCCOZ N.G., 2010, « Accuracy and precision in estimation of age of Norwegian Arctic polar bears (Ursus maritimus) using dental cementum layers from known-age individuals », *Polar Biology*, *33*, 5, p. 589-597.

CIPRIANO A., 2002, « Cold stress in captive great apes recorded in incremental lines of dental cementum. », *Folia primatologica; international journal of primatology*, *73*, 1, p. 21-31.

CLEMENT A.J., 1958, « The antiquity of caries. », *Brit. Dent. J.*, *104*, p. 115-123.

CLEMENT A.J., 1963, « Variations in the microstructure and biochemistry of human teeth. », dans BROTHWELL (dir.), *Dental anthropology*, Pergamon P, London., p. 245-269.

COLARD T., BERTRAND B., NAJI S., DELANNOY Y., BÉCART A., 2015, « Toward the

adoption of cementochronology in forensic context », *International Journal of Legal Medicine*, p. 1-8.

CONDON K., CHARLES D.K., CHEVERUD J.M., BUIKSTRA J.E., 1986, « Cementum annulation and age determination in Homo sapiens. II. Estimates and accuracy. », *American journal of physical anthropology*, *71*, 3, p. 321-330.

COOL S.M., FORWOOD M.R., CAMPBELL P., BENNETT M.B., 2002, « Comparisons between bone and cementum compositions and the possible basis for their layered appearances », *Bone*, *30*, 2, p. 386-392.

COSTELLO C.M., INMAN K.H., JONES D.E., INMAN R.M., THOMPSON B.C., QUIGLEY H.B., 2004, « Reliability of the cementum annuli technique for estimating age of black bears in New Mexico », *Wildlife Society Bulletin*, *32*, 1, p. 169-176.

COUOH L.R., 2017, « Differences between biological and chronological age-at-death in human skeletal remains: A change of perspective », *American Journal of Physical Anthropology*, April, p. 1-25.

CROWDER C., PFEIFFER S., 2010, « The application of cortical bone histomorphometry to estimate age at death », dans LATHAM K.E., FINNEGAN M. (dirs.), *Age Estimation of the Human Skeleton*, Springfield, Charles C. Thomas, p. 193-215.

CUNHA E., BACCINO E., MARTRILLE L., RAMSTHALER F., PRIETO J., SCHULIAR Y., LYNNERUP N., CATTANEO C., 2009, « The problem of aging human remains and living individuals: A review », *Forensic Science International*, *193*, 1-3, p. 1-13.

CUNNINGHAM J.A., RUCKLIN M., BLOM H., BOTELLA H., DONOGHUE P.C., 2012, « Testing models of dental development in the earliest bony vertebrates, Andreolepis and Lophosteus », *Biology Letters*, *8*, 5, p. 833-837.

CURTIN A.J., MACDOWELL A.A., SCHAIBLE E.G., ROTH V.L., 2012, « Noninvasive histological comparison of bone growth patterns among fossil and extant neonatal elephantids using synchrotron radiation X-ray microtomography », *Journal of Vertebrate Paleontology*, *32*, 4, p. 939-955.

CZERMAK A., CZERMAK A., ERNST H., GRUPE G., 2006, « A new method for the automated age-at-death evaluation by tooth-cementum annulation (TCA). », *Anthropologischer Anzeiger; Bericht über die biologisch-anthropologische Literatur*, *64*, 1, p. 25-40.

D'ORTENZIO L., RIBOT I., RAGUIN E., SCHATTMANN A., BERTRAND B., KAHLON B., BRICKLEY M., 2016, « The rachitic tooth: A histological examination », *Journal of Archaeological Science*, p. 1-12.

DARDENTE H., 2015, « Circannual Biology: The Double Life of the Seasonal Thyrotroph », *Current Biology*, *25*, 20, p. R988-R991.

DEAN M.C., 1998, « Comparative observations on the spacing of short-period (von Ebner's) lines in dentine », *Archives of Oral Biology*, *43*, 12, p. 1009-1021.

DEAN M.C., SCANDRETT A.E., 1996, « The relation between long-period incremental markings in dentine and daily cross-striations in enamel in human teeth. », *Archives of oral biology*, *41*, 3, p. 233-241.

DEELEN J., BEEKMAN M., CAPRI M., FRANCESCHI C., SLAGBOOM P.E., 2013, « Identifying the genomic determinants of aging and longevity in human population studies: Progress and challenges », *BioEssays*, *35*, 4, p. 386-396.

DEVIÈSE T., COLOMBINI M.P., REGERT M., STUART B.H., GUERBOIS J.P., 2010,

« TGMS analysis of archaeological bone from burials of the late Roman period », *Journal of Thermal Analysis and Calorimetry*, *99*, 3, p. 811-813.

DIAS P.E.M., BEAINI T.L., MELANI R.F.H., 2010, « Age estimation from dental cementum incremental lines and periodontal disease », *Journal of Forensic Odonto-Stomatology*, *28*, 1, p. 13-21.

DIBNER C., SCHIBLER U., ALBRECHT U., 2010, « The Mammalian Circadian Timing System: Organization and Coordination of Central and Peripheral Clocks », *Annual Review of Physiology*, *72*, 1, p. 517-549.

DODGE R.E., THOMSON J., 1974, « The natural radiochemical and growth records in contemporary hermatypic corals from the Atlantic and Caribbean », *Earth and Planetary Science Letters*, *23*, 3, p. 313-322.

DOYLE S., MENAKER M., 2007, « Circadian photoreception in vertebrates », *Cold Spring Harbor Symposia on Quantitative Biology*, *72*, p. 499-508.

DRANCOURT M., ABOUDHARAM G., SIGNOLI M., DUTOUR O., RAOULT D., 1998, « Detection of 400-year-old Yersinia pestis DNA in human dental pulp: An approach to the diagnosis of ancient septicemia », *Proceedings of the National Academy of Sciences, USA*, *95*, 21, p. 12637-12640.

DRUSINI A.G., TOSO O., RANZATO C., 1997, « The coronal pulp cavity index: A biomarker for age determination in human adults », *American Journal of Physical Anthropology*, *103*, 3, p. 353-363.

EFREMOV J.A., 1940, « Taphonomy: new branch of paleontology », *PanAmerican Geologist*, *LXXIV*, 2, p. 1-12.

ELIE C., COLOMBET I., 2011, « Méthodes d'estimation de la reproductibilité », *Sang Thrombose Vaisseaux*, *23*, 3, p. 138-145.

ENLOW D.H., BROWN S.O., 1956, « A Comparative Histological Study of Fossil and Recent Bone Tissues, Part I », *The Texas Journal of Science*, *8*, 4, p. 405-412.

ERICKSON J.A., SELIGER W.G., 1969, « Efficient Sectioning of Incisors for Estimating Ages of Mule Deer », *Journal of Wildlife Management*, *33*, 2, p. 384-388.

FALYS C.G., LEWIS M.E., 2011, « Proposing a way forward: A review of standardisation in the use of age categories and ageing techniques in osteological analysis (2004-2009) », *International Journal of Osteoarchaeology*, *21*, 6, p. 704-716.

FERNÁNDEZ-JALVO Y., ANDREWS P., PESQUERO D., SMITH C., MARÍN-MONFORT D., SÁNCHEZ B., GEIGL E.M., ALONSO A., 2010, « Early bone diagenesis in temperate environments. Part I: Surface features and histology », *Palaeogeography, Palaeoclimatology, Palaeoecology*, *288*, 1-4, p. 62-81.

FERNÁNDEZ-LÓPEZ S.R., FERNÁNDEZ-JALVO Y., 2002, « The limit between biostratinomy and fossildiagenesis », *Current Topics on Taphonomy and Fossilization*, 1, p. 27-37.

FERREIRA M.T., VICENTE R., NAVEGA D., GONÇALVES D., CURATE F., CUNHA E., 2014, « A new forensic collection housed at the University of Coimbra, Portugal: The 21st century identified skeletal collection », *Forensic Science International*, *245*, p. 202.e1-202.e5.

FONG H., CHU E.Y., TOMPKINS K. A, FOSTER B.L., SITARA D., LANSKE B., SOMERMAN M.J., 2009, « Aberrant cementum phenotype associated with the

hypophosphatemic hyp mouse. », *Journal of periodontology*, *80*, 8, p. 1348-1354.

FOSTER B.L., 2017, « On the discovery of cementum », *Journal of Periodontal Research*, *52*, 4, p. 666-685.

FOSTER B.L., AO M., WILLOUGHBY C., SOENJAYA Y., HOLM E., LUKASHOVA L., TRAN A.B., WIMER H.F., ZERFAS P.M., NOCITI F.H., KANTOVITZ K.R., QUAN B.D., SONE E.D., GOLDBERG H.A., SOMERMAN M.J., 2015, « Mineralization defects in cementum and craniofacial bone from loss of bone sialoprotein », *Bone*, *78*, p. 150-164.

FOSTER B.L., NAGATOMO K.J., NOCITI F.H., FONG H., DUNN D., TRAN A.B., WANG W., NARISAWA S., MILLÁN J.L., SOMERMAN M.J., 2012, « Central role of pyrophosphate in acellular cementum formation », *PLoS ONE*, *7*, 6, p. 1-19.

FOSTER B.L., TOMPKINS K.A., RUTHERFORD R.B., ZHANG H., CHU E.Y., FONG H., SOMERMAN M.J., 2008, « Phosphate: Known and potential roles during development and regeneration of teeth and supporting structures », *Birth Defects Research Part C - Embryo Today: Reviews*, *84*, 4, p. 281-314.

FROST H.M., 1987, « Secondary osteon population densities: An algorithm for estimating the missing osteons », *American Journal of Physical Anthropology*, *30*, 8 S, p. 239-254.

FUJITA H., 2013, « Contribution of Antemortem Tooth Loss (AMTL) and Dental Attrition to Oral Palaeopathology in the Human Skeletal Series from the Yean-Ri Site, South Korea », *International Journal of Archaeology*, *1*, 1, p. 1-5.

GAGE J.D., 1990, « Skeletal growth markers in the deep-sea brittle stars Ophiura ljungmani and Ophiomusium lymani », *Marine Biology*, *104*, 3, p. 427-435.

GARLAND A.N., 1989, « Microscopical analysis of fossil bone », *Applied Geochemistry*, *4*, 3, p. 215-229.

GARVIN H.M., PASSALACQUA N. V., 2012, « Current Practices by Forensic Anthropologists in Adult Skeletal Age Estimation », *Journal of Forensic Sciences*, *57*, 2, p. 427-433.

GAUTHIER J., SCHUTKOWSKI H., 2013, « Assessing the application of tooth cementum annulation relative to macroscopic aging techniques in an archeological sample », *HOMO- Journal of Comparative Human Biology*, *64*, 1, p. 42-57.

GEUSA G., BONDIOLI L., CAPUCCI E., CIPRIANO A., GRUPE G., SAVORE C., MACCHIARELLI R., 1999, « Osteodental Biology of the People of Portus Romae (Necropolis of Isola Sacra, 2nd–3rd Cent. AD). II. Dental Cementum Annulations and Age at Death Estimates. », *Digital Archives of Human Paleobiology 2 on CD ROM*.

GIAVARINA D., 2015, « Understanding Bland Altman analysis », *Biochemia Medica*, *25*, 2, p. 141-151.

GILBERT F.F., 1966, « Aging white-tailed deer by annuli in the cementum of the first incisor », *Journal of Wildlife Management*, *30*, 1, p. 200-202.

GILBERT M.T.P., RUDBECK L., WILLERSLEV E., HANSEN A.J., SMITH C., PENKMAN K.E.H., PRANGENBERG K., NIELSEN-MARSH C.M., JANS M.E., ARTHUR P., LYNNERUO N., TURNER-WALKER G., BIDDLE M., KJOLBYE B., COLLINS M.J., 2005, « Biochemical and physical correlates of DNA contamination in archaeological human bones and teeth excavated at Matera, Italy », *Journal of Archaeological Science*, *32*, 5, p. 785-793.

GIRAUD-GUILLE M.M., 1988, « Twisted plywood architecture of collagen fibrils in human compact bone osteons. », *Calcified tissue international*, *42*, 3, p. 167-180.

GOCHA T.P., SCHUTKOWSKI H., 2012, « Tooth Cementum Annulation for Estimation of Age-at-Death in Thermally Altered Remains », *Journal of Forensic Sciences*, *58*, Suppl. 1, p. 1-5.

GOTTLIEB B., ORBAN B., 1933, *Zahnfleischentziindung und Zahnlockerung*, Berlin, 286 p.

GOURICHON L., PARMIGIANI V., 2015, « Preliminary analysis of dental cementum of Lama guanicoe for the estimation of age and season at death: Studies of modern specimens and further archaeological applications », *Journal of Archaeological Science: Reports*, *6*, p. 856-861.

GREIS F., RECKERT A., FISCHER K., RITZ-TIMME S., 2017, « Analysis of advanced glycation end products (AGEs) in dentine: useful for age estimation? », *International Journal of Legal Medicine*.

