



HAL
open science

Evaluation multiparamétrique de la croissance foetale - Applications à la détermination du sexe et de l'âge

Pascal Adalian

► **To cite this version:**

Pascal Adalian. Evaluation multiparamétrique de la croissance foetale - Applications à la détermination du sexe et de l'âge. Anthropologie biologique. Université de la Méditerranée - Aix-Marseille II, 2000. Français. NNT: . halshs-00009290

HAL Id: halshs-00009290

<https://theses.hal.science/halshs-00009290>

Submitted on 27 Feb 2006

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

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

UNIVERSITE DE LA MEDITERRANEE – AIX-MARSEILLE II
FACULTE DE MEDECINE DE MARSEILLE
FORMATION DOCTORALE EN ANTHROPOLOGIE BIOLOGIQUE

THESE

pour obtenir le grade de

DOCTEUR DE L'UNIVERSITE DE LA MEDITERRANEE

spécialité : Anthropologie biologique

**EVALUATION MULTIPARAMETRIQUE DE LA
CROISSANCE FCETALE**

Applications à la détermination de l'âge et du sexe

Présentée et soutenue publiquement par

Pascal ADALIAN

Né le 31 juillet 1975

le 18 décembre 2001

JURY

G. BOETSCH, Directeur de Recherche, CNRS, Marseille
P. DARLU, Directeur de Recherche, CNRS, Paris
O. DUTOUR, Professeur, Université de la Méditerranée, *Directeur*
A.-M. GUIHARD-COSTA, Directeur de Recherche, CNRS, Paris, *Rapporteur*
F. KOSA, Professeur, Université de Szeged, Hongrie
G. LEONETTI, Professeur, Université de la Méditerranée, *Directeur*
D. ROUGE, Professeur, Université de Toulouse-Le Mirail, *Rapporteur*

Ecole Doctorale : SCIENCES DE L'ENVIRONNEMENT
Laboratoire d'accueil : UMR 6578 CNRS / Université de la Méditerranée
Faculté de Médecine de Marseille

REMERCIEMENTS

Nos remerciements vont en tout premier lieu à notre jury

Monsieur Olivier DUTOUR, Professeur d'Anthropologie à la Faculté de Médecine de Marseille, Université de la Méditerranée.

Mes remerciements sont multiples et correspondent à certaines des “ casquettes ” que vous aimez à porter, toujours avec brio. Ils s'adressent tout d'abord à l'Enseignant qui depuis quatre ans a su nous faire partager sa passion et a toujours su trouver le temps pour orienter nos recherches. Mais également au Chef de Service qui m'a accordé sa confiance en me confiant le poste de Moniteur du Service d'Anthropologie biologique et une part de responsabilité dans certains projets de l'équipe. Enfin, je remercie l'Expert que vous êtes pour m'avoir formé à la pratique des expertises anthropo-médico légales. Pour toutes ces “ leçons ”, soyez assuré de ma reconnaissance et de ma profonde gratitude.

Monsieur Georges LEONETTI, Professeur de Médecine Légale à la Faculté de Médecine de Marseille, Université de la Méditerranée.

Mes raisons pour vous remercier sont nombreuses et cette liste ne peut donc être exhaustive. Je tiens, toutefois, à vous remercier pour m'avoir constamment soutenu et guidé dans cette recherche doctorale. Vos conseils, toujours précieux, m'ont beaucoup éclairé tant sur le plan professionnel que sur le plan personnel. Vous avez toujours su partager votre savoir et susciter ma motivation. Quelle que soit l'orientation de ma carrière, je m'efforcerais de prendre pour exemple la qualité de jugement et la rigueur dont vous faites preuve et par là même d'être digne de la confiance que vous m'accordez. Veuillez trouver ici l'expression de ma reconnaissance et de mon plus profond respect.

Monsieur Gilles BOETSCH, Directeur de Recherche au CNRS, Directeur de l'UMR 6578 CNRS-Université de la Méditerranée.

Je vous remercie pour m'avoir accueilli dans votre Unité de Recherche et pour les facilités de travail que vous mettez à la disposition de chacun d'entre nous. Je vous suis également reconnaissant de m'avoir associé à vos programmes de recherches sur le vivant, m'offrant ainsi l'opportunité de découvrir une autre facette de l'Anthropologie. Veuillez trouver ici l'expression de mes sincères remerciements.

Madame Anne-Marie GUIHARD-COSTA, Directeur de Recherche au CNRS, UPR 2147, Muséum National d'Histoire Naturelle.

Je tiens à vous remercier d'avoir accepté de juger ce travail et d'en être l'un des rapporteurs. Je suis très honoré de votre regard de spécialiste quant aux expressions biométriques de la croissance fœtale sur mon travail de recherche doctorale. Vos remarques seront une aide précieuse pour la continuité de mes travaux. Veuillez trouver ici l'expression de mes remerciements les plus respectueux.

Monsieur Daniel ROUGE, Professeur de Médecine Légale à la Faculté de Médecine de Toulouse, Université Paul Sabatier, Directeur adjoint de l'UMR 8555.

Je tiens à vous remercier d'avoir accepté de juger ce travail et d'en être l'un des rapporteurs. Votre regard de Médecin légiste et d'Expert en Anthropologie Médico-Légale est pour moi un privilège. Vos critiques me permettront d'orienter et de mieux construire mes recherches futures. Veuillez trouver ici l'expression de notre sincère reconnaissance.

Monsieur Ferenc KOSA, Professeur de Médecine Légale à l'Université Albert Szent György, Szeged, Hongrie.

Je tiens à vous remercier pour la collaboration dont vous m'honorez et pour la grande liberté de travail que vous nous avez accordé sur la collection qui est à l'origine de l'ouvrage de référence sur l'ostéologie fœtale. Votre jugement de spécialiste en ostéologie médico-légale du fœtus et votre venue en France, pour siéger dans mon jury de thèse, sont un privilège dont je vous remercie très sincèrement.

Monsieur Pierre DARLU, Directeur de Recherche au CNRS, INSERM U 535, Kremlin Bicêtre, Paris.

Je tiens à vous remercier d'avoir bien voulu juger ce travail, dans un emploi du temps que je sais très chargé. Votre maîtrise de l'outil statistique et votre regard d'Anthropobiologiste vous conduiront sans aucun doute à émettre des critiques constructives pour la suite de mes recherches. Veuillez trouver ici l'expression des mes sincères remerciements.

Nos remerciements vont ensuite à ceux qui ont accepté de collaborer à cette recherche.

Madame Marie-Dominique PIERCECCHI-MARTI, Maître de Conférences des Universités, Faculté de Médecine de Marseille.

Notre collaboration quotidienne qui, j'en suis persuadé, ne fait que commencer avec cette recherche, a été un réel plaisir tout au long de ces trois années. Bien que je te sache opposée à mes remerciements répétés, je profite *lâchement* de l'occasion qui m'est offerte ici pour te remercier de ta grande disponibilité, de ta participation très active dans nos projets de recherche et de ton aide plus que précieuse.

Monsieur le Docteur Joanny GOUVERNET, Maître de Conférences des Universités, Faculté de Médecine de Marseille.