GRINE F.E., BROMAGE T.G., DAEGLING D.J., BURR D.B., BRAIN C.K., 2015, « Microbial osteolysis in an Early Pleistocene hominin (Paranthropus robustus) from Swartkrans, South Africa », *Journal of Human Evolution*, *85*, p. 126-135.

GROßKOPF B., 1989, « Incremental lines in prehistoric cremated teeth. A technical note. », *Zeitschrift für Morphologie und Anthropologie*, *77*, 3, p. 309-311.

GROßKOPF B., 1990, « Individualaltersbestimmung mit Hilfe von Zuwachsringen im Zement bodengelagerter menschlicher Z ihne Einleitung », *Zeitschrift für Rechtsmedizin*, *103*, 5, p. 351-359.

GROßKOPF B., MCGLYNN G., 2011, « Age diagnosis based on incremental lines in dental cementum: a critical reflection. », *Anthropologischer Anzeiger; Bericht uber die biologisch-anthropologische Literatur*, *68*, 3, p. 275-289.

GRUPE G., 1995, « Preservation of collagen in bone from dry, sandy soil », *Journal of Archaeological Science*, *22*, p. 193-199.

GRUPE G., GARLAND A.N., 1993, *Histology of Ancient Human Bone: Methods and Diagnosis*, Berlin, Heidelberg, Springer Berlin Heidelberg, 223 p.

GRZESIK W.J., NARAYANAN A.S., 2002, « Cementum and periodontal wound healing and regeneration », *Critical Reviews in Oral Biology & Medicine*, *13*, 6, p. 474-484.

GUPTA P., KAUR H., MADHU SHANKARI G.S., JAWANDA M.K., SAHI N., 2014, « Human age estimation from tooth cementum and dentin », *Journal of Clinical and Diagnostic Research*, *8*, 4, p. 5-8.

GUSTAFSON G., MALMÖ D.O., 1950, « Age Determinations on Teeth », *The Journal of the American Dental Association*, *41*, 1, p. 45-54.

HACKETT C.J., 1981, « Microscopical Focal Destruction (Tunnels) in Exhumed Human Bones », *Medicine, Science and the Law*, *21*, 4, p. 243-265.

HAGELBERG E., BELL L.S., ALLEN T., BOYDE A., JONES S.J., CLEGG J.B., 1991, « Analysis of ancient bone DNA: techniques and applications », *Philosophical transactions of the Royal Society of London. Series B, Biological sciences*, *333*, 1268, p. 399-407.

HAGLUND W.D., SORG M.H., 2002, *Advance in Forensic Forensic Taphonomy*, CRC Press, 510 p.

HARTNETT K.M., 2010, « Analysis of age-at-death estimation using data from a new, modern autopsy sample - Part I: Pubic bone », *Journal of Forensic Sciences*, *55*, 5, p. 1145-1151.

HEDGES R.E.M., 2002, « Bone diagenesis: an overview of processes », *Archaeometry*, *44*, 3, p. 319-328.

HEDGES R.E.M., MILLARD A.R., PIKE A.W.G., 1995, « Measurements and Relationships of Diagenetic Alteration of Bone from Three Archaeological Sites », *Journal of Archaeological Science*, *22*, 2, p. 201-209.

HENS S.M., GODDE K., 2016, « Auricular Surface Aging: Comparing Two Methods that Assess Morphological Change in the Ilium with Bayesian Analyses », *Journal of Forensic Sciences*, *61*, January, p. 30-38.

HENSEL R.J., SORENSEN F.E., 1980, « Age Determination of Live Polar Bears », *Bears: Their Biology and Management*, *4*, p. 93.

HIGGINS D., AUSTIN J.J., 2013, « Teeth as a source of DNA for forensic identification of human remains: A Review », *Science and Justice*, *53*, 4, p. 433-441.

HILLSON S., 2005, *Teeth*, PRESS C.U. (dir.), Second Edi, 373 p.

HJELMBORG J.B., IACHINE I., SKYTTHE A., VAUPEL J.W., MCGUE M., KOSKENVUO M., KAPRIO J., PEDERSEN N.L., CHRISTENSEN K., 2006, « Genetic influence on human lifespan and longevity », *Human Genetics*, *119*, 3, p. 312-321.

HOLLUND H.I., ARTS N., JANS M.M.E., KARS H., 2015, « Are Teeth Better? Histological Characterization of Diagenesis in Archaeological Bone-Tooth Pairs and a Discussion of the Consequences for Archaeometric Sample Selection and Analyses », *International Journal of Osteoarchaeology*, *25*, 6, p. 901-911.

HOLLUND H.I., JANS M.M.E., COLLINS M.J., KARS H., JOOSTEN I., KARS S.M., 2012, « What Happened Here? Bone Histology as a Tool in Decoding the Postmortem Histories of Archaeological Bone from Castricum, The Netherlands », *International Journal of Osteoarchaeology*, *22*, 5, p. 537-548.

HOLLUND H.I., 2013, *Diagenetic screening of bone samples; tools to aid taphonomic and archaeometric investigations*, VU University, Department for Geo and Bioarchaeology, 162 p.

HOLLUND H.I., JANS M.M.E., KARS H., 2014, « Are teeth better? A histological investigation of diagenesis in a set of archaeological bone-tooth pairs and the implications for sample selection in biomolecular studies », *Internet Archaeology*, *36*.

HOWELL N., 1976, « Toward a Uniformitarian Theory of Human Paleodemography », *The Journal of nervous and mental disease*, *162*, 5, p. 299-312.

HU L., SCHROEDER Z.I., DO H.E., LUDER H.U., ZIMMERII I., SCHROEDER H.E., 1988, « Do collagen fibrils of the periodontal ligament shrink with age ? », p. 46-52.

HUDSON D.M., GARIBOV M., DIXON D.R., POPOWICS T., EYRE D.R., 2017, « Distinct post-translational features of type I collagen are conserved in mouse and human periodontal ligament », *Journal of Periodontal Research*, April, p. 1-8.

HUFFMAN M., ANTOINE D., 2010, « Analysis of Cementum Layers in Archaeological Material », *Dental Anthropology*, *23*, 3, p. 67-73.

HUMMEL S., SCHUTKOWSKI H., 1993, « Approaches to the Histological Age

Determination of Cremated Human Remains », dans *Histology of Ancient Human Bone: Methods and Diagnosis*, Berlin, Heidelberg, Springer, p. 111-123.

IGARASHI Y., UESU K., WAKEBE T., KANAZAWA E., 2005, « New method for estimation of adult skeletal age at death from the morphology of the auricular surface of the ilium », *American Journal of Physical Anthropology*, *128*, 2, p. 324-339.

İŞCAN M.Y., LOTH S.R., WRIGHT R.K., 1984, « Metamorphosis at the sternal rib: A new method to estimate age at death in males », *American Journal of Physical Anthropology*, *65*, p. 147-156.

JACKES M., SHERBURNE R., LUBELL D., BARKER C., WAYMAN M., 2001, « Destruction of microstructure in archaeological bone: A case study from Portugal », *International Journal of Osteoarchaeology*, *11*, 6, p. 415-432.

JANAWAY R.C., 1987, « The preservation of organic materials in association with metal artefacts deposited in inhumation graves. », dans BODDINGTONG A., GARLAND A.N., JANAWAY R.C. (dirs.), *Death, decay and reconstruction. Approaches to archaeology and forensic science*, Manchester, p. 127–148.

JANG A.T., LIN J.D., CHOI R.M., CHOI E.M., SETO M.L., MARK I., GANSKY S.A., CURTIS D.A., HO S.P., 2015, « Adaptive properties of human cementum and cementum dentin junction with age », *Journal of the Mechanical Behavior of Biomedical Materials*, p. 184-196.

JANKAUSKAS R., BARAKAUSKAS S., BOJARUN R., 2001, « Incremental lines of dental cementum in biological age estimation. », *Homo : internationale Zeitschrift fur die vergleichende Forschung am Menschen*, *52*, 1, p. 59-71.

JANS M.M.E., NIELSEN-MARSH C.M., SMITH C.I., COLLINS M.J., KARS H., 2004, « Characterisation of microbial attack on archaeological bone », *Journal of Archaeological Science*, *31*, 1, p. 87-95.

JANS M.M.E., 2005, *Histological characterisation of the degradation of archaeological bone*, Thèse de doctorat, Institute for Geo and Bioarchaeology, Vrije Universiteit: Amsterdam.

JANS M.M.E., KARS H., NIELSEN--MARSH C.M., SMITH C.I., NORD A G., ARTHUR P., EARL N., 2002, « In situ preservation of archaeological bone: a histological study within a multidisciplinary approach », *Archaeometry*, *44*, 3, p. 343-352.

JONES S.J., 1981, « Cement », dans JW O. (dir.), *Dental anatomy and embryology*, Oxford: Blackwell, p. 193-205.

KAGERER P., GRUPE G., 2001, « Age-at-death diagnosis and determination of life-history parameters by incremental lines in human dental cementum as an identification aid », *Forensic Science International*, *118*, 1, p. 75-82.

KASETTY S., RAMMANOHAR M., RAJU RAGAVENDRA T., 2010, « Dental cementum in age estimation: A polarized light and stereomicroscopic study », *Journal of Forensic Sciences*, *55*, 3, p. 779-783.

KEENAN S.W., 2016, « From bone to fossil: A review of the diagenesis of bioapatite », *American Mineralogist*, *101*, 9, p. 1943-1951.

KEENAN S.W., ENGEL A.S., 2017, « Early diagenesis and recrystallization of bone », *Geochimica et Cosmochimica Acta*, *196*, p. 209-223.

KEISS R.E., 1969, « Comparison of eruption-wear patterns and cementum annuli as age criteria in elk », *The Journal of Wildlife Management*, *33*, 1, p. 175-180.

KLAUENBERG K., LAGONA F., 2007, « Hidden Markov random field models for TCA image analysis », *Computational Statistics & Data Analysis*, *52*, 2, p. 855-868.

KLEIN D.C., COON S.L., ROSEBOOM P.H., WELLER J.L., BERNARD M., GASTEL J.A., ZATZ M., IUVONE P.M., RODRIGUEZ I.R., BÉGAY V., FALCÓN J., CAHILL G.M., CASSONE V.M., BALER R., 1997, « The melatonin rhythm-generating enzyme: molecular regulation of serotonin N-acetyltransferase in the pineal gland. », *Recent progress in hormone research*, *52*, p. 307-57-8.

KLEMERA P., DOUBAL S., 2006, « A new approach to the concept and computation of biological age », *Mechanisms of Ageing and Development*, *127*, 3, p. 240-248.

KLEVEZAL G.A., SHISHLINA N.I., 2001, « Assessment of the Season of Death of Ancient Human from Cementum Annual Layers », *Journal of Archaeological Science*, *28*, 5, p. 481-486.

KLEVEZAL G.A., 1996, *Recording Structures of Mammals. Determination of Age and Reconstruction of Life History*, A. A. Balk, 315 p.

KLEVEZAL G.A., KLEĬNENBERG, 1969, *Age determination of mammals from annual layers in teeth and bones*, Israel Pro, Springfield, 128 p.

KONIGSBERG L.W., FRANKENBERG S.R., 1992, « Estimation of age structure in anthropological demography », *American journal of physical anthropology*, *89*, p. 235-256.

KONTOPOULOS I., NYSTROM P., WHITE L., 2016, « Experimental taphonomy: post-mortem microstructural modifications in Sus scrofa domesticus bone », *Forensic Science International*, *266*, p. 320-328.

KRONFELD R., 1938, « The biology of cementum », *Journal American Dental Association*, *25*, p. 1451-1461.

KUMASAKA S., SHIMOZUMA M., KAWAMOTO T., MISHIMA K., TOKUYAMA R., KAMIYA Y., DAVAADORJ P., SAITO I., SATOMURA K., 2010, « Possible involvement of melatonin in tooth development: Expression of melatonin 1a receptor in human and mouse tooth germs », *Histochemistry and Cell Biology*, *133*, 5, p. 577-584.

KVAAL S., SOLHEIM T., 1994, « A non-destructive dental method for age estimation », *Journal of Forensic Odonto-Stomatology*, *12*, 1, p. 6-11.

KVAAL S.I., SOLHEIM T., 1995, « Incremental lines in human dental cementum in relation to age. », *European journal of oral sciences*, *103*, 4, p. 225-230.

KVAAL S.I., SOLHEIM T., BJERKETVEDT D., 1996, « Evaluation of preparation, staining and microscopic techniques for counting incremental lines in cementum of human teeth. », *Biotechnic & histochemistry : official publication of the Biological Stain Commission*, *71*, 4, p. 165-172.

LACRUZ R.S., HACIA J.G., BROMAGE T.G., BOYDE A., LEI Y., XU Y., MILLER J.D., PAINE M.L., SNEAD M.L., 2012, « The circadian clock modulates enamel development », *Journal of Biological Rhythms*, *27*, 3, p. 237-245.

LAM Y.M., 2008, « Variability in cementum deposition in springbok from the South African Cape », *Journal of Archaeological Science*, *35*, 4, p. 1062-1073.

LAMENDIN H., BACCINO E., HUMBERT J.F., TAVERNIER J.C., NOSSINTCHOUK R.M., ZERILLI A., 1992, « A simple technique for age estimation in adult corpses: the two criteria dental method. », *Journal of forensic sciences*, *37*, 5, p. 1373-1379.

LANDOLT M., 2012, « Fouilles archéologiques : Le Kilianstollen à Carspach (Haut-Rhin) », *14-18 Le magazine de la Grande Guerre*, 2012, p. 74-79.

LANDOLT M., PÉLISSIER A., 2013, « Carspach « Kilianstollen » : une découverte exceptionnelle pour l'archéologie de la Grande Guerre », dans *À l'Est, du nouveau ! Archéologie de la Grande Guerre en Alsace et en Lorraine, catalogue d'exposition, Musées de la Ville de Strasbourg, Strasbourg*, p. 281-284.

LANTERI L., SCHMITT A., FOTI B., 2014, « Variabilité intra-individuelle de l'estimation de l'âge au décès adulte à partir des anneaux du cément dentaire Intra-individual », *Bulletins et Memoires de la Societe d'Anthropologie de Paris*, *26*, 1-2, p. 23-33.

LANTERI L., 2016, *Recrutement, paléodémographie et cémentochronologie : Application à un contexte d'inhumation paroissial d'Ancien Régime : Notre Dame du Bourg à Digne (04)*, Thèse de doctorat, Université d'Aix-Marseille, 355 p.

LAWS R.M., 1952, « A new method of age determination for mammals », *Nature*, *169*, p. 972-973.

LEIKINA E., MERTTS M. V., KUZNETSOVA N., LEIKIN S., 2002, « Type I collagen is thermally unstable at body temperature », *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *99*, 3, p. 1314-1318.

LEISS-HOLZINGER E., WIESAUER K., HENRIKE S., HEISE B., STIFTER D., KRIECHBAUMER B., SPACHINGER S.J., GUSENBAUER C., WITHALM G., 2015, « Imaging of the inner structure of cave bear teeth by novel non-destructive techniques », *Palaeontologia Electronica*, *18*, February, p. 1-15.

LESKIEN O., 1949, « Mikroskopische Messungen des Zementes an menschlichen Zahnen und ihre statistische Auswertung », *Deutsche Zahnärztliche*, *4*, p. 869-881.

LIEBERMAN D.E., 1993, « Life history variables preserved in dental cementum microstructure. », *Science (New York, N.Y.)*, *261*, 5125, p. 1162-1164.

LIEBERMAN D.E., MEADOW R.H., 1992, « The Biology of Cementum Increments (with an Archaeological Application) », *Mammal Review*, *22*, 2, p. 57-77.

LIPSINIC F.E., PAUNOVICH E., HOUSTON G.D., ROBISON S.F., 1986, « Correlation of age and incremental lines in the cementum of human teeth. », *Journal of Forensic Sciences*, *31*, 3, p. 982-989.

LIVERSIDGE H.M., 2009, « Permanent tooth formation as a method of estimating age », *Frontiers of Oral Biology*, *13*, September 2009, p. 153-157.

LOUIS É., BERTRAND B., BLONDIAUX J., COMPAGNON E., DEVRIENDT W., LEFEBVRE S., RORIVE S., MH R., SEGUY I., SYS D., A T., VATTEONI S., 2014a, « Rapport de fouille - Douai, Place Saint-Amé », *DFS*, *Volume 1*, p. 537.

LOUIS É., BERTRAND B., BLONDIAUX J., COMPAGNON E., DEVRIENDT W., LEFEBVRE S., RORIVE S., MH R., SEGUY I., SYS D., A T., VATTEONI S., 2014b, « Rapport de fouille- Douai, Place Saint-Amé », *DFS*, *Volume 2*, p. 1096.

LOVE R.M., JENKINSON H.F., 2002, « Invasion of Dentinal Tubules by Oral Bacteria », *Critical Reviews in Oral Biology & Medicine*, *13*, 2, p. 171-183.

LOVE R.M., 2004, « Invasion of dentinal tubules by root canal bacteria », *Endodontic Topics*, *9*, 1, p. 52-65.

LOVEJOY C.O., MEINDL R.S., PRYZBECK T.R., MENSFORTH R.P., 1985, « Chronological metamorphosis of the auricular surface of the ilium: A new

method for the determination of adult skeletal age at death », *American Journal of Physical Anthropology*, *68*, 1, p. 15-28.

LUAN X., ITO Y., HOLLIDAY S., WALKER C., DANIEL J., GALANG T.M., FUKUI T., YAMANE A., BEGOLE E., EVANS C., DIEKWISCH T.G.H., 2007, « Extracellular matrix-mediated tissue remodeling following axial movement of teeth. », *The journal of histochemistry and cytochemistry : official journal of the Histochemistry Society*, *55*, 2, p. 127-140.

LUCAS P.W., LOH H.S., 1986, « Are the incremental lines in human cementum laid down annually? », *Annals of the Academy of Medicine, Singapore*, *15*, 3, p. 384-386.

LUTZ R.A., RHOADS D.C., 1980, « Growth Patterns within the Molluscan Shell », dans *Skeletal Growth of Aquatic Organisms: Biological Records of Environmental Change*, p. 203-254.

MAAT G.J.R., GERRETSEN R.R.R., AARENTS M.J., 2006, « Improving the visibility of tooth cementum annulations by adjustment of the cutting angle of microscopic sections », *Forensic Science International*, *159*, 1, p. 11-14.

MARCHIAFAVA V., ASCENZI A., 1974, « Fungal ostcoclasia: a model of dead bone resorption », *Calcified Tissue Research*, *14*, p. 195-210.

MARINHO L., SANTOS A.L., MAGALHÃES T., CALDAS I., ANDRADE M., PUENTES K., COSTA D., CARDOSO H., 2012, « BoneMedleg: A constituição de duas novas colecções de esqueletos identificados modernos. », *11 Congresso Nacional de Medicina Legal e Ciências Forenses.*

MÁRQUEZ-GRANT N., 2015, « An overview of age estimation in forensic anthropology: perspectives and practical considerations », *Annals of Human Biology*, *42*, 4, p. 308-322.

MARTRILLE L., UBELAKER D.H., CATTANEO C., SEGURET F., TREMBLAY M., BACCINO E., 2007, « Comparison of four skeletal methods for the estimation of age at death on white and black adults », *Journal of Forensic Sciences*, *52*, 2, p. 302-307.

MASSET C., 1982, *Estimation de l'âge au décès par les sutures crâniennes*, Thèse de doctorat, Université Paris I, 301 p.

MASSET C., 1994, « La paléodémographie », *Histoire & Mesure*, *9*, 3-4, p. 381-394.

MATSON G., DAELE L. VAN, GOODWIN E., AUMILLER L., REYNOLDS H., HRISTIENKO H., 1993, « A Laboratory Manual for cementum age determination of Alaska Brown Bear First Premolar Teeth », *Alaska Department of Fish and Game, Division of Wildlife Conservation*, p. 52.

MATSON G.M., 1981, « Workbook for cementum analysis », p. 31.

MAYS S., 2015, « The effect of factors other than age upon skeletal age indicators in the adult », *Annals of Human Biology*, *42*, 0, p. 332-341.

MCCUTCHEN H.E., 1969, « Age determination of pronghorns by the incisor cementum », *The Journal of Wildlife Management*, *33*, 1, p. 172-175.

MCLAUGHLIN C.R., MATULA JR. G.J., CROSS R.A., HALTEMAN W.H., CARON M.A., MORRIS K.I., MATULA G.J., CROSS R.A., HALTEMAN W.H., CARON M.A., MORRIS K.I., 1990, « Precision and accuracy of estimating age of Maine black bears by cementum annuli », *International Conference on Bear Research and Management*, *8*, p. 415-419.

MEGYESI M.S., UBELAKER D.H., SAUER N.J., 2006, « Test of the Lamendin aging method on two historic skeletal samples », *American Journal of Physical Anthropology*, *131*, 3, p. 363-367.

MEINDL R.S., LOVEJOY C.O., MENSFORTH R.P., WALKER R.A., 1985, « A revised method of age determination using the os pubis, with a review and tests of accuracy of other current methods of pubic symphyseal aging », *American Journal of Physical Anthropology*, *68*, 1, p. 29-45.

MEINDL R.S., RUSSELL K.F., 1998, « Recent Advances in Method and Theory in Paleodemography », *Annual Review of Anthropology*, *27*, 1998, p. 375-399.

MEINL A., HUBER C.D., TANGL S., GRUBER G.M., TESCHLER-NICOLA M., WATZEK G., 2008, « Comparison of the validity of three dental methods for the estimation of age at death », *Forensic Science International*, *178*, 2-3, p. 96-105.

MELLO R.B., SILVA M.R.R., ALVES M.T.S., EVISON M.P., GUIMARÃES M.A., FRANCISCO R.A., ASTOLPHI R.D., IWAMURA E.S.M., 2017, « Tissue Microarray Analysis Applied to Bone Diagenesis », *Scientific Reports*, *7*, January, p. 1-12.

MILLARD A., 2001, « The deterioration of bone », dans BROTHWELL D.R., POLLARD A.M. (dirs.), *Handbook of archaeological sciences*, J. Wiley, p. 637-647.

MILLER C.S., DOVE S.B., COTTONE J.A., 1988, « Failure of use of cemental annulations in teeth to determine the age of humans. », *Journal of forensic sciences*, *33*, 1, p. 137-143.

MINA M.V., KLEVEZAL G.A., 1970, *Autobiographies of animals*, Znanie. En, 15-16 p.

MNICH B., SKRZAT J., SZOSTEK K., 2017, « Estimating age at death from an archaeological bone sample - A preliminary study based on comparison of histomorphometric methods », *Anthropological Review*, *80*, 1, p. 37-55.

MÜLLER A.H., 1951, *Grundlagen der Biostratonomie*, Berlin, Abhandlungen der deutsche Akademische Wissenschaft, 147 p.

NAJI S., COLARD T., BLONDIAUX J., BERTRAND B., D'INCAU E., BOCQUET-APPEL J.P., 2016, « Cementochronology, to cut or not to cut? », *International Journal of Paleopathology*, *15*, p. 113-119.

NANCI A., BOSSHARDT D.D., 2006, « Structure of periodontal tissues in health and disease », *Periodontology 2000*, *40*, 1, p. 11-28.

NASCIMENTO E., TRABULO M., 2008, *Cemitérios, ordenamentos e questões jurídicas*.

NAVEGA D., COELHO J. D'OLIVEIRA, CUNHA E., CURATE F., 2017, « DXAGE: A New Method for Age at Death Estimation Based on Femoral Bone Mineral Density and Artificial Neural Networks », *Journal of Forensic Sciences*, p. 1-7.

NAWROCKI S., 2010, « The nature and sources of error in the estimation of age at death from the skeleton. », dans LATHAM K., FINNEGAN M. (dirs.), *Age Estimation of the Human Skeleton.*, Springfield, CC Thomas, p. 79-101.

NAYLOR J.W., MILLER W.G., STOKES G.N., STOTT G.G., 1985, « Cemental annulation enhancement: A technique for age determination in man », *American Journal of Physical Anthropology*, *68*, 2, p. 197–200.

NEGASHEVA M.A., ZIMINA S.N., LAPSHINA N.E., SINEVA I.M., 2017, « Express Estimation of the Biological Age by the Parameters of Body Composition in Men and Women over 50 Years », *Bulletin of Experimental Biology and Medicine*, *163*, 3, p. 405-408.

NICHOLSON R., 1998, « Bone Degradation in a Compost Heap », *Journal of Archaeological Science*, *25*, 5, p. 393-403.

NISHIDA A., KIM W.-C., YOSHIDA T., OKA Y., YAMADA N., NAKASE M., IKOMA K., FUJIWARA H., ISHIKAWA N., IKEGAYA H., KUBO T., 2015, « A new method for the estimation of age at death by using electrical impedance: A preliminary study », *Legal Medicine*, *17*, 6, p. 560-568.

OHTANI S., SUGIMOTO H., SUGENO H., YAMAMOTO S., YAMAMOTO K., 1995, « Racemization of aspartic acid in human cementum with age », *Archives of Oral Biology*, *40*, 2, p. 91-95.

OHTSUKA-ISOYA M., HAYASHI H., SHINODA H., 2001, « Effect of suprachiasmatic nucleus lesion on circadian dentin increment in rats », *American Journal of Physiology-Regulatory, Integrative and Comparative Physiology*, *280*, 5, p. R1364-R1370.

OHTSUKA M., SAEKI S., IGARASHI K., SHINODA H., 1998, « Circadian rhythms in the incorporation and secretion of H-3-proline by odontoblasts in relation to incremental lines in rat dentin », *Journal of dental research*, *77*, 11, p. 1889-1895.