Je tiens à vous remercier pour le temps que vous m'avez accordé et pour vos précieux (et indispensables) conseils statistiques qui m'ont aidé à mener à bien cette recherche. L'originalité de l'approche statistique de ce travail vous doit énormément. Veuillez recevoir ici l'expression de ma profonde gratitude.

Madame Sandrine BOUTIN-FORZANO, Interne des hôpitaux, Hôpital de la Timone, Marseille.

Notre collaboration dans la partie de la recherche concernant la détermination du sexe fœtal a été tout à la fois agréable et productive. Ta participation importante au relevé des mesures numériques a été une aide précieuse.

Madame Brigitte BOURLIERE-NAJEAN, Praticien Hospitalier, Hôpital de la Timone, Marseille.

Je vous remercie pour m'avoir permis de réaliser les clichés radiographiques des tests validant la méthode retenue et pour m'avoir autorisé l'accès aux archives radiographiques. Votre implication dans ce travail a constitué un atout majeur dans sa réalisation. Veuillez trouver ici l'expression de ma respectueuse reconnaissance.

Monsieur Christophe BARTOLI, Interne des Hôpitaux, Hôpital de la Timone, Marseille.

Je te remercie pour ton aide précieuse lors des dissections des os fœtaux, et j'espère avoir très prochainement l'occasion de collaborer avec toi au sein du Service de Médecine Légale.

Je tiens également à remercier

Monsieur Yann ARDAGNA, Ingénieur Assistant de Recherches, à la Faculté de Médecine de Marseille, Université de la Méditerranée.

Nos parcours parallèles, depuis plus de huit ans maintenant, nous ont permis de tisser des liens amicaux extrêmement importants. Ton soutien permanent, ton amitié et ton célèbre « stoïcisme anglais » m'ont amené au long de ces années à te considérer comme l'un de mes « frangins ». Je ne remercie que rarement mes frères : ils connaissent l'importance de la « famille » à mes yeux...

Monsieur Michel SIGNOLI, Chercheur au CNRS, UMR 6578 CNRS – Université de la Méditerranée.

Tout au long de ces trois dernières années, avec **LAURENCE**, vous m'avez offert un soutien permanent, une amitié toujours franche et une « complicité » si importante. Vous m'avez accepté dans votre « clan familial », avec **LUCAS, MARIE**, toute votre famille et vos amis. Vous avez aussi fait de moi le parrain de **MARIE**, et vous n'imaginez pas à quel point j'en suis heureux et fier !! Vous connaissez, vous aussi, l'importance de la « famille » à mes yeux...

Madame Anne-Laure PELISSIER-ALICOT, Maître de Conférence des Universités.

Je te remercie pour ton intérêt constant pour cette étude et pour avoir toujours été compréhensive lors de nos envahissements répétés du Laboratoire de Médecine Légale au cours des dissections.

Messieurs Christian BRUNET et François CIANFARANI, Professeurs des Universités.

Je tiens à vous remercier pour votre intérêt pour ce travail et pour toute la bienveillance dont vous avez fait preuve à mon égard.

Monsieur Stéphan TZORTZIS, Attaché de Conservation du patrimoine, CCSTI, Service Culturel de L'Argentière-La-Bessée (Hautes-Alpes). Pour les agréables conditions de fouille dans lesquelles j'ai pu collecter une partie du matériel de cette étude.

Mademoiselle Evelyne FIERS, Étudiante de l'UMR 6578 CNRS-Université de la Méditerranée. Pour son aide dans les travaux de laboratoire faisant suite aux opérations de terrain de la Chapelle Saint-Jean.

Madame Christine TATILON, Technicienne PAO-DAO, UMR 6578 CNRS-Université de la Méditerranée. Pour son aide précieuse dans la gestion des documents iconographiques liés à cette étude.

Madame Yvonne BARNAUD, Madame Sophie SANCHEZ, Madame Claude SEBBAH et Madame Lucienne LEPARNI, Madame Danièle MIGAYRON et Madame Gisèle GEOFFROY, pour leur disponibilité et le soulagement qu'elles m'ont apporté dans la gestion des démarches administratives et documentaires.

Les techniciennes du Service de Radiographie Pédiatrique, pour leur disponibilité, leur compétence et la gentillesse dont elles ont fait preuve au cours de nos séances matinales de radiographie des os fœtaux.

Enfin, je tiens à remercier mes collègues de travail pour leur soutien, leur aide et leur esprit d'équipe : **Loic LALYS, William DEVRIENDT, Morgane GIBERT, Jean GIUSTINIANI, Marti MACZEL, Dominique CHEVE, Nils CHAILLET, Axel DUCOURNEAU et Bruno FOTI.**

A tous les membres de l'équipe et du service qui ont soutenu, chacun à leur manière,
cette recherche

A ceux que j'aurai pu oublier, mille pardons et mille mercis.

1	Introduction	5
2	Population d'étude.....	9
2.1	Fiches de renseignements	10
2.2	Clichés radiographiques	11
2.3	Collection ostéologique fœtale de l'Institut de Médecine Légale de Szeged (Hongrie)	11
2.3.1	Os longs.....	12
2.3.2	Iliums.....	13
2.4	Squelettes fœtaux ou périnataux de la fouille de la Chapelle St Jean	13
2.4.1	Présentation du site.....	13
2.4.2	Les différentes phases d'utilisation du site	13
2.4.3	Les inhumations de très jeunes immatures.....	14
3	Méthodes	16
3.1	Critères d'inclusion de la série actuelle.....	17
3.2	la question de l'âge dans la collection de Szeged	17
3.3	Les protocoles de mesure	19
3.3.1	Les mesures directes.....	19
3.3.1.1	Les mesures autopsiques	19
3.3.1.2	Les mesures des os secs	19
3.3.2	La mesure radiographique	19
3.3.2.1	Le cliché	19
3.3.2.2	Les phénomènes de parallaxe et de cône de projection	20
3.3.2.3	La définition du critère qualitatif : netteté de la plaque conjugale.....	21
3.3.2.4	La méthode de mesure.....	21
3.3.3	La mesure numérique	22
3.3.3.1	Le cliché	22
3.3.3.2	Les caractéristiques d'une image numérique	23
3.3.3.3	Les mesures linéaires.	23
3.3.3.4	Les mesures de périmètres et surfaces.	24
3.3.3.5	Définition des points choisis et repères anatomiques.....	30
3.4	Les tests de validation de la méthode	30
3.4.1	La simulation d'erreurs	31
3.4.2	La fiabilité de la mesure numérique	32