OLIVE P.J.W., 1980, « Growth Lines in Polychaete Jaws (Teeth) », dans RHOADS D., LUTZ R. (dirs.), *Skeletal growth of aquatic organisms of Aquatic Organisms*, New York:, p. 561–594.

OLIVEIRA-SANTOS I., GOUVEIA M., CUNHA E., GONÇALVES D., 2017, « The circles of life: age at death estimation in burnt teeth through tooth cementum annulations », *International Journal of Legal Medicine*, *131*, 2, p. 527-536.

ORBAN R., ELDRIDGE J., POLET C., 2011, « Potentialités et historique de la collection de squelettes identifiés de Schoten (Belgique, 1837-1931) », *Anthropologica et Praehistorica*, *122*, 1, p. 19-62.

ORBAN R., VANDOORNE K., 2006, « Les squelettes humains de Koksijde (Coxyde) et Schoten: deux collections remarquables conservés à l'Institut royal des Sciences naturelles de Belgique » ARDAGNA Y., BIZOT B., BOETSCH G., DELESTRE X. (dirs.), *Les collections ostéologiques humaines: gestion, valorisation et perspectives, Table ronde (25-26 avril 2003)*, p. 79-84.

OTTONI C., KOON H.E.C., COLLINS M.J., PENKMAN K.E.H., RICKARDS O., CRAIG O.E., 2009, « Preservation of ancient DNA in thermally damaged archaeological bone », *Naturwissenschaften*, *96*, 2, p. 267-278.

OWAIS A.I., SHAWEESH M., ABU ALHAIJA E.S.J., 2013, « Maximum occusal bite force for children in different dentition stages », *European Journal of Orthodontics*, *35*, 4, p. 427-433.

PALINKAS M., NASSAR M.S.P., CECÍLIO F.A., SIÉSSERE S., SEMPRINI M., MACHADO-DE-SOUSA J.P., HALLAK J.E.C., REGALO S.C.H., 2010, « Age and gender influence on maximal bite force and masticatory muscles thickness », *Archives of Oral Biology*, *55*, 10, p. 797-802.

PASSALACQUA N. V., 2009, « Forensic age-at-death estimation from the human sacrum », *Journal of Forensic Sciences*, *54*, 2, p. 255-262.

PÉLISSIER A., BERTRAND B., BAILLY L., LANDOLT M., 2016, « La fouille inédite du Kilianstollen à Carspach (Haut-Rhin, Alsace) : des réflexions méthodologiques pluridisciplinaires au service de l'identification de 21 soldats allemands de la première guerre mondiale », *Groupement d'anthropologie et d'archéologie funéraire*.

PETTERSON G., ODGAARD B.V., RENBERG I., 1999, « Image analysis as a method to

quantify sediment components », *Journal of Paleolimnology*, *22*, 4, p. 443-455.

PIEPENBRINK H., 1986, « Two examples of biogenous dead bone decomposition and their consequences for taphonomic interpretation », *Journal of Archaeological Science*, *13*, 5, p. 417-430.

PILLOUD S., 2004, « Can there be age determination on the basis of the dental cementum also in older individuals as a significant context between histological and real age determination. », *Anthropologischer Anzeiger; Bericht über die biologisch-anthropologische Literatur*, *62*, 2, p. 231-239.

PITTENDRIGH C.S., 1960, « Circadian rhythms and the circadian organization of living systems. », *Cold Spring Harbor symposia on quantitative biology*, *25*, p. 159-184.

POOLE D.F.G., TRATMAN E.K., 1978, « Post-mortem changes in human teeth from late upper Palaeolithic/Mesolithic occupants of an English limestone cave », *Archives of Oral Biology*, *23*, 12, p. 1115-1120.

PRINCE D. A, UBELAKER D.H., 2002, « Application of Lamendin's adult dental aging technique to a diverse skeletal sample. », *Journal of forensic sciences*, *47*, 1, p. 107-116.

QUINTELIER K., MALEVEZ A., ORBAN R., TOUSSAINT M., VANDENBRUAENE M., YERNAUX G., 2011, « Belgium », dans *The Routledge Handbook of Archaeological Human Remains and Legislation*, Routledge, p. 47-60.

RADOVIC M., 2012, « Ageing in the Danube gorges population (9500-5500 BC): Tooth cementum annulation method », *Starinar*, 62, p. 9-18.

RALSTON C., 2016, *Dental cementum increment analysis and estimating season at death in humans*, Thèse de doctorat, Boston University, School of Medicine, 70 p.

RAMIREZ ROZZI F., 2005, « Âge au décès de l'enfant néandertalien de l'Hortus », *Bulletins et Mémoires de la Société d'anthropologie de Paris*, *17*, 2005, p. 1-10.

RAMIREZ ROZZI F., BERMUDEZ DE CASTRO J.M., 2004, « Surprisingly rapid growth in Neanderthals. », *Nature*, *428*, 6986, p. 936-939.

REICHE I., 2011, « Towards a Better Understanding of Alteration Phenomena of Archaeological Bone by a Closer Look at the Organic/Mineral Association at Micro- and Nanoscale. Preliminary Results on Neolithic Samples from Chalain Lake Site 19, Jura, France », *Archéosciences*, *35 "Dossie*, April 2013, p. 143-158.

REIMERS E., NORDBY O., 1968, « Relationship between age and tooth cementum layers in Norwegian reindeer », *The Journal of Wildlife Management*, *32*, 4, p. 957-961.

RENDU W., 2007, « Planification des activités de subsistance au sein du territoire des derniers Moustériens », *École doctorale Sciences et Environnements*, p. 363.

RENDU W., ARMAND D., PUBERT E., SORESSSI M., 2010, « Approche taphonomique en Cémentochronologie : réexamen du niveau 4 du Pech-de-l'Azé I (Carsac, Dordogne, France) », *Paleo*, *21*, 2, p. 223-236.

RENZ H., RADLANSKI R.J., 2006, « Incremental lines in root cementum of human teeth - A reliable age marker? », *HOMO- Journal of Comparative Human Biology*, *57*, 1, p. 29-50.

RENZ H., SCHAEFER V., DUSCHNER H., RADLANSKI R.J., 1997, « Incremental lines in root cementum of human teeth: an approach to their ultrastructural nature

by microscopy. », *Advances in Dental Research*, *11*, 4, p. 472-477.

RIOS H.F., MA D., XIE Y., GIANNOBILE W. V, BONEWALD L.F., CONWAY S.J., FENG J.Q., 2008, « Periostin is essential for the integrity and function of the periodontal ligament during occlusal loading in mice », *Journal of periodontology*, *79*, 8, p. 1480-1490.

RISSECH C., ESTABROOK G.F., CUNHA E., MALGOSA A., 2006, « Using the acetabulum to estimate age at death of adult males », *Journal of Forensic Sciences*, *51*, 2, p. 213-229.

RITTENOUR T., BRIGHAM-GRETTE J., MANN M., 2000, « El Nino-like climate teleconnections in new england during the late pleistocene », *Science (New York, N.Y.)*, *288*, 5468, p. 1039-1042.

RITZ-TIMME S., CATTANEO C., COLLINS M.J., WAITE E.R., SCHÜTZ H.W., KAATSCH H.J., BORRMAN H.L.M., 2000, « Age estimation : The state of the art in relation to the specific demands of forensic practise », *International journal of legal medicine*, p. 129-136.

ROBBINS SCHUG G., BRANDT E.T., LUKACS J.R., 2012, « Cementum annulations, age estimation, and demographic dynamics in Mid-Holocene foragers of North India », *HOMO- Journal of Comparative Human Biology*, *63*, 2, p. 94-109.

ROBERTS W.E., JEE W.S.S., 1974, « Cell kinetics of orthodontically-stimulated and non-stimulated periodontal ligament in the rat », *Archives of Oral Biology*, *19*, 1, p. 17-21.

ROBILLARD S.R., ELLEN MARSDEN J., 1996, « Comparison of Otolith and Scale Ages for Yellow Perch from Lake Michigan », *Journal of Great Lakes Research*, *22*, 2, p. 429-435.

ROCHA M.A., 1995, « Les collections ostéologiques humaines identifiées du Musée Anthropologique de I'Université de Coimbra », *Antropologia portuguesa*, *13*, p. 7-38.

ROKSANDIC M., VLAK D., SCHILLACI M.A., VOICU D., 2009, « Technical note: Applicability of tooth cementum annulation to an archaeological population », *American Journal of Physical Anthropology*, *140*, 3, p. 583-588.

ROLANDSEN C.M., SOLBERG E.J., HEIM M., HOLMSTRØM F., SOLEM M.I., SÆTHER B.E., 2008, « Accuracy and repeatability of moose (Alces alces) age as estimated from dental cement layers », *European Journal of Wildlife Research*, *54*, 1, p. 6-14.

ROSENBERG G.D., SIMMONS D.J., 1980, « Rhythmic dentinogenesis in the rabbit incisor: Allometric aspects », *Calcified Tissue International*, *32*, 1, p. 45-53.

RÖSING F.W., KVAAL S.I., 1997, « Dental age in adults. A review of estimation methods », dans ALT K.W., RÖSING F.W., TESCHLER-NICOLA M. (dirs.), *Dental anthropology. Fundamentals, limits and prospects*, Springer, Wien New York, p. 443–468.

ROUGÉ-MAILLART C., VIELLE B., JOUSSET N., CHAPPARD D., TELMON N., CUNHA E., 2009, « Development of a method to estimate skeletal age at death in adults using the acetabulum and the auricular surface on a Portuguese population », *Forensic Science International*, *188*, 1-3, p. 91-95.

ROUX W., 1887, « Uber eine knochen lebende gruppe von faderpilzen (Mycelites ossifragus) », *Zeitschr Wiss Zoologic*, 45, p. 227–254.

RÜCKLIN M., DONOGHUE P.C.J., JOHANSON Z., TRINAJSTIC K., MARONE F.,

STAMPANONI M., 2012, « Development of teeth and jaws in the earliest jawed vertebrates », *Nature*, V.

RÜCKLIN M., GILES S., JANVIER P., DONOGHUE P.C.J., 2011, « Teeth before jaws? Comparative analysis of the structure and development of the external and internal scales in the extinct jawless vertebrate Loganellia scotica », *Evolution and Development*, *13*, 6, p. 523-532.

SALTER S., 1861, « On the structure and growth of the tooth of Echinus », *Philosophical Transactions of the Royal Society of London*, *VI–VIII*, 151, p. 387–407.

SAMBOU C., GUILLEMAUT S., MORELLE M., ACHACHE A., CORROLLER A.G. LE, PEROL D., PERRIER L., 2017, « Certification ISO-9001 des Directions de la recherche clinique et de l'innovation : vers une extension du périmétre aux évaluations économiques », *Revue d'Epidemiologie et de Sante Publique*, *65*, 2, p. 159-167.

SANCHEZ S., DUPRET V., TAFFOREAU P., TRINAJSTIC K.M., RYLL B., GOUTTENOIRE P.J., WRETMAN L., ZYLBERBERG L., PEYRIN F., AHLBERG P.E., 2013, « 3D Microstructural Architecture of Muscle Attachments in Extant and Fossil Vertebrates Revealed by Synchrotron Microtomography », *PLoS ONE*, *8*, 2.

SANTOS A.L., CUNHA E., 2012, « Portuguese development in paleopathology: an outline history », dans BUIKSTRA J.E., ROBERTS C. (dirs.), *The global history of paleopathology: pioneers and prospects*, New York: Oxford University Press, p. 505-520.

SATHYANARAYANA H.P., PREMKUMAR S., MANJULA W.S., 2012, « Assessment of maximum voluntary bite force in adults with normal occlusion and different types of malocclusions », *Journal of Contemporary Dental Practice*, *13*, 4, p. 534-538.

SAUNDERS S.R., FITZGERALD C., ROGERS T., DUDAR C., MCKILLOP H., TO, 1992, « A test of several methods of skeletal age estimation using a documented archaeological sample », *Journal of the Canadian Society of Forensic Science*, *25*, 2, p. 97-118.

SAVIĆ PAVIČIN I., DUMANČIĆ J., JUKIĆ T., BADEL T., 2017, « The relationship between periodontal disease, tooth loss and decreased skeletal bone mineral density in ageing women », *Gerodontology*, July, p. 1-5.

SCHAFFER J., 1889, « Uber den felneren Bau fossiler knocken », *S.B. Akad. Wiss. Wien. Math-nat. III*, 98, p. 319-382.

SCHAFFER J., 1890, « Uber Roux'sche Kanale in menschlichen Zahnen », *S.B. Akad. Wiss. Wien. Math-nat. III*, 99, p. 146-152.

SCHEFFER V.B., 1950, « Growth layers on the teeth of Pinnipedia as an indication of age. », *Science*, *112*, 2907, p. 309-311.

SCHMITT A., 2001, *Variabilité de la sénescence du squelette humain. Reflexions sur les indicateurs de l'age au déces: a la recherche d'un outil performant.*, Thèse de doctorat, Université de Bordeaux I, 347 p.

SCHMITT A., 2002, « Estimation de l'âge au décès des sujets adultes à partir du squelette : des raisons d'espérer », *Bulletins et mémoires de la Société d'Anthropologie de Paris*, *14*, 1-2, p. 51-73.

SCHMITT A., 2005, « Une nouvelle méthode pour estimer l'âge au décès des adultes à partir de la surface sacro-pelvienne iliaque », *Bulletins et Mémoires de la Société d'Anthropologie de Paris*, 2, 17 (1-2), p. 89-101.

SCHOENINGER M.J., MOORE K.M., MURRAY M.L., KINGSTON J.D., 1989, « Detection of bone preservation in archaeological and fossil samples », *Applied Geochemistry*, *4*, 3, p. 281-292.

SCHOLL M., 2013, *Caractérisation des plaques d'identification militaires en zinc provenant du site de Carspach (Alsace, Haut-Rhin, France)*, Thèse de doctorat, Haute Ecole Neuchatel Berne Jura - Arc, 102 p.

SCHOUR I., STEADMAN S.R., 1935, « The growth pattern and daily rhythm of the incisor of the rat », *The anatomical record*, *63*, 4, p. 325-333.

SCHROEDER H.E., 1986, *The Periodontium*, Berlin, Heidelberg, Springer Berlin Heidelberg, 325 p.

SCHROEDER H.E., 1992, « Biological Problems of Regenerative Cementogenesis: Synthesis and Attachment of Collagenous Matrices on Growing and Established Root Surfaces », *International Review of Cytology*, *142*, C, p. 1-59.

SCRUTTON C.T., 1978, « Periodic growth features in fossil organisms and the length of the day and month », dans BROCHE P., SUNDERMANN J. (dirs.), *Tidal Friction and the Earth's Rotation*, Berlin, Springer-Verlag, p. 154-196.

SECOR D.H., ALLMAN R., BUSAWON D., GAHAGAN B., GOLET W., KOOB E., LUQUE P.L., SISKEY M., 2014, « Standardization of Otolith-Based Ageing Protocols for Atlantic Bluefin Tuna », *70*, 2, p. 357-363.

SEGUY I., BUCHET L., 2013, *Handbook of Palaeodemography*, 329 p.

SELVAMANI M., MADHUSHANKARI G.S., PRAVEEN BASANDI S., DONOGHUE M., NAYAK V., DIWAKAR G., 2013, « Effect of vitality on translucent dentine - a study. », *Journal of international oral health : JIOH*, *5*, 2, p. 1-7.

SEQUEIRA P., BOSSHARDT D.D., SCHROEDER H.E., 1992, « Growth of acellular extrinsec fiber cementum (AEFC) and density of inserting fibers in human premolars of adolescents », *Journal of Periodontal Research*, *27*, 2, p. 134-142.

SERRA C.M., MANNS A.E., 2013, « Bite force measurements with hard and soft bite surfaces », *Journal of Oral Rehabilitation*, *40*, 8, p. 563-568.

SHROUT P.E., FLEISS J.L., 1979, « Intraclass correlations: Uses in assessing rater reliability. », *Psychological Bulletin*, *86*, 2, p. 420-428.

SIEGEL S., CASTELLAN J., 1988, *Nonparametric statistics for the behavioral sciences*, McGraw-Hil, New York, 399 p.

SLUIS L.G. VAN DER, HOLLUND H.I., BUCKLEY M., LOUW P.G.B. DE, RIJSDIJK K.F., KARS H., 2014, « Combining histology, stable isotope analysis and ZooMS collagen fingerprinting to investigate the taphonomic history and dietary behaviour of extinct giant tortoises from the Mare aux Songes deposit on Mauritius », *Palaeogeography, Palaeoclimatology, Palaeoecology*, *416*, p. 80-91.

SMID J.R., ROWLAND J.E., YOUNG W.G., DALEY T.J., COSCHIGANO K.T., KOPCHICK J.J., WATERS M.J., 2004, « Mouse cellular cementum is highly dependent on growth hormone status. », *Journal of dental research*, *83*, 1, p. 35-39.

SMITH C.I., CRAIG O.E., PRIGODICH R. V., NIELSEN-MARSH C.M., JANS M.M.E., VERMEER C., COLLINS M.J., 2005, « Diagenesis and survival of osteocalcin in archaeological bone », *Journal of Archaeological Science*, *32*, 1, p. 105-113.

SMITH C.I., NIELSEN--MARSH C.M., JANS M.M.E., ARTHUR P., NORD A.G., COLLINS M.J., 2002, « The strange case of Apigliano: early `fossilization' of

medieval bone in southern Italy », *Archaeometry*, *44*, 3, p. 405-415.

SMITH R.K., ROBERTS W.E., 1980, « Cell kinetics of the initial response to orthodontically induced osteogenesis in rat molar periodontal ligament », *Calcified Tissue International*, *30*, 1, p. 51-56.

SOGNNAES R.F., 1955, « Postmortem microscopic defects in the teeth of ancient man. », *A.M.A. archives of pathology*, *59*, 5, p. 559-570.

SOLHEIM T., 1990, « Dental cementum apposition as an indicator of age », *European Journal of Oral Sciences*, *98*, 6, p. 510-519.

SOLHEIM T., 1992, « Amount of secondary dentin as an indicator of age », *European Journal of Oral Sciences*, *100*, 4, p. 193-199.

SOUSA E.M., STOTT G.G., ALVES J.B., 1999, « Determination of age from cemental incremental lines for forensic dentistry. », *Biotechnic & histochemistry : official publication of the Biological Stain Commission*, *74*, 4, p. 185-193.

STEIN T.J., CORCORAN J.F., 1994, « Pararadicular cementum deposition as a criterion for age estimation in human beings. », *Oral Surgery, Oral Medicine, Oral Pathology*, *77*, 3, p. 266-270.

STEVENSON D.K., CAMPANA S.E., 1992, *Otolith Microstructure Examination and Analysis*, 126 p.

STILLSON W.C., 1917, « A study of cementum. », *Dental Summary*, *37*, 30.

STOCK S.R., FINNEY L.A., TELSER A., MAXEY E., VOGT S., OKASINSKI J.S., 2017, « Cementum structure in Beluga whale teeth », *Acta Biomaterialia*, *48*, p. 289–299.

STOTT G.G., SIS R.F., LEVY B.M., 1982, « Cemental annulation as an age criterion in forensic dentistry », *Journal of Dental Research*, *61*, 6, p. 814-817.

STOUT S.D., PAINE R.R., 1992, « Brief Communication: Histological Age Estimation Using Rib and Clavicle », *American Journal of Physical Anthropology*, *87*, p. 111-115.

STOYANOVA D.K., ALGEE-HEWITT B.F.B., KIM J., 2017, « A Computational Framework for Age-at-Death Estimation from the Skeleton : Surface and Outline Analysis of 3D Laser Scans of the Adult Pubic Symphysis * », *Journal of Forensic Sciences*, p. 1-11.

STUTZ A.J., 2002, « Polarizing Microscopy Identification of Chemical Diagenesis in Archaeological Cementum », *Journal of Archaeological Science*, *29*, 11, p. 1327-1347.

SWIFT M.J., HEAL O.W., ANDERSON J.M., 1979, « Decomposition in terrestrial ecosystems », *Review Literature And Arts Of The Americas*, *5*, p. 12-24.

SYMES S.A., 2014, *Manual of Forensic Taphonomy*, 1-3 p.

SYSSOVENA P.R., 1958, « Post mortem changes to human teeth with time », *Sudebnd-Medisthinskaya Ekspertiza I Kriminalistika na sluzhbe Sletsshviya*, 2, p. 213-218.

TODD T.W., 1920, « Age changes in the pubic bone. I. The male white pubis », *American Journal of Physical Anthropology*, *3*, 3, p. 285-334.

TODD T.W., LYON D.W., 1924, « Endocranial suture closure. Its progress and age relationship. Part I.—Adult males of white stock », *American Journal of Physical*

Anthropology, *7*, 3, p. 325–384.

TOMS S.R., DAKIN G.J., LEMONS J.E., EBERHARDT A.W., 2002, « Quasi-linear viscoelastic behavior of the human periodontal ligament », *Journal of Biomechanics*, *35*, 10, p. 1411-1415.

TRUEMAN C.N., MARTILL D.M., 2002, « the Long-Term Survival of Bone: the Role of Bioerosion », *Archaeometry*, *44*, 3, p. 371-382.

TURNER-WALKER G., 1993, *The characterisation of fossil bone*, Thèse de doctorat, 288 p.

TURNER-WALKER G., 2008, « The Chemical and Microbial degradation of bone and Teeth », *Advances in Human Palaeopathology*, November 2016, p. 4-29.

UBELAKER D.H., 2000, « Methodological Considerations in the Forensic Applications of Human Skeletal Biology », dans KATZENBERG M., SAUNDERS S. (dirs.), *Biological Anthropology of the Human Skeleton*, p. 41-68.

UBELAKER D.H., 2010, « Recent Advances in the Estimation of Age at Death », dans *Age Estimation of the Human Skeleton*, p. 177-189.

UENO S., IMAI C., MITSUTANI A., 1995, « Fine growth rings found in statolith of a cubomedusa Carybdea rastoni », *Journal of Plankton Research*, *17*, 6, p. 1381-1384.

USUI T., UEMATSU S., MORIMOTO T., KURIHARA S., KANEGAE H., 2007, « Change in maximum occlusal force in association with maxillofacial growth », *Orthodontics and Craniofacial Research*, *10*, 4, p. 226-234.

VARGA S., SPALJ S., LAPTER VARGA M., ANIC MILOSEVIC S., MESTROVIC S., SLAJ M., 2011, « Maximum voluntary molar bite force in subjects with normal occlusion », *European Journal of Orthodontics*, *33*, 4, p. 427-433.

VAUPEL J.W., 2010, « Biodemography of human ageing », *Nature*, *464*, 7288, p. 536-542.

WALL-SCHEFFLER C.M., FOLEY R.A., 2009, « Digital Cementum Luminance Analysis (DCLA): A Tool for the Analysis of Climatic and Seasonal Signals in Dental Cementum », *International Journal of Osteoarchaeology*, *20*, May 2008, p. 172-191.

WECKLEY F., 1993, « Intersexual Resource Partitioning in Black-Tailed Deer: A Test of the Body Size Hypothesis », *The Journal of Wildlife Management*, *57*, 3, p. 475-494.

WEDEL V.L., FOUND G., NUSSE G., 2013, « A 37-year-old cold case identification using novel and collaborative methods », *Journal of Forensic Identification*, *63*, 1, p. 5-21.

WEDEL V.L., 2007, « Determination of season at death using dental cementum increment analysis », *Journal of Forensic Sciences*, *52*, 6, p. 1334-1337.

WEDEL V.L., WESCOTT D.J., 2015, « Using dental cementum increment analysis to estimate age and season of death in African Americans from an historical cemetery in Missouri », *International Journal of Paleopathology*, p. 1-6.

WEDL C., 1864, « Über einen im Zahnbein und Knochen keimenden Pilz, Akademie der Wissenschaften in Wien. Sitzungsberichte Naturwissenschaftliche Klasse ABI », *Mineralogie Biologi Erdkunde*, *50*, 1, p. 171–193.

WEIGELT J., 1927, *Rezente Wirbeltierleichen und ihre paläobiologische Bedeutung.*, WEG M. (dir.), ., Leipzig.

WITTWER-BACKOFEN U., 2012, « Age estimation using tooth cementum annulation », *Methods in Molecular Biology*, *915*, p. 129-143.

WITTWER-BACKOFEN U., BUBA H., 2002, « Age estimation by tooth cementum annulation: perspectives of a new validation study », dans HOPPA R.D., VAUPEL J.W. (dirs.), *Paleodemography: Age distributions from skeletal samples*, Cambridge University Press, p. 107-128.

WITTWER-BACKOFEN U., BUCKBERRY J., CZARNETZKI A., DOPPLER S., GRUPE G., HOTZ G., KEMKES A., LARSEN C.S., PRINCE D., WAHL J., FABIG A., WEISE S., 2008, « Basics in paleodemography: A comparison of age indicators applied to the early medieval skeletal sample of Lauchheim », *American Journal of Physical Anthropology*, *137*, 4, p. 384-396.

WITTWER-BACKOFEN U., GAMPE J., VAUPEL J.W., 2004, « Tooth Cementum Annulation for Age Estimation: Results from a Large Known-Age Validation Study », *American Journal of Physical Anthropology*, *123*, 2, p. 119-129.

WOLMAN M., KASTEN F.H., 1986, « Polarized light microscopy in the study of the molecular structure of collagen and reticulin », *Histochemistry*, *85*, 1, p. 41-49.

WOOD S., LOUDON A., 2017, « The pars tuberalis: The site of the circannual clock in mammals? », *General and Comparative Endocrinology*, p. 1-14.

WOODS M.A., ROBINSON Q.C., HARRIS E.F., 1990, « Age-Progressive Changes in Pulp Widths and Root Lengths During Adulthood: A Study of American Blacks and Whites », *Gerodontology*, *9*, 1-3, p. 41-50.