3.4.3	La fiabilité de la mesure radiographique.....	33
3.4.4	Erreurs intra et inter-observateurs	35
3.5	Les données relevées	36
3.5.1	Les données relevées sur la collection de Fazekas et Kósa.....	36
3.5.1.1	Les os longs.....	36
3.5.1.2	Les iliums	36
3.5.2	Les données relevées sur les fiches de renseignements	38
3.5.3	Les données relevées <i>in situ</i> sur les radiographies.....	39
3.5.4	Les données relevées <i>ex situ</i> sur les radiographies	39
3.5.5	Les données relevées sur les os disséqués.....	40
3.6	Les moyens informatiques utilisés pour traiter les données.....	40
3.6.1	Création de la base de données : Access 2000	40
3.6.2	Création d'échantillons de bootstrapping avec Systat 9.0 [®]	43
3.6.3	Génération de nombres aléatoires avec Excel 2000.....	43
3.6.4	Traitement statistique des données avec SPSS 10.0 [®]	44
3.7	Les moyens statistiques d'étude des données	44
3.7.1	Le choix des méthodes d'analyse statistiques.....	44
3.7.2	Les statistiques descriptives	45
3.7.2.1	Diagrammes de dispersion	45
3.7.2.2	Moyennes, écart-types et percentiles	45
3.7.2.3	Normalité de la distribution.....	46
3.7.2.4	Comparaison de groupes de valeurs.....	47
3.7.2.5	Vérification de la fiabilité de la mesure	47
3.7.3	La régression linéaire uniparamétrée	49
3.7.4	La régression linéaire multiparamétrée	53
3.7.5	La régression logistique binaire	56
3.7.6	L'analyse discriminante	57
3.7.7	Les valeurs prédictives des modèles de classification	60
3.7.8	Les moyens de validation des régressions.....	62
3.7.8.1	La validation croisée (<i>cross-validation</i>).....	62
3.7.8.2	La séparation des échantillons.....	62
3.7.9	Le bootstrapping.....	62
3.7.10	Le théorème probabiliste de Bayes	64
3.7.10.1	Les probabilités conditionnelles.....	65

3.7.10.2	L'approche Bayesienne	65
3.8	Les moyens classiques de détermination de l'âge foetal.....	69
3.8.1	Les méthodes non biométriques :.....	69
3.8.1.1	L'apparition des points d'ossification	69
3.8.1.2	Les critères histologiques	69
3.8.1.3	Les germes dentaires	71
3.8.2	Les méthodes biométriques :.....	71
3.8.2.1	Les mesures échographiques	71
3.8.2.2	Les mesures anthropométriques directes.....	72
3.8.2.3	Les mesures osseuses directes.....	73
4	Résultats I : La détermination du sexe.....	76
4.1	La méthodologie de mesure	77
4.1.1	La simulation d'erreurs	77
4.1.2	La fiabilité de l'outil de mesure	78
4.1.3	La fiabilité de la mesure de l'ilium	79
4.1.3.1	La répétabilité.....	79
4.1.3.2	La reproductibilité	85
4.1.3.3	La corrélation intra-classe	87
4.2	L'étude des paramètres.....	89
4.2.1	Les différences selon la latéralité	89
4.2.2	La dispersion des paramètres	89
4.2.3	Les différences selon le sexe.....	92
4.3	Les moyens de prédiction.....	93
4.3.1	La régression logistique	93
4.3.2	L'analyse discriminante	100
4.4	La détermination du sexe par groupe d'âge.....	108
4.4.1	Détermination du sexe dans le groupe A (< 26 SA)	109
4.4.1.1	Etude des paramètres.....	109
4.4.1.2	Régression logistique	109
4.4.1.3	Analyse discriminante	111
4.4.2	Détermination du sexe dans le groupe B (26 SA ≤ âge < 34 SA).....	113
4.4.3	Détermination du sexe dans le groupe C (≥ 34 SA).....	114
4.4.3.1	Etude des paramètres.....	114

4.4.3.2	Régression logistique	115
4.4.3.3	Analyse discriminante	117
5	Résultats II : La détermination de l'âge à partir de l'ilium	123
5.1	La détermination de l'âge à partir de l'ilium.....	124
5.1.1	La corrélation des mesures avec l'âge	124
5.1.2	Le choix du type de régression.....	126
5.1.3	La détermination de l'âge	128
6	Résultats III : La détermination de l'âge à partir des paramètres anthropométriques classiques	132
6.1	La méthodologie de mesure	133
6.1.1	La fiabilité des mesures osseuses	133
6.1.1.1	Les mesures radiographiques <i>in situ</i>	133
6.1.1.1.1	La répétabilité.....	133
6.1.1.1.2	La reproductibilité	134
6.1.1.1.3	La corrélation intra-classe	135
6.1.1.2	Les mesures radiographiques <i>ex situ</i>	136
6.1.1.2.1	La répétabilité.....	136
6.1.1.2.2	La reproductibilité	137
6.1.1.2.3	La corrélation intra-classe	137
6.1.1.3	Les mesures "directes" sur pièce anatomique	138
6.1.2	La fiabilité de la méthode de mesure	138
6.1.2.1	La comparaison entre les trois types de mesures	138
6.1.2.1.1	Les mesures <i>in situ</i> et <i>ex situ</i>	138
6.1.2.1.2	Les mesures <i>ex situ</i> et les mesures "anatomiques" directes	139
6.1.2.1.3	Les mesures <i>in situ</i> et les mesures "anatomiques" directes.....	140
6.1.3	Les facteurs de correction radio-anatomiques.....	141
6.1.3.1	L'humérus	141
6.1.3.2	Le radius.....	142
6.1.3.3	L'ulna.....	142
6.1.3.4	Le fémur	143
6.1.3.5	Le tibia.....	144
6.1.3.6	La fibula	144
6.2	La population d'étude et les paramètres relevés	146

6.2.1	La population d'étude	146
6.2.2	Les paramètres relevés	147
6.2.3	Les différences selon la latéralité	148
6.2.4	Les différences selon le sexe	149
6.3	Les régressions uniparamétrées.....	152
6.3.1	La distance Vertex-Talon (VT)	152
6.3.2	La distance Vertex-Coccyx (VC).....	155
6.3.3	Le Périmètre Crânien (PC).....	158
6.3.4	La longueur du pied.....	161
6.3.5	Le poids	164
6.3.6	L'humérus	166
6.3.7	Le radius	169
6.3.8	L'ulna.....	173
6.3.9	Le fémur	176
6.3.10	Le tibia.....	179
6.3.11	La fibula	182
6.3.12	L'évaluation des modèles de régression uniparamétrés choisis	185
6.4	Les régressions multiparamétrées	187
6.4.1	La régression "morphologique"	187
6.4.2	La régression "osseuse"	190
6.4.3	La régression "mixte"	190
6.5	Le classement des régressions établies.....	193
6.6	L'approche Bayésienne	196
7	Résultats IV : Comparaison et application des méthodes classiques	198
7.1	La comparaison théorique	199
7.2	La comparaison sur la collection de Szeged	204
7.3	La comparaison sur un échantillon d'âge connu	207
7.4	La série de l'Argentièrre-le-Bessée	209
8	Discussion.....	213
8.1	Le sexe.....	214
8.1.1	Choix de l'ilium	214
8.1.2	Méthode proposée	215
8.1.3	Analyse des résultats	217

8.2	L'âge.....	220
8.2.1	L'importance de la détermination de l'âge foetal	220
8.2.2	La population d'étude.....	222
8.2.3	L'âge gestationnel de référence.....	224
8.3	Les paramètres étudiés	224
8.3.1	Le poids foetal.....	224
8.3.2	La longueur Vertex-Talon et la longueur Vertex-Coccyx	225
8.3.3	Le périmètre crânien.....	226
8.3.4	La longueur du pied.....	226
8.3.5	Le fémur	226
8.3.6	Les autres os longs	227
8.3.7	L'influence de la latéralité et du sexe.....	228
8.4	Corrélation radio-anatomique	229
8.5	Les modèles statistiques	230
8.6	Les régressions de référence	232
8.7	Choix des régressions.....	233
8.8	Comparaison des méthodes de détermination de l'âge	234
8.9	L'application des formules de détermination de l'âge	235
9	Conclusion.....	237
	Bibliographie.....	241
	Annexes	261
	Détermination du sexe.....	I
	Estimation de l'âge	XLVIII
	Publications.....	LV