YAMAMOTO T., DOMON T., 1998, « The regulation of fiber arrangement in advanced cellular cementogenesis of human teeth », *Journal of Periodontal Research*, p. 83-90.

YAMAMOTO T., DOMON T., TAKAHASHI S., ISLAM M.N., SUZUKI R., 2000a, « The fibrous structure of the cemento-dentinal junction in human molars shown by scanning electron microscopy combined with NaOH-maceration. », *Journal of periodontal research*, *35*, 2, p. 59-64.

YAMAMOTO T., DOMON T., TAKAHASHI S., ISLAM M.N., SUZUKI R., 2001, « The fibrillar structure of the cemento-dentinal junction in different kinds of human teeth. », *Journal of periodontal research*, *36*, 5, p. 317-321.

YAMAMOTO T., DOMON T., TAKAHASHI S., ISLAM N., SUZUKI R., 2000b, « Twisted plywood structure of an alternating lamellar pattern in cellular cementum of human teeth. », *Anatomy and embryology*, *202*, 1, p. 25-30.

YAMAMOTO T., DOMON T., TAKAHASHI S., ISLAM N., SUZUKI R., WAKITA M., 1999, « The structure and function of the cemento-dentinal junction in human teeth. », *Journal of periodontal research*, *34*, 5, p. 261-268.

YAMAMOTO T., DOMON T., TAKAHASHI S., WAKITA M., 1997, « Formation of an alternate lamellar pattern in the advanced cellular cementogenesis in human teeth », *Anatomy and Embryology*, *196*, 2, p. 115-121.

YAMAMOTO T., HASEGAWA T., YAMAMOTO T., HONGO H., AMIZUKA N., 2016, « Histology of human cementum: Its structure, function, and development », *Japanese Dental Science Review*, p. 1-12.

YAMAMOTO T., LI M., LIU Z., GUO Y., HASEGAWA T., MASUKI H., SUZUKI R.,

AMIZUKA N., 2010, « Histological review of the human cellular cementum with special reference to an alternating lamellar pattern », *Odontology*, *98*, 2, p. 102-109.

ZANDER H. A., HURZELER B., 1958, « Continuous Cementum Apposition », *Journal of Dental Research*, *37*, 6, p. 1035-1044.

ZAPICO S.C., UBELAKER D.H., 2013, « Applications of physiological bases of ageing to forensic sciences. Estimation of age-at-death », *Ageing Research Reviews*, *12*, 2, p. 605-617.

ZAR J.H., 2010, *Biostatistical analysis*, Prentice-Hall/Pearson, 944 p.

ZHENG B., ALBRECHT U., KAASIK K., SAGE M., LU W., VAISHNAV S., LI Q., SUN Z.S., EICHELE G., BRADLEY A., LEE C.C., 2001, « Nonredundant roles of the mPer1 and mPer2 genes in the mammalian circadian clock », *Cell*, *105*, 5, p. 683-694.

ZHENG L., EHARDT L., MCALPIN B., ABOUT I., KIM D., PAPAGERAKIS S., PAPAGERAKIS P., 2014, « The tick tock of odontogenesis », *Experimental Cell Research*, *325*, 2, p. 83-89.

ZILBERMAN U., SMITH P., 2001, « Sex- and Age-related Differences in Primary and Secondary Dentin Formation », *Advances in Dental Research*, *15*, 1, p. 42-45.

ZUK M., 1987, « Age determination of adult field crickets: methodology and field applications. », *Can. J. Zool.*, *65*, p. 1564–1566.

Annexes

Matériel utilisé pour la cémentochronologie

- Low Speed Saw Buehler® IsoMet [*Réf.11-1180*]
- Flasques Buehler® (44 & 76mm)
- Lame diamantée Buehler® Série HC liant métal (102x0,3x12,7mm) [*Réf.11-4244/4245*]
- Liquide de tronçonnage Buehler® (470 ml) [*Réf.11-2293-016*]
- Microscope optique Leica® DMEP + Objectif 1 (inf/0.17 - HI Plan - 40x/0.65 POL) ; Objectif 2 (inf/- HI Plan -10x/0.25 POL) ; Objectif 3 (inf/-/A - N Plan - 5x/0.12 POL)
- Digital Camera Leica® DFC280 + Leica® Application Suite
- Micro-ordinateur PC + Adobe® Photoshop CS5
- Micromètre digital et comparateur d'épaisseur Brot® Technologies
- Polisseuses manuelle Brot® Technologies
- Alumines en suspension surconcentrée (3μ, 1 μ et 0,3 μ) [*Réf.Escil A1, A2, A3*]
- Disques feutres
- Balance Pioneer® [*Réf.PA24*]
- Bac à ultrason Elmasonic
- Etuve Heraeus
- Agent de démoulage Buehler® (950 ml) [*Réf.20-8185-032*]
- Résine Epoxy K2020 : Résine [*Réf.XW 396*] + catalyseur [*Réf.XW 397*]
- Chambre à vide
- Bécher plastique jetable
- Spatules bois pour mélange
- Pipettes polyéthylène
- Acétone, Ethanol, eau distillée
- Baume du canada Roth® (25 ml) [*Réf.8016.2*]
- Seringue (5 ml, 2 éléments)
- Lames porte objet (30x45mm ; 1.4/1.7) (boîte de 100) [*Réf.P3045 BN1*]
- Lamelles couvre objet (24x32mm) (boîte de 100) [*Réf.C 2432 1*]
- Boites de rangement en bois pour lames de verre pour 100 lames 30x45mm
- Pissettes (250 ml) eau/éthanol/acétone
- Verres de montre (Ø 50mm)
- Portoirs pour tubes à essai (Ø 16 mm)
- Parafilm®

Fiche de prélèvement[a]

Identification de l'individu : _____

Patient *Sujet anatomique* *Sujet archéologique*

Sexe :

Homme *Femme* *Non renseigné*

Date de naissance : _____

Lieu de naissance : _____

Date de l'extraction : _____
(ou du décès)

Si sujet archéologique :

Date d'inhumation : _____

Date d'exhumation : _____

Si patient :

Traumatisme(s) osseux : _____

Date(s) : _____

Autres antécédents médicaux : _____

Date(s) : _____

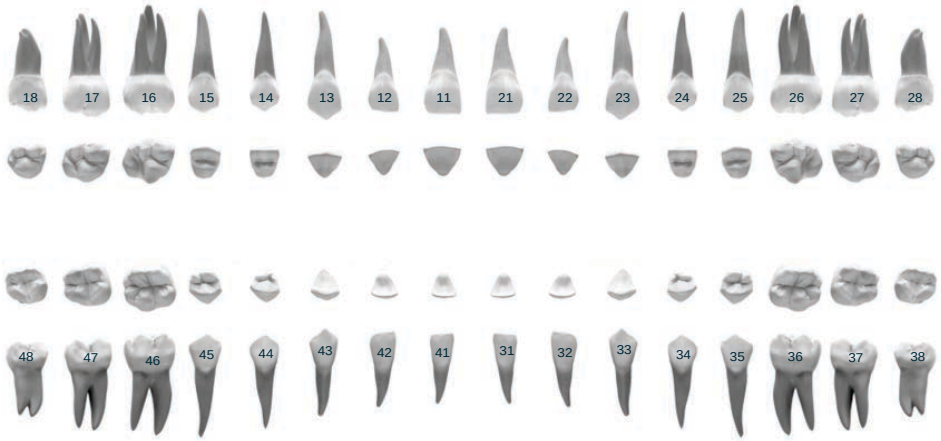
Si patient féminin :

Nombre de grossesses : _____

Date(s) de naissance enfant(s) : _____

Pathologies parodontales : _____

Dent(s) extraite(s) :



Notes :

[a] En cas de prélèvement sur patient, établir un formulaire de recueil de consentement éclairé pour une participation à une recherche anthropologique (deux exemplaires, l'un remis au participant, l'autre conservé par l'investigateur)

Recueil de Consentement Eclairé

(Fait en 2 exemplaires: un exemplaire est remis à la personne, l'autre est conservé par l'investigateur)

De : M., Mme, Mlle

Nom : ……Prénom : …….

Le Docteur …….… m'a proposé de participer à une étude intitulée :

Estimation de l'âge par la cémentochronologie

dont le promoteur est le Laboratoire …….……. ……..……. et l'investigateur principal ……..……..……..……..…… de l'Université de Lille, Unité de Taphonomie Médico-légale, Institut de Médecine Légale, Rue Andre Verhaeghe 59000 Lille.

But de l'étude : L'estimation de l'âge au décès de restes humains est un des sujets majeurs de la recherche en anthropologie. La méthode d'estimation de l'âge au décès par l'analyse des appositions du cément se fonde sur l'observation des phénomènes cycliques s'exprimant tout au long de la vie de l'individu. Des couches de cément se déposent sur le pourtour de la racine de la dent selon un rythme annuel et le dénombrement de ces alternances montre, sur des échantillons d'âge connu, une forte corrélation avec l'âge correspondant au décès de l'individu où à celui de l'extraction de la dent. Afin d'établir la précision de cette technique et de tenter de mettre en évidence l'enregistrement d'événements physiologiques, telles que des grossesses, cette étude a pour but de constituer un référentiel.

Cette participation vous est proposée car votre chirurgien-dentiste a estimé que pour des raisons médicales une de vos dents devait être extraite. Dans ce contexte, nous vous proposons de participer à cette étude en confiant cette dent pour qu'elle intègre une collection de référence qui sera le support de l'étude.

Il m'a été précisé que :

- *Je suis libre d'accepter ou de refuser ainsi que d'annuler à tout moment ma participation.*
- *Les données ayant trait à mon âge, à mon état de santé, à mes habitudes de vie, à ma situation familiale demeurent strictement confidentielles. Je n'autorise leur consultation que par les investigateurs de l'étude, des spécialistes qu'ils solliciteraient. J'accepte que les données enregistrées à l'occasion de cette étude puissent faire l'objet d'un traitement informatisé et j'ai noté que toutes les informations concernant les participants seront*

-

conservées de façon anonyme et confidentielle. Le traitement informatique n'est donc pas nominatif, il n'entre pas de ce fait dans la loi Informatique et Liberté (le droit d'accès et de rectification n'est pas recevable).

- *La transmission des informations concernant le participant pour l'expertise ou pour la publication scientifique sera elle aussi anonyme.*
- *Le participant a la possibilité d'obtenir des informations supplémentaires concernant cette étude auprès de l'investigateur principal, et ce dans les limites des contraintes du plan de recherche.*
- *L'investigateur principal s'engage à mener cette recherche selon les dispositions éthiques et déontologiques et à assurer la confidentialité des informations recueillies.*
- *J'ai bien noté que je ne percevrai aucune indemnité lors de cette étude.*

J'ai reçu toutes les informations nécessaires pour comprendre l'intérêt et le déroulement de l'étude, les bénéfices attendus.

J'ai pu poser toutes les questions nécessaires à la bonne compréhension de ces informations et j'ai reçu des réponses claires et précises.

J'ai disposé d'un délai de réflexion suffisant entre les informations reçues et ce consentement avant de prendre ma décision.

En foi de quoi, j'accepte librement et volontairement de participer à cette recherche.

Fait à…… le ……

(en 2 exemplaires)

Signatures:

Le participant : L'investigateur principal :

MEBE Electroscan 2020

Type de filament : Tungstène

Tension d'accélération appliquée au faisceau : 0,1 à 30kV, par palier de 100V

Distance de travail : 2,6 à 50 mm

Contrôle du vide dans la chambre : pression contrôlée=10-5 à 50 Torr ; Gaz auxiliaires : vapeur d'eau (H_2O), hélium (He) ; vide poussé

Mouvement de la platine : X=45 mm, Y=45 mm, Z=27 mm ; Tilt=-10° à + 45° ; Rotation=360°

Dimensions des porte-échantillons : diamètres = 12 et 25 mm, hauteur maximale de l'échantillon = 13 mm ; diamètre = 60 mm, hauteur maximale de l'échantillon = 30 mm

Eléments détectés : électrons secondaires (*Gaseous Secondary Electron Detector*) ; électrons rétrodiffusés (*Backscattered Electron detector*) ; rayons X (*Energy Dispersive Spectrometer*)

Définition de l'image enregistrée : 2048 x 2048 pixels

Spectromètre à sélection d'énergie Oxford Inca x-sight

Cristal détecteur : silicium, dopé au lithium

Sensibilité de détection : 10000cp/s/nA

Eléments détectés : du béryllium (Be – Z = 4) à l'uranium (U – Z = 92)

Temps d'acquisition : 30 à 200 s

Résolution : 129 à 145 eV

Rapport pic/fond : 2 à 100

Limite de détection : 1000 ppm

Table de fréquences - Classes decennales - Annuli/10

% dans

		< 20,0	[20;30[	[30;40[	[40;50[	[50;60[	[60;70[	[70;80[	[80;90[	>90	Total
	<10	66,67%	33,33%								100,00%
	10-19	7,14%	64,29%	28,57%							100,00%
	20-29		4,76%	80,95%	14,29%						100,00%
	30-39			12,50%	50,00%	25,00%	6,25%		6,25%		100,00%
	40-49				4,35%	30,43%	52,17%	8,70%	4,35%		100,00%
	50-59				1,61%	6,45%	27,42%	40,32%	22,58%	1,61%	100,00%
	60-69						4,26%	44,68%	48,94%	2,13%	100,00%
	70-79						7,69%	15,38%	38,46%	38,46%	100,00%
	80-89									100,00%	100,00%
Total		1,50%	5,50%	11,50%	6,50%	7,50%	16,50%	25,00%	22,00%	4,00%	100,00%

Table de fréquences - Classes decennales - Annuli/5

% dans

		< 20,0	[20;30[	[30;40[	[40;50[	[50;60[	[60;70[	[70;80[	[80;90[	>90	Total
	5-9	66,67%	33,33%								100,00%
	10-14	20,00%	80,00%								100,00%
	15-19		55,56%	44,44%							100,00%
	20-24		9,09%	90,91%							100,00%
	25-29			70,00%	30,00%						100,00%
	30-34			28,57%	57,14%	14,29%					100,00%
	35-39				44,44%	33,33%	11,11%		11,11%		100,00%
	40-44				10,00%	40,00%	40,00%	10,00%			100,00%
	45-49					23,08%	61,54%	7,69%	7,69%		100,00%
	50-54				3,85%	3,85%	38,46%	38,46%	15,38%		100,00%
	55-59					8,33%	19,44%	41,67%	27,78%	2,78%	100,00%
	60-64						7,69%	53,85%	38,46%		100,00%
	65-69							33,33%	61,90%	4,76%	100,00%
	70-74						9,09%	9,09%	36,36%	45,45%	100,00%
	75-79							50,00%	50,00%		100,00%
	80-84									100,00%	100,00%
Total		1,50%	5,50%	11,50%	6,50%	7,50%	16,50%	25,00%	22,00%	4,00%	100,00%

Table de fréquences - Classes quinquennales - Annuli/10

% dans

	<20	[20;25[	[25;30[	[30;35[	[35;40[	[40;45[	[45;50[	[50;55[	[55;60[	[60;65[	[65;70[	[70;75[	[75;80[	[80;85[	[85;90[	[90;95[	>95	Total
<10	66,67%	33,33%																100,00%
10-19	7,14%	21,43%	42,86%	14,29%	14,29%													100,00%
20-29			4,76%	42,86%	38,10%	9,52%	4,76%											100,00%
30-39					12,50%	25,00%	25,00%	25,00%			6,25%				6,25%			100,00%
40-49							4,35%	4,35%	26,09%	26,09%	26,09%	4,35%	4,35%		4,35%			100,00%
50-59							1,61%	1,61%	4,84%	6,45%	20,97%	25,81%	14,52%	14,52%	8,06%	1,61%		100,00%
60-69											4,26%	8,51%	36,17%	29,79%	19,15%	2,13%		100,00%
70-79											7,69%	7,69%	7,69%	15,38%	23,08%	38,46%		100,00%
80-89																	100,00%	100,00%
Total	1,50%	2,00%	3,50%	5,50%	6,00%	3,00%	3,50%	3,00%	4,50%	5,00%	11,50%	11,00%	14,00%	12,50%	9,50%	3,50%	0,50%	100,00%

Table de fréquences - Classes quinquennales - Annuli/5

% dans

	<20	[20;25[	[25;30[	[30;35[	[35;40[	[40;45[	[45;50[	[50;55[	[55;60[	[60;65[	[65;70[	[70;75[	[75;80[	[80;85[	[85;90[	[90;95[	>95	Total
5-9	66,67%	33,33%																100,00%
10-14	20,00%	40,00%	40,00%															100,00%
15-19		11,11%	44,44%	22,22%	22,22%													100,00%
20-24			9,09%	63,64%	27,27%													100,00%
25-29				20,00%	50,00%	20,00%	10,00%											100,00%
30-34					28,57%	57,14%		14,29%										100,00%
35-39							44,44%	33,33%			11,11%				11,11%			100,00%
40-44							10,00%	10,00%	30,00%	20,00%	20,00%		10,00%					100,00%
45-49									23,08%	30,77%	30,77%	7,69%			7,69%			100,00%
50-54							3,85%		3,85%	15,38%	23,08%	15,38%	23,08%	11,54%	3,85%			100,00%
55-59								2,78%	5,56%		19,44%	33,33%	8,33%	16,67%	11,11%	2,78%		100,00%
60-64											7,69%	11,54%	42,31%	26,92%	11,54%			100,00%
65-69												4,76%	28,57%	33,33%	28,57%	4,76%		100,00%
70-74											9,09%		9,09%	18,18%	18,18%	45,45%		100,00%
75-79												50,00%			50,00%			100,00%
80-84																	100,00%	100,00%
Total	1,50%	2,00%	3,50%	5,50%	6,00%	3,00%	3,50%	3,00%	4,50%	5,00%	11,50%	11,00%	14,00%	12,50%	9,50%	3,50%	0,50%	100,00%

-

Table de prédiction

Intervalles de prévision à 99% - 95% - 90% - 85% - 80% - 75% et 70% obtenus à partir du modèle de régression linéaire. L'utilisation de cette table est à associer à l'imprécision relative des comptes d'*annuli* estimée à 10%.

Cémentochronologie : intervalles de prédiction moyenne

Âge au décès

Annuli	99% < IC	99% > IC	95% < IC	95% > IC	90% < IC	90% > IC	85% < IC	85% > IC	80% < IC	80% > IC	75% < IC	75% > IC	70% < IC	70% > IC
1	9,2	12,3	9,6	12,0	9,8	11,8	9,9	11,6	10,0	11,5	10,1	11,5	10,1	11,4
2	10,3	13,4	10,7	13,0	10,9	12,8	11,0	12,7	11,1	12,6	11,2	12,5	11,2	12,5
3	11,5	14,5	11,8	14,1	12,0	13,9	12,1	13,8	12,2	13,7	12,3	13,6	12,4	13,6
4	12,6	15,6	13,0	15,2	13,1	15,0	13,3	14,9	13,4	14,8	13,4	14,7	13,5	14,7
5	13,8	16,6	14,1	16,3	14,3	16,1	14,4	16,0	14,5	15,9	14,6	15,8	14,6	15,8
6	14,9	17,7	15,2	17,4	15,4	17,2	15,5	17,1	15,6	17,0	15,7	16,9	15,7	16,9
7	16,0	18,8	16,4	18,4	16,5	18,3	16,6	18,2	16,7	18,1	16,8	18,0	16,9	18,0
8	17,2	19,9	17,5	19,5	17,7	19,4	17,8	19,3	17,9	19,2	17,9	19,1	18,0	19,0
9	18,3	20,9	18,6	20,6	18,8	20,5	18,9	20,3	19,0	20,3	19,0	20,2	19,1	20,1
10	19,5	22,0	19,8	21,7	19,9	21,5	20,0	21,4	20,1	21,4	20,2	21,3	20,2	21,2
11	20,6	23,1	20,9	22,8	21,1	22,6	21,2	22,5	21,2	22,5	21,3	22,4	21,3	22,3
12	21,7	24,2	22,0	23,9	22,2	23,7	22,3	23,6	22,4	23,5	22,4	23,5	22,5	23,4
13	22,9	25,2	23,2	25,0	23,3	24,8	23,4	24,7	23,5	24,6	23,5	24,6	23,6	24,5
14	24,0	26,3	24,3	26,0	24,4	25,9	24,5	25,8	24,6	25,7	24,7	25,7	24,7	25,6
15	25,2	27,4	25,4	27,1	25,6	27,0	25,6	26,9	25,7	26,8	25,8	26,8	25,8	26,7
16	26,3	28,5	26,6	28,2	26,7	28,1	26,8	28,0	26,8	27,9	26,9	27,9	26,9	27,8
17	27,4	29,6	27,7	29,3	27,8	29,2	27,9	29,1	28,0	29,0	28,0	29,0	28,1	28,9
18	28,6	30,6	28,8	30,4	28,9	30,3	29,0	30,2	29,1	30,1	29,1	30,1	29,2	30,0
19	29,7	31,7	29,9	31,5	30,1	31,4	30,1	31,3	30,2	31,2	30,3	31,2	30,3	31,1
20	30,8	32,8	31,1	32,6	31,2	32,4	31,3	32,4	31,3	32,3	31,4	32,3	31,4	32,2
21	31,9	33,9	32,2	33,7	32,3	33,5	32,4	33,5	32,4	33,4	32,5	33,4	32,5	33,3
22	33,1	35,0	33,3	34,8	33,4	34,6	33,5	34,6	33,6	34,5	33,6	34,5	33,7	34,4
23	34,2	36,1	**34,4**	35,9	34,5	35,7	34,6	35,7	34,7	35,6	**34,7**	35,6	34,8	35,5
24	35,3	37,2	35,6	36,9	35,7	36,8	35,7	36,8	35,8	36,7	35,8	36,7	35,9	36,6
25	36,5	38,3	36,7	38,0	36,8	37,9	36,9	37,9	36,9	37,8	37,0	37,8	37,0	37,7
26	37,6	39,4	37,8	39,1	37,9	39,0	38,0	39,0	38,0	38,9	38,1	38,9	38,1	38,8
27	38,7	40,5	38,9	40,2	39,0	40,1	39,1	40,1	39,1	40,0	39,2	40,0	39,2	39,9
28	39,8	41,6	40,0	41,3	40,1	41,2	40,2	41,2	40,3	41,1	40,3	41,1	40,3	41,0
29	40,9	42,7	41,1	**42,4**	41,2	42,3	41,3	42,3	41,4	42,2	41,4	**42,2**	41,4	42,1
30	42,0	43,8	42,2	43,5	42,4	43,4	42,4	43,4	42,5	43,3	42,5	43,3	42,6	43,2
31	43,2	44,9	43,4	44,7	43,5	44,5	43,5	44,5	43,6	44,4	43,6	44,4	43,7	44,3
32	44,3	46,0	44,5	45,8	44,6	45,7	44,6	45,6	44,7	45,5	44,7	45,5	44,8	45,5
33	45,4	47,1	45,6	46,9	45,7	46,8	45,8	46,7	45,8	46,6	45,8	46,6	45,9	46,6
34	46,5	48,2	46,7	48,0	46,8	47,9	46,9	47,8	46,9	47,8	47,0	47,7	47,0	47,7
35	47,6	49,3	47,8	49,1	47,9	49,0	48,0	48,9	48,0	48,9	48,1	48,8	48,1	48,8
36	48,7	50,4	48,9	50,2	49,0	50,1	49,1	50,0	49,1	50,0	49,2	49,9	49,2	49,9
37	49,8	51,5	50,0	51,3	50,1	51,2	50,2	51,1	50,2	51,1	50,3	51,0	50,3	51,0