~ 1 ~

INTRODUCTION

En Anthropologie biologique, la détermination du sexe et l'évaluation de l'âge au décès sont essentielles à l'identification d'un individu à partir de ses restes osseux. A l'échelle des populations inhumées, ces paramètres permettent d'en aborder la structure paléodémographique. Chez l'adulte, il est possible de déterminer le sexe avec une grande fiabilité, mais l'estimation de l'âge est beaucoup moins précise. La situation inverse est observée chez les immatures, en particulier chez les fœtus, pour lesquels les travaux concernant la détermination du sexe présentent des résultats souvent discordants. Par ailleurs, bien que les recherches sur l'évaluation de l'âge fœtal permettent de dégager certains consensus, les méthodes proposées à partir de mesures directes sur pièces anatomiques sont anciennes, basées sur des méthodologies variables et souvent non validées.

Les travaux antérieurs ont évalué l'intérêt de nombreux paramètres dans l'estimation de l'âge fœtal. Ils ont mis en évidence une étroite corrélation entre la taille d'un fœtus, la longueur de ses os longs et son âge. Ces paramètres ont été proposés à partir d'études anthropométriques (Jones *et al.*, 1978; Olivier, 1974; Singer *et al.*, 1991), radiographiques (Alonso et Portman, 1995; Hohler et Quetel, 1982) et échographiques (Chitty *et al.*, 1994; Crequat *et al.*, 2000; Kurmanavicius *et al.*, 1999).

Les formules de prédiction établies à partir de ces paramètres sont utilisées en pratique anthropologique et médico-légale (Balthazard et Dervieux, 1921; Fazekas et Kósa, 1978; Olivier et Pineau, 1960). Il faut souligner cependant, qu'elles ont été établies il y a plus de 30 ans, sur des échantillons de faible effectif provenant de populations plus ou moins bien définies. Les tables échographiques ont été obtenues à partir de milliers de fœtus de sexe et d'âges connus, mais bien que particulièrement adaptées à la pratique obstétricale, elles ne peuvent pas être appliquées à des mesures directes sur le fœtus (Guihard-Costa et Droullé, 1990). Enfin, les méthodes radiographiques, qui permettent l'observation de la chronologie d'apparition des points d'ossification sont imprécises (Bagnall *et al.*, 1982) et les mesures osseuses effectuées à partir de radiographies de fœtus ne sont pas validées (Warren, 2000).

La détermination du sexe fait l'objet de travaux peu nombreux et souvent discordants. Pour certains auteurs dont Boucher (1955) et Fazekas et Kósa (1978), la diagnose sexuelle chez le fœtus est possible en déterminant les dimensions de l'échancrure sciatique. D'autre comme Weaver (1980) n'observe pas cette différence. Holcomb et Konigsberg (1995) proposent l'étude de l'échancrure sciatique dans sa forme et non dans ses dimensions.

La détermination du sexe et l'estimation de l'âge fœtal revêtent un intérêt fondamental dans les domaines relatifs à la paléoanthropologie pour des périodes préhistoriques ou historiques (Sellier *et al.*, 1997) et concernent directement l'anthropologie médico-légale, ouvrant sur une dimension appliquée de l'anthropologie biologique.

Les objectifs de ce travail sont dans un premier temps, d'évaluer les différents paramètres décrits comme pertinents dans la littérature pour la détermination du sexe ou de l'âge, puis dans un second temps, d'en proposer d'autres dans le but d'améliorer ces déterminations *via* l'établissement et la validation de nouveaux protocoles d'étude. Dans cette optique, la croissance n'est pas considérée directement comme un « objet d'étude » mais comme un « instrument ». Différentes études se sont attachées à la modélisation de la croissance et l'ont rigoureusement décrite dans ses modalités et dans les changements de rythmes la caractérisant (Guihard-Costa, 1991; 1992; 1993a; Guihard-Costa *et al.*, 2000; Guihard-Costa et Larroche, 1992). Tout en prenant en compte ces informations, nous avons considéré « l'expression biométrique de la croissance » comme un moyen d'évaluation de l'âge et du sexe.

Notre étude a porté sur trois échantillons. Le premier est constitué par 83 fœtus issus de la collection de l'Institut de Médecine Légale de Szeged (Hongrie), qui représente la plus grande série ostéologique fœtale européenne. Le second échantillon est constitué de restes osseux de 11 fœtus, parfaitement conservés, provenant d'une fouille menée sur le site de l'Argentière-la-Bessée. Le dernier échantillon - et le plus important - est constitué de 782 fœtus normaux, de sexe et d'âge connus, résultant de fausses couches et de morts *in utero* autopsiés au laboratoire d'Anatomie Pathologique du Centre Hospitalier et Universitaire de la Timone à Marseille.

Dans la première partie de notre étude, nous évaluerons les possibilités de détermination du sexe à partir d'une méthodologie originale utilisant des clichés numérisés des iliums fœtaux. Dans la seconde partie, nous envisagerons l'estimation de l'âge à partir de paramètres anthropométriques et de la mesure des 6 os longs selon un protocole radiographique préalablement validé. Enfin, la dernière partie de ce travail sera consacrée à la comparaison des régressions classiquement utilisées à celle que nous aurons établie.

~ 2 ~

POPULATIONS

D'ETUDE

Nous avons conduit notre recherche sur la croissance fœtale normale à partir de 4 sources de données différentes :

- Les premières sont issues de données foeto-pathologiques recueillies lors de l'examen de fœtus issus de morts in utero ou d'avortements spontanés (Service d'Anatomie Pathologique du Pr. Pelissier, CHU Timone, Marseille).
- Les secondes ont été recueillies sur les radiographies systématiquement réalisées sur ces fœtus.
- Les troisièmes ont été récoltées sur une collection ostéologique européenne.
- Des squelettes de sujets périnataux ou de fœtus issus d'une fouille archéologique du laboratoire, à laquelle nous avons participé, nous ont permis de réaliser une application méthodologique.

2.1 Fiches de renseignements

En application du Décret 97-578 du 28 mai 1997, créant les centres de diagnostics prénataux, l'unité foeto-placentaire du Centre hospitalo-universitaire de la Timone reçoit chaque année environ 350 fœtus ayant fait l'objet d'une décision d'interruption médicale de grossesse et 200 à 250 fœtus morts spontanément. Il s'agit de fœtus âgés de 12 à 41 semaines d'aménorrhée et qui font l'objet de protocoles codifiés d'exams systématiques. Ceux ci peuvent être effectués dans un but étiologique (c'est le cas pour les fausses couches et les morts *in utero*) ou pour confirmer la présence de malformations ayant conduit à l'interruption médicale de grossesse, apportant ainsi aux parents une explication précise et leur proposant, si nécessaire, une prise en charge spécifique des grossesses ultérieures et/ou un conseil génétique.

Ces examens pluridisciplinaires, qui font l'objet d'un compte-rendu établi par chaque intervenant, permettent de disposer des informations suivantes :

- Antécédents maternels, comme l'âge et la parité par exemple (le nombre de grossesses précédentes et le nombre de grossesses menées à terme) et renseignements cliniques (existence de pathologies chroniques comme le diabète ou l'hypertension)
- Description des éventuelles maladies et antécédents familiaux
- Cause de la mort fœtale

- Caryotype fœtal
- Description des éventuelles anomalies externes et viscérales observées
- Etude histologique de l'ensemble des organes
- Examen placentaire.

Ces éléments permettent de mettre en évidence d'éventuelles malformations ou dysmorphies parfois en relation avec une anomalie chromosomique, de révéler des anomalies tensionnelles ou glucidiques maternelles méconnues et de déterminer l'âge fœtal en confrontant les mesures observées avec les données de l'examen obstétrical.

2.2 Clichés radiographiques

Parmi les différents moyens d'investigation mis en œuvre sur les fœtus expulsés, l'examen radiologique est réalisé en premier. Celui-ci s'attache à rechercher d'éventuelles anomalies osseuses, ou à confirmer la normalité radiologique du squelette fœtal par l'étude de deux clichés, l'un étant réalisé de face et l'autre de profil.

Nous avons pu disposer de l'ensemble de ces clichés radiologiques permettant une étude rétrospective et également prospective.

2.3 Collection ostéologique fœtale de l'Institut de Médecine Légale de Szeged (Hongrie)

La collection ostéologique fœtale du Laboratoire de Médecine Légale du Centre Hospitalo-Universitaire de Szeged (Hongrie), constituée par les professeurs Gy. Fazekas et F.Kósa, représente à ce jour la plus grande série de restes osseux fœtaux observables en Europe. Sa renommée mondiale tient à la parution en 1978 du seul ouvrage présentant une étude biométrique réalisée sur une série aussi importante : '*Forensic fetal osteology*' (Fazekas et Kósa, 1978). Cette étude se différencie d'autres données bibliographiques relatives à la biométrie fœtale, puisque les éléments cliniques ont confirmé que ces fœtus étaient issus de parents ne présentant pas d'antécédents de maladies endocriniennes, osseuses ou congénitales et pouvaient être considérés comme "normaux" en raison de l'absence de pathologies pouvant influencer sur la croissance.

Grâce à une bourse de mobilité étudiante SOCRATES / ERASMUS et d'un programme de collaboration bilatérale franco-hongrois "Balaton", nous avons pu nous rendre, à trois reprises, en Hongrie. Durant ces séjours, nous avons été reçus par le Professeur Ferenc Kósa, qui nous a accordé une totale liberté pour étudier cette série. Il nous a ainsi été possible, de photographier, mesurer et observer la totalité de la collection. D'autre part, dans le cadre de ce même programme, le Professeur Kósa a réalisé deux séjours de recherche à Marseille, ce qui nous a permis de mettre en place une collaboration définissant le protocole d'exploitation de nos résultats.

Le matériel étudié, selon le programme défini en commun, comporte l'ensemble des os longs des membres et les iliums¹ (Iffenecker *et al.*, 1998) (droit et gauche) de chaque individu de la collection pour lesquels les renseignements nécessaires à l'exploitation prévue étaient disponibles.

2.3.1 Os longs

En raison des conditions de conservation de la collection et du "montage" de certains squelettes fœtaux en planches pour l'illustration de l'ouvrage, (figure 1), la mesure des os longs n'a pu porter que sur 100 individus parmi les 138 que compte la collection complète. Quand l'état de conservation des os le permettait, nous avons mesuré pour chaque côté humérus, radius, ulnas, fémurs et tibias. Pour chacun de ces 10 os, nous avons relevé la longueur totale (en mm).

Les fibulas n'ont pas été mesurées en raison de leur latéralisation difficile et de leur fine section diaphysaire expliquant, dans cette collection, un mauvais état de conservation. D'autre part, une étude précédente a sectionné transversalement certains fémurs gauches. Il nous a donc été impossible de relever la longueur de ces pièces.

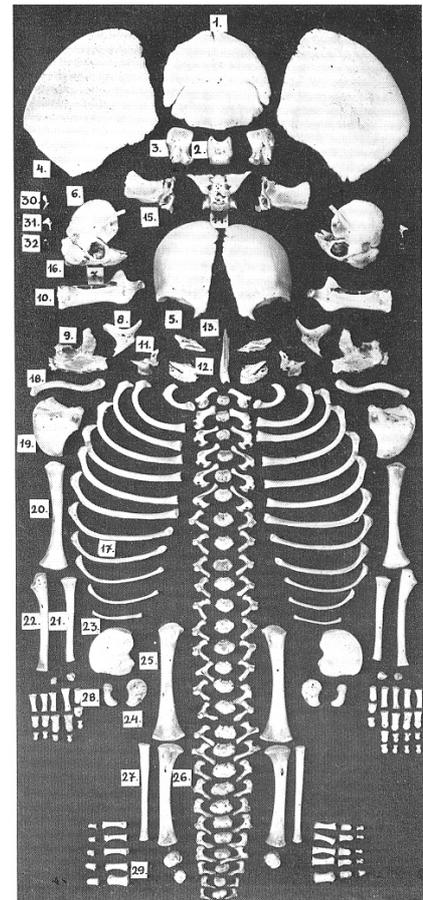


Figure 1 : Exemple de montage de présentation de l'un des squelettes de la collection Fazekas et Kósa (Autorisation de F. Kósa).

¹ Nomenclature anatomique internationale francisée.

2.3.2 Iliums

De la même manière que pour les os longs, certains iliums de la collection n'étaient pas utilisables puisque intégrés aux planches illustratives (voir figure 1). Par ailleurs, pour certains spécimens, le sexe du fœtus n'était pas mentionné, ce qui a amené à réduire notre échantillon à 83 paires d'iliums, appartenant à 48 fœtus masculins et 35 fœtus féminins.

2.4 Squelettes fœtaux ou périnataux de la fouille de la Chapelle St Jean

2.4.1 Présentation du site

En octobre 1999, une entreprise travaillant à l'enfouissement d'une ligne électrique ouvrit une tranchée peu profonde, sur toute la longueur de la façade méridionale de la Chapelle Saint-Jean, l'Argentière-la-Bessée, Hautes Alpes. Du fait de la découverte de nombreux ossements humains, les travaux furent interrompus pour permettre une fouille de sauvetage dans le cadre d'une collaboration scientifique entre le Centre Culturel municipal de l'Argentière-la-Bessée (CCSTI), le Service Régional de l'Archéologie (SRA), l'UMR 6578 (CNRS – Université de la Méditerranée) et le Service d'Anthropologie Biologique (Faculté de Médecine de Marseille). Sensible à l'importance de la découverte et à la sauvegarde de son patrimoine, la municipalité, propriétaire des lieux, prit la décision d'ajourner les travaux initialement prévus (Tzortzis *et al.*, 2001).

Nous avons pu participer à cette fouille, notamment pour les restes de sujets immatures (péri-nataux).

2.4.2 Les différentes phases d'utilisation du site

Les données générales de la campagne de fouilles 2001 sont toujours en cours d'analyse. Cependant, trois grandes périodes d'utilisation semblent être présentes (Tzortzis *et al.*, 2001) :

- La première est constituée de tombes rupestres contemporaines de l'édification de la chapelle. Les squelettes retrouvés au fond de ces tombes sont systématiquement ceux de sujets masculins, d'âge mature ou âgé.

- La seconde période est constituée par des dépôts de vracs d'ossements correspondant à des réductions de squelettes d'individus d'âges et de sexe variés.
- Enfin, le dernier moment d'utilisation de cet espace est celui de l'inhumation de fœtus et de très jeunes enfants qui correspond à un usage bien plus tardif. Le choix du lieu semble être lié à la proximité de la chapelle.

2.4.3 Les inhumations de très jeunes immatures

En dehors des vestiges mis au jour lors de la campagne de 1999, complètement remaniés par le passage de la pelle mécanique, nous avons retrouvé "en place" 11 squelettes de très jeunes immatures :

- 1 individu dans la tombe n°II,
- 4 individus dans la tombe n°V,
- 1 individu dans la tombe n°VII.

A ceux-ci viennent se rajouter des individus inhumés à une profondeur très réduite, juste au dessus des premiers vestiges architecturaux :

- 1 individu dans le carré J2, au dessus de la tombe n°VI et du vrac sus-jacent,
- 1 individu dans le carré I1, au niveau de la tombe n°VII,
- 1 individu à la limite des carrés I et I2, au niveau de la tombe n°VII,
- 1 individu dans le carré F1, sur le bord de la tombe n°II,
- 1 individu dans la carré I1, au niveau du bord inférieur de la tombe n°VII



Figure 2 : Photographie du très jeune immature retrouvé dans le carré de fouille J2. Cette illustration permet de se rendre compte dans le même temps :

- du soin apporté à la fouille, selon les méthodes de l'anthropologie funéraire
- de l'excellent état de conservation des individus,
- de l'aspect "en place", confirmant l'appellation de sépultures primaires et permettant d'observer la position : ici "un décubitus dorsal".

Sur le terrain, nous avons pu constater que ces squelettes étaient, le plus souvent, très bien conservés et qu'ils se trouvaient en place. Toutefois, l'ensevelissement des corps s'est fait selon des modalités variables (orientation, position du corps).



Figure 3 : Photographie du très jeune immature inhumé dans le carré J1. Cette illustration permet de rendre compte du très bon état de conservation (grill costal, phalanges) et de la position d'inhumation. L'individu J1 est en place, en position fœtale.

Ces inhumations se trouvaient :

- soit en pleine terre,
- soit dans un espace aménagé parmi les vracs d'ossements,
- soit à l'intérieur même de l'espace occupé par des squelettes en position primaire (tombe n°V).

Ces inhumations de très jeunes individus constituent le *terminus ante quem* des tombes n°II, n°V et n°VII (Tzortzis *et al.*, 2001).

La faible épaisseur de sédiments qui recouvrait certains individus est assez surprenante, mais il convient de rappeler que nous ne connaissons pas la puissance du talus au moment de leur inhumation. Une autre caractéristique de ces inhumations réside dans leur répartition spatiale. Celle-ci semble témoigner d'une recherche systématique de proximité avec la façade méridionale de la chapelle, qu'il y ait eu reconnaissance ou pas de l'existence des tombes antérieures (Tzortzis *et al.*, 2001).

~ 3 ~

METHODES

3.1 Critères d'inclusion de la série actuelle

La population d'étude initiale était constituée par un effectif important. Cependant, certains individus présentaient des pathologies. Nous avons donc établi une liste de critères permettant de définir une « normalité » fœtale. Ces critères, intéressant à la fois le fœtus et la mère, sont les suivants :

- Absence de malformation externe ou viscérale,
- Absence d'anomalie osseuse radiographique ou de retard d'apparition des points d'ossification,
- Caryotype normal,
- Grossesse unique,
- Absence de discordance de plus de 3 semaines entre l'âge fœtal calculé à partir de la date des dernières règles et l'âge estimé par l'obstétricien à la première échographie (pour ne pas inclure un authentique retard de croissance intra-utérin),
- Etat de macération au maximum modéré (coloration rouge des téguments sans décollement cutané) amenant à exclure les fœtus papyracés dont on ne peut préciser le moment du décès,
- Absence d'antécédent personnel ou familial de maladies congénitales,
- Absence de diabète ou d'hypertension artérielle maternels.

3.2 la question de l'âge dans la collection de Szeged

La collection ostéologique fœtale constituée par les professeurs Fazekas et Kósa est une collection médico-légale pour laquelle l'âge n'est pas systématiquement connu. Les âges indiqués dans l'ouvrage de référence '*Forensic fetal osteology*' (Fazekas et Kósa, 1978) sont des **estimations** établies à partir de la stature fœtale. Il nous semble primordial d'apporter d'emblée cette précision qui concerne une partie de notre matériel d'étude et qui va donc avoir une répercussion sur la réflexion que nous conduisons.

Les âges indiqués sont établis à partir de la règle de Häase (Fazekas et Kósa, 1978) et sont exprimés en mois lunaires, c'est-à-dire en périodes de 28 jours, ce qui correspond à la fois à la période d'un cycle lunaire et d'un cycle menstruel théorique. Nous les avons convertis en semaines d'aménorrhées (SA) afin de présenter des

données aisément comparables aux standards utilisés de nos jours en pratique obstétricale. La distribution par âge des fœtus pour lesquels nous avons mesuré les os longs et la distribution par âge et sexe des fœtus pour lesquels nous avons mesuré les iliums sont présentées sur les histogrammes ci-dessous (figures 4 et 5).

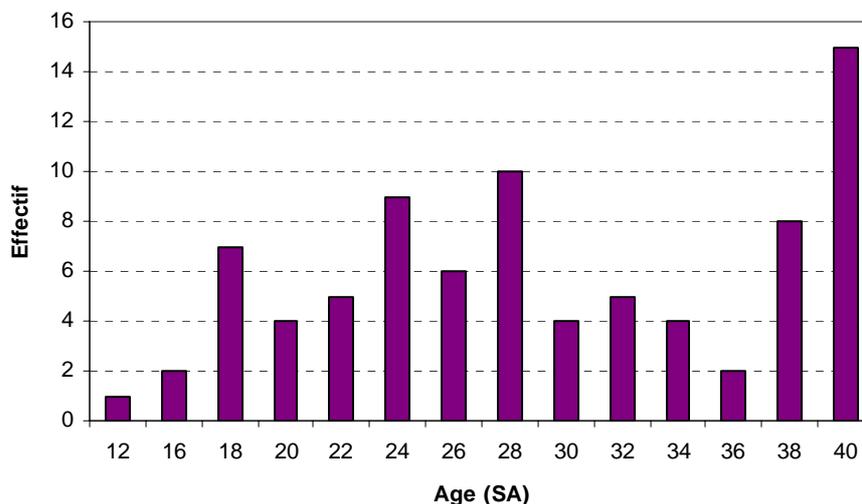


Figure 4 : Distribution par âge des fœtus de la collection de Szeged dont les os longs ont été étudiés (en semaines d'aménorrhée – SA).

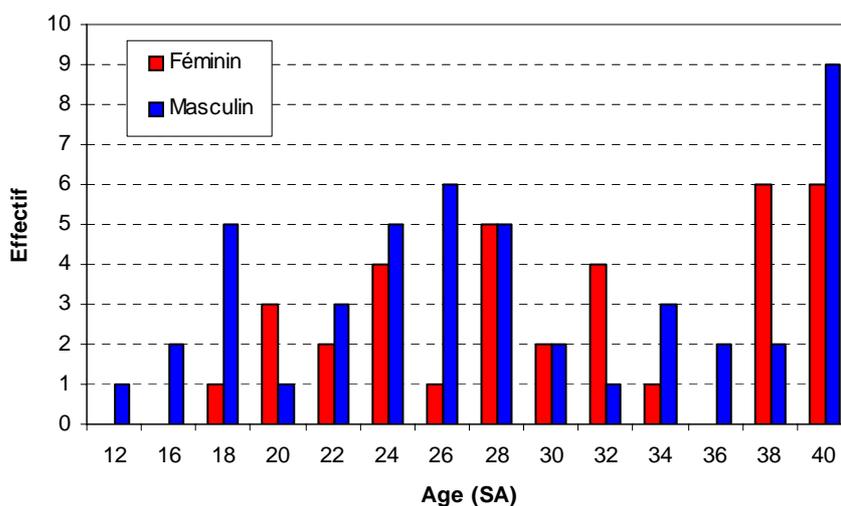


Figure 5 : Distribution par âge et par sexe des fœtus de la collection de Szeged dont les iliums ont été étudiés (en semaines d'aménorrhée – SA).

3.3 Les protocoles de mesure

3.3.1 Les mesures directes

3.3.1.1 Les mesures autopsiques

Les mesures directes effectuées lors des autopsies fœtales ont été relevées avec un mètre ruban sur des fœtus à l'état frais (c'est-à-dire non conservés dans une solution formolée). Certaines mesures, telles que la longueur du pied par exemple, sont d'un relevé facile. Elles sont donc données avec une précision de l'ordre du millimètre. En revanche, d'autres mesures comme la stature, la distance vertex-coccyx et le périmètre crânien sont parfois difficiles à relever du fait de la position fœtale et de malléabilité de la boîte crânienne, nous incitant à présenter les mesures arrondies à la dizaine de millimètres la plus proche.

Le poids fœtal est mesuré avant l'autopsie, à l'aide d'une balance électronique. Les valeurs sont arrondies à la dizaine de grammes près.

3.3.1.2 Les mesures des os secs

Deux des séries que nous avons étudiées, étaient composées d'os secs. Il s'agit, outre la collection médico-légale de Fazekas et Kósa que nous venons de détailler, de la petite série archéologique de l'Argentièrre-la-Bessée, qui provient de fouilles anthropologiques. Les os longs des membres de ces deux séries ont été mesurés à l'aide d'un pied à coulisse, avec une précision de l'ordre du millimètre, voire du dixième de millimètre pour les longueurs diaphysaires de la collection hongroise.

3.3.2 La mesure radiographique

3.3.2.1 Le cliché

Les radiographies sont réalisées sur une console de traitement PHILIPS PCR/ACE[®] et une table à radiographie PHILIPS Diagnost 4[®] avec une focale de 1 mètre.

Les enregistrements sont faits sur des cassettes au phosphore écran standard V et les tirages sur des films Sterling[®].

Deux clichés de fœtus entiers sont réalisés : un de face et l'autre de profil. Le fœtus est placé directement sur la plaque, le maintien est assuré par du ruban adhésif. Pour la vue frontale, les membres sont étendus. Pour la vue latérale, les membres inférieurs sont semi-fléchis et décalés de manière à éviter toute superposition (Figure 6). Les constantes utilisées sont de 41 kV et 2 mAs.

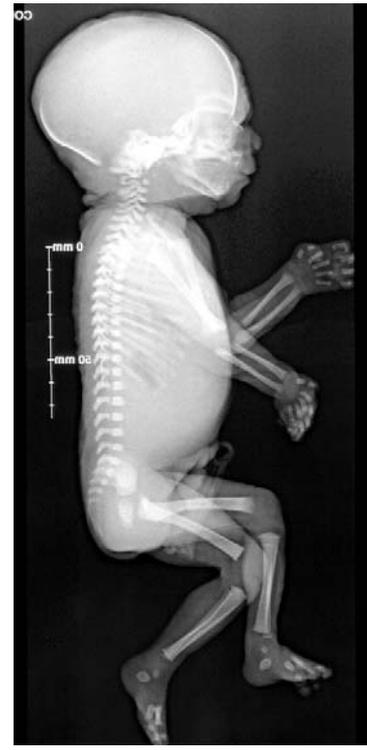


Figure 6 : Cliché radiographique de profil utilisé pour la prise de mesure.

3.3.2.2 Les phénomènes de parallaxe et de cône de projection

En raison de la nature même de la technique radiographique et du fait qu'il s'agit d'os en cours de croissance, nous avons mesuré "la longueur de la portion ossifiée de la matrice cartilagineuse de l'os en formation". Cependant, par abus de langage, cette "portion" est appelée *diaphyse* par la grande majorité des auteurs, qui ne font pas de distinction entre diaphyse et métaphyses. Nous adopterons ce terme afin de ne pas créer de confusions lors de la comparaison de nos données avec celles de la littérature.

La mesure radiographique de ces *diaphyses* a nécessité la définition d'un protocole strict permettant d'éviter des variations de réalisation, sources d'erreurs. La première d'entre elles est l'erreur de parallaxe, qui peut entraîner une sous évaluation de la mesure réelle, nécessitant le strict parallélisme de l'os au film. La seconde difficulté est le "cône de projection", qui, pour être évité, nécessite de positionner directement l'os contre la plaque radiographique pour

ne pas, à l'inverse de l'erreur de parallaxe, augmenter la taille réelle de l'objet mesuré. Nous avons donc choisi de mesurer les os sur le cliché de profil, bien que cette technique nous prive de la possibilité de comparer les deux côtés (Figure 6). Malgré cette précaution, la latéralisation des membres sur une telle vue n'est pas toujours évidente et nous avons dû définir un critère qualitatif autorisant la mesure.

3.3.2.3 La définition du critère qualitatif : netteté de la plaque conjugale

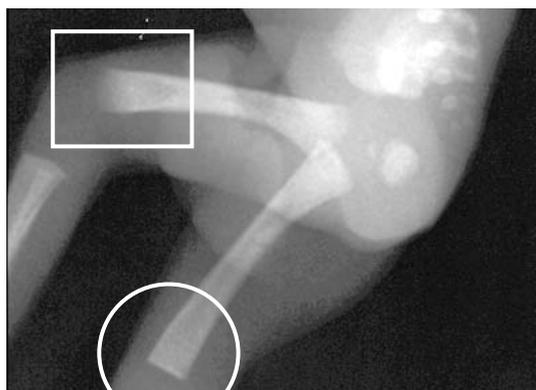


Figure 7 : Illustration du critère qualitatif défini. Le cercle indique un bon critère qualitatif (une plaque conjugale nette), tandis que le rectangle indique un mauvais critère.

Le critère que nous avons mis au point (Adalian *et al.*, 2001) est l'existence d'une **plaque conjugale nette** (définie par la limite entre la métaphyse et le cartilage de conjugaison), ce qui nous permet de pallier à la fois au phénomène de cône de projection et au phénomène de parallaxe. La latéralisation ainsi possible, nous avons mesuré indifféremment les os droits et les os gauches.

3.3.2.4 La méthode de mesure

La mesure est effectuée avec une simple règle en plastique graduée au demi-millimètre. Nous mesurons tout d'abord la longueur de la diaphyse, puis l'échelle tracée par le radiologue pour retrouver, par une règle de trois, la taille diaphysaire réelle. Les mesures sont prises au demi-millimètre, en arrondissant tout demi-millimètre dépassé à l'intervalle supérieur. Nous mesurons la longueur maximale de la diaphyse en prenant soin de rester parallèle à son grand axe et de ne pas "sortir du tube diaphysaire" (Adalian *et al.*, 2001).

3.3.3 La mesure numérique

3.3.3.1 Le cliché

Nous avons photographié chaque ilium selon un protocole simple permettant une bonne reproductibilité de la méthode : les os droit et gauche du même individu ont été placés à plat côte à côte, à la verticale d'un statif. L'appareil photographique a été positionné de manière à obtenir l'agrandissement le plus important. Les clichés ont été réalisés sur des pellicules diapositives couleur Kodak Ektachrome[®] de 200 ASA et les ombres portées ont été évitées grâce à un éclairage comptant quatre sources lumineuses. Sur chacune des vues nous avons disposé une réglette, graduée en millimètres, servant d'échelle de référence.

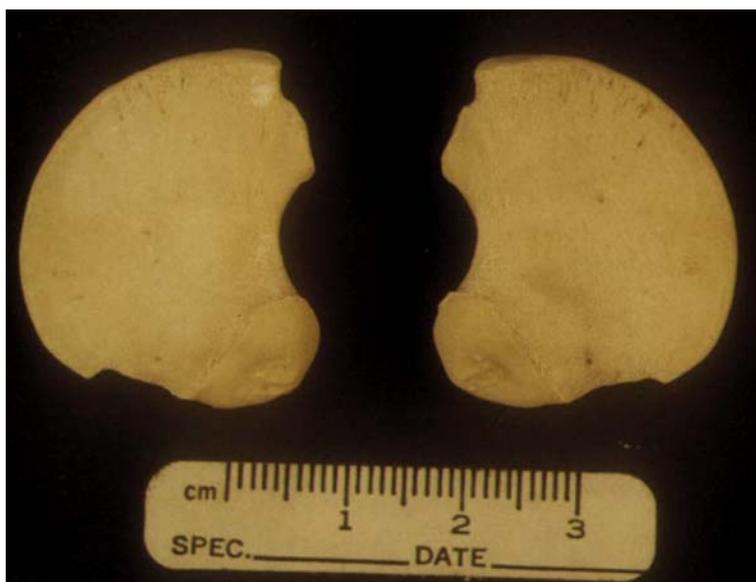


Figure 8 : Cliché zénithal des iliums (vue de la face externe).

Dans un second temps, les diapositives ont été numérisées à l'aide d'un Scanner spécialisé de norme Twain : l'Epson FilmScan[®] 200 et directement intégrées dans un logiciel de retouche d'images : Photoshop[®] 6.0, développé par la société Adobe[®]. Les diapositives ont été numérisées en couleur, avec une résolution de 320 DPI, correspondant à un standard classiquement utilisé pour un travail de l'image sur écran.

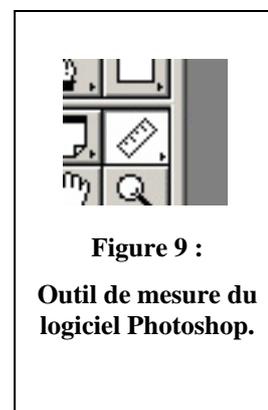
3.3.3.2 Les caractéristiques d'une image numérique

Nous rappelons qu'une image numérique est composée de **pixels** (abréviation de l'anglais "picture element"), qui est la plus petite unité homogène d'une image. En photographie numérique, les pixels sont de petits carrés définis par une couleur, un contraste et une luminosité. L'ensemble de ces carrés, placés côte à côte, forme l'image. La couleur du pixel est codée sous forme d'une séquence binaire à l'intérieur d'une unité de codage appelée "bit de données". Plusieurs bits sont utilisés afin d'enregistrer le ton de chacune des couleurs primaires composant la couleur à afficher. Cette décomposition des couleurs peut se faire selon différents filtres, les deux plus fréquents étant le RVB et le CMJN (ou CMYK). Le mode RVB sépare les tons composant chaque couleur selon trois couleurs "primaires" : rouge, vert et bleu. Le mode CMJN, est un mode quadrichromique, qui décompose les couleurs en quatre composantes, dont trois résultent de l'additivité des couleurs "primaires" (le cyan, le magenta, le jaune) auxquelles s'ajoute le noir, qui correspond à l'absence totale de couleur.

Nous avons effectué des mesures en pixels et utilisé les propriétés de décomposition quadrichromique de l'image pour effectuer, avec un haut degré de précision, des calculs d'aires et de surfaces. Nous avons également utilisé certaines propriétés de l'image comme la luminosité, le contraste et la saturation.

3.3.3.3 Les mesures linéaires.

Les différentes mesures décrivant les dimensions de l'ilium ont été relevées à l'aide de l'outil spécialisé de Photoshop®. Celui-ci exprime en pixels la distance entre les deux points définis par l'utilisateur lorsqu'il trace un segment de droite (Figure 9). Cet outil de mesure est dynamique, c'est-à-dire qu'il permet d'observer l'évolution de la mesure en temps réel, simultanément au déplacement du dispositif de pointage (généralement la



souris). Il est donc aisé de rechercher la dimension maximale d'un objet en suivant le contour de sa forme et en observant le point d'inflexion de courbe à partir duquel la distance commence à décroître.

L'ensemble des mesures linéaires relevées ont été effectuées en pixels, puis converties en millimètres grâce à la mise en place de l'échelle millimétrique sur les clichés.

3.3.3.4 Les mesures de périmètres et surfaces.

Les mesures de périmètres et de surfaces ont pu être réalisées à l'aide d'un logiciel spécialisé dans le traitement statistique de l'image : SigmaScan Pro 5[®], développé par la société SPSS[®]. Les images ont cependant dû être "préparées" à l'aide du logiciel Photoshop[®].

Le premier type de traitement préparatif de l'image a consisté à détourer les objets, ou parties d'objets, que nous souhaitons mesurer et pour lesquels le faible contraste avec l'extérieur de la forme n'était pas suffisant pour permettre une automatisation de la mesure. Ceci a été le cas, par exemple, de la surface auriculaire : cette surface d'articulation entre le sacrum et le bassin est située sur la face interne de l'ilium et ne présente pas de différence de ton avec le reste de l'os (figure 10).



Figure 10 : Cliché zénithal de la face interne des iliums foetaux.

Il nous a donc fallu "détourer" manuellement cette surface. Nous avons préféré utiliser un stylet graphique plutôt