Imprécision 10%

38	50,9	52,7	51,1	52,4	51,2	52,3	51,3	52,3	51,3	52,2	51,4	52,2	51,4	52,1
39	52,0	53,8	52,2	53,6	52,3	53,4	52,4	53,4	52,4	53,3	52,5	53,3	52,5	53,2
40	53,1	54,9	53,3	54,7	53,4	54,6	53,5	54,5	53,5	54,4	53,6	54,4	53,6	54,3
41	54,2	56,0	54,4	55,8	54,5	55,7	54,6	55,6	54,6	55,6	54,7	55,5	54,7	55,5
42	55,2	57,2	55,5	56,9	55,6	56,8	55,7	56,7	55,7	56,7	55,8	56,6	55,8	56,6
43	56,3	58,3	56,6	58,0	56,7	57,9	56,8	57,8	56,8	57,8	56,9	57,7	56,9	57,7
44	57,4	59,4	57,7	59,2	57,8	59,0	57,9	59,0	57,9	58,9	58,0	58,9	58,0	58,8
45	58,5	60,5	58,8	60,3	58,9	60,2	59,0	60,1	59,0	60,0	59,1	60,0	59,1	59,9
46	59,6	61,7	59,8	61,4	60,0	61,3	60,1	61,2	60,1	61,1	60,2	61,1	60,2	61,0
47	60,7	62,8	60,9	62,5	61,1	62,4	61,2	62,3	61,2	62,3	61,3	62,2	61,3	62,2
48	61,8	63,9	62,0	63,7	62,2	63,5	62,2	63,5	62,3	63,4	62,4	63,3	62,4	63,3
49	62,8	65,1	63,1	64,8	63,3	64,7	63,3	64,6	63,4	64,5	63,5	64,5	63,5	64,4
50	63,9	66,2	64,2	65,9	64,3	65,8	64,4	65,7	64,5	65,6	64,6	65,6	64,6	65,5
51	65,0	67,3	65,3	67,1	65,4	66,9	65,5	66,8	65,6	66,8	65,7	66,7	65,7	66,6
52	66,1	68,5	66,4	68,2	66,5	68,0	66,6	68,0	66,7	67,9	66,8	67,8	66,8	67,8
53	67,2	69,6	67,5	69,3	67,6	69,2	67,7	69,1	67,8	69,0	67,8	68,9	67,9	68,9
54	68,2	70,8	68,5	70,5	68,7	70,3	68,8	70,2	68,9	70,1	68,9	70,1	69,0	70,0
55	69,3	71,9	69,6	71,6	69,8	71,4	69,9	71,3	70,0	71,2	70,0	71,2	70,1	71,1
56	70,4	73,0	70,7	72,7	70,9	72,6	71,0	72,5	71,1	72,4	71,1	72,3	71,2	72,2
57	71,5	74,2	71,8	73,9	72,0	73,7	72,1	73,6	72,2	73,5	72,2	73,4	72,3	73,4
58	72,5	75,3	72,9	75,0	73,0	74,8	73,2	74,7	73,2	74,6	73,3	74,6	73,4	74,5
59	73,6	76,5	74,0	76,1	74,1	75,9	74,3	75,8	74,3	75,7	74,4	75,7	74,5	75,6
60	74,7	77,6	75,0	77,3	75,2	77,1	75,3	77,0	75,4	76,9	75,5	76,8	75,6	76,7
61	75,8	78,8	76,1	78,4	76,3	78,2	76,4	78,1	76,5	78,0	76,6	77,9	76,7	77,9
62	76,8	79,9	77,2	79,5	77,4	79,3	77,5	79,2	77,6	79,1	77,7	79,0	77,8	79,0
63	77,9	81,0	78,3	80,7	78,5	80,5	78,6	80,3	78,7	80,3	78,8	80,2	78,9	80,1
64	79,0	82,2	79,4	81,8	79,6	81,6	79,7	81,5	79,8	81,4	79,9	81,3	79,9	81,2
65	80,1	83,3	80,5	82,9	80,7	82,7	80,8	82,6	80,9	82,5	81,0	82,4	81,0	82,3
66	81,1	84,5	81,5	84,1	81,7	83,9	81,9	83,7	82,0	83,6	82,1	83,5	82,1	83,5
67	82,2	85,6	82,6	85,2	82,8	85,0	83,0	84,9	83,1	84,8	83,2	84,7	83,2	84,6
68	83,3	86,8	83,7	86,3	83,9	86,1	84,0	86,0	84,2	85,9	84,2	85,8	84,3	85,7
69	84,3	87,9	84,8	87,5	85,0	87,3	85,1	87,1	85,2	87,0	85,3	86,9	85,4	86,8
70	85,4	89,1	85,9	88,6	86,1	88,4	86,2	88,2	86,3	88,1	86,4	88,0	86,5	88,0
71	86,5	90,2	86,9	89,8	87,2	89,5	87,3	89,4	87,4	89,3	87,5	89,2	87,6	89,1
72	87,6	91,4	88,0	90,9	88,2	90,7	88,4	90,5	88,5	90,4	88,6	90,3	88,7	90,2
73	88,6	92,5	89,1	92,0	89,3	91,8	89,5	91,6	89,6	91,5	89,7	91,4	89,8	91,3
74	89,7	93,6	90,2	93,2	90,4	92,9	90,6	92,8	90,7	92,6	90,8	92,5	90,9	92,5
75	90,8	94,8	91,2	94,3	91,5	94,1	91,7	93,9	91,8	93,8	91,9	93,7	92,0	93,6
76	91,8	95,9	92,3	95,4	92,6	95,2	92,7	95,0	92,9	94,9	93,0	94,8	93,1	94,7
77	92,9	97,1	93,4	96,6	93,7	96,3	93,8	96,2	94,0	96,0	94,1	95,9	94,2	95,8
78	94,0	98,2	94,5	97,7	94,7	97,5	94,9	97,3	95,0	97,2	95,2	97,0	95,3	97,0

79	95,0	99,4	95,6	98,9	95,8	98,6	96,0	98,4	96,1	98,3	96,2	98,2	96,3	98,1
80	96,1	100,5	96,6	100,0	96,9	99,7	97,1	99,5	97,2	99,4	97,3	99,3	97,4	99,2
81	97,2	101,7	97,7	101,1	98,0	100,9	98,2	100,7	98,3	100,5	98,4	100,4	98,5	100,3
82	98,2	102,8	98,8	102,3	99,1	102,0	99,3	101,8	99,4	101,7	99,5	101,6	99,6	101,5
83	99,3	104,0	99,9	103,4	100,2	103,1	100,4	102,9	100,5	102,8	100,6	102,7	100,7	102,6
84	100,4	105,1	101,0	104,5	101,2	104,3	101,4	104,1	101,6	103,9	101,7	103,8	101,8	103,7
85	101,5	106,3	102,0	105,7	102,3	105,4	102,5	105,2	102,7	105,1	102,8	104,9	102,9	104,8
86	102,5	107,4	103,1	106,8	103,4	106,5	103,6	106,3	103,8	106,2	103,9	106,1	104,0	105,9
87	103,6	108,6	104,2	108,0	104,5	107,7	104,7	107,5	104,8	107,3	105,0	107,2	105,1	107,1
88	104,7	109,7	105,3	109,1	105,6	108,8	105,8	108,6	105,9	108,4	106,1	108,3	106,2	108,2
89	105,7	110,9	106,3	110,2	106,7	109,9	106,9	109,7	107,0	109,6	107,2	109,4	107,3	109,3
90	106,8	112,0	107,4	111,4	107,7	111,1	108,0	110,9	108,1	110,7	108,2	110,6	108,4	110,4
91	107,9	113,2	108,5	112,5	108,8	112,2	109,0	112,0	109,2	111,8	109,3	111,7	109,5	111,6
92	108,9	114,3	109,6	113,7	109,9	113,3	110,1	113,1	110,3	113,0	110,4	112,8	110,5	112,7
93	110,0	115,5	110,7	114,8	111,0	114,5	111,2	114,2	111,4	114,1	111,5	113,9	111,6	113,8
94	111,1	116,6	111,7	115,9	112,1	115,6	112,3	115,4	112,5	115,2	112,6	115,1	112,7	114,9
95	112,1	117,8	112,8	117,1	113,2	116,7	113,4	116,5	113,6	116,3	113,7	116,2	113,8	116,1
96	113,2	118,9	113,9	118,2	114,2	117,9	114,5	117,6	114,6	117,5	114,8	117,3	114,9	117,2
97	114,3	120,1	115,0	119,4	115,3	119,0	115,6	118,8	115,7	118,6	115,9	118,4	116,0	118,3
98	115,3	121,2	116,0	120,5	116,4	120,1	116,6	119,9	116,8	119,7	117,0	119,6	117,1	119,4
99	116,4	122,4	117,1	121,6	117,5	121,3	117,7	121,0	117,9	120,8	118,1	120,7	118,2	120,6
100	117,5	123,5	118,2	122,8	118,6	122,4	118,8	122,2	119,0	122,0	119,2	121,8	119,3	121,7

Contributions en lien avec le sujet de thèse

Publications

- ***Bertrand*** *B., Robbins Schug G., Polet C., Naji S. et Colard T. 2016, « Age-at-death estimation of pathological individuals: A complementary approach using teeth cementum annulations », International Journal of Paleopathology, 15, p. 120-127.*
- *Naji S., Colard T., Blondiaux J.,* ***Bertrand*** *B., d'Incau E. et Bocquet-Appel J.P. 2016, « Cementochronology, to cut or not to cut? », International Journal of Paleopathology, 15, p. 113-119.*
- *Colard T., Falgayrac G.,* ***Bertrand*** *B., Naji S., Devos O., Balsack C., Delannoy Y. et Penel G. 2016, « New Insights on the Composition and the Structure of the Acellular Extrinsic Fiber Cementum by Raman Analysis », Plos One, 11, 12.*
- *Colard, T.,* ***Bertrand****, B., Naji, S., Delannoy, Y., Bécart, A., 2015. « Toward the adoption of cementochronology in forensic context. », International journal of legal medicine, p 1-8.*

Communications

- ***Bertrand*** *B. 2017, « Cementochronology : too precise to be true or too precise to be accurate ? », International Congress of Anthropological Sciences, Paris, France.*
- ***Bertrand*** *B., Colard T., Ramos Magalhaes J., Cunha E., Hedouin V. 2017, « Computerized cementochronology - taking the (16)bit between the teeth », American Association of Physical Anthropologists, New Orleans, USA.*
- *Polet C., Fourny M., Roels D., Vercauteren M., Orban R., van Craynest M.P., van Strydonck M., Boudin M.,* ***Bertrand B.*** *et Dierkens A. 2016, « L'inconnu de la cathédrale. Tentative d'identification d'un ecclésiastique inhumé dans la cathédrale Saints-Michel-et-Gudule (Bruxelles, Belgique) », Société d'Anthropologie de Paris, Lyon, France.*
- *Pélissier A.,* ***Bertrand*** *B., Bailly L. et Landolt M. 2016, « La fouille inédite du Kilianstollen à Carspach (Haut-Rhin, Alsace) : des réflexions méthodologiques pluridisciplinaires au service de l'identification de 21 soldats allemands de la première guerre mondiale », Groupement d'anthropologie et d'archéologie funéraire, Marseille, France.*
- *Naji S.,* ***Bertrand*** *B. et Colard T. 2016, « Archaeological application of three age-at-death estimation techniques to the Medieval site of La Granéde, France: cementochronology, new life tables and Caussinus-Courgeau bayesian procedure », American Association of Physical Anthropologists, Atlanta, USA.*
- ***Bertrand*** *B., Colard T., Magalhaes Ramos J., Phelippeau H., Germain F., Geant-Caparros L., Pélissier A. et Landolt M. 2015, « Front lines and cementum lines. An attempt to identification of soldiers from the World War I using cementochronology », American Association of Physical Anthropologists, Saint Louis, USA.*
- ***Bertrand*** *B., Cunha E. et Hédouin V. 2015, « Accuracy and precision of age-at-death estimation by cementochronology - Influence of taphonomical processes An attempt of identification of soldiers from the World War I », Journée André Verbert, Lille, France.*

- ***Bertrand*** *B., Geant-Caparros L. et Colard T. 2014, « Application du MEBE-EDS au cément dentaire. Réflexion sur les appositions annuelles en tant qu'archive biologique et sur les perspectives en anthropologie », Groupement National de Microscopie Électronique à Balayage et de micro-analyses, Paris, France.*
- ***Bertrand*** *B., Colard T. et Naji S. 2013, « Microstep by microstep across dental cementum: Microanalysis of the alternating yearly deposits. », American Association of Physical Anthropologists, Knoxville, USA.*
- *Schug G.R.,* ***Bertrand*** *B. et Colard T. 2013, « Age-at-death estimation of pathological individuals. A complementary approach using teeth cementum annulations. », American Association of Physical Anthropologists, Knoxville, USA.*
- *Naji S., Colard T., Blondiaux J.,* ***Bertrand*** *B., et d'Incau E. 2013, « Cementochronology, to cut or not to cut? », American Association of Physical Anthropologists, Knoxville, USA.*
- *Colard T.,* ***Bertrand*** *B., Naji S., Gosset D. et Becart A. 2013, « Cementochronology: Improvement of the "Tooth Cementum Annulations" Method for Age Estimation », American Academy of Forensic Sciences, Washington DC, USA.*
- ***Bertrand*** *B. 2013, « Tooth Cementum Annulations. An accurate age indicator not widely adopted? », Invited Conference, University of Coimbra, Coimbra, Portugal.*
- ***Bertrand*** *B., Colard T., Naji S. et Polet C. 2012, « Age-at-death estimation of pathological individuals. A complementary approach using teeth cementum annulations », Paleopathology Association, Lille, France.*
- *Naji S., Blondiaux J., Colard T. et* ***Bertrand*** *B. 2012, « Teeth Ceementum Annulation : methodological advances in TCA age-estimation technique. », American Association of Physical Anthropologists, Portland, USA.*
- ***Bertrand*** *B., Colard T., Naji S. et Polet C. 2012, « Estimation de l'âge au décès d'individus pathologiques : une approche complémentaire par l'observation des appositions du cément dentaire. », Groupe des paléopathologistes de langue française, Paris, France.*
- ***Bertrand*** *B., Devriendt W., Vatteoni S. 2009, « Application of the environmental SEM equipped with microanalysis to dental root cementum. Reflexion on the appositional layers as an archive for biological events in past populations. », British Association for Biological Anthropology and Osteoarchaeology, University of Bradford, Bradford, UK.*

Autres

- *Chairs: B.* ***Bertrand****, S. Naji, T. Colard. Symposium : cementochronology - Session 55 American Association of Physical Anthropologists - Convention Center, Knoxville, USA.*
- *Co-fondateur du Cementochronology Research Program, Faculté de médecine-Université Lille 2, Lille.*
- *Créateur et webmaster de www.cementochronology.com*
- *Auteur des articles « cémentochronologie » sur wikipédia.fr et « cementochronology » sur wikipedia.com*

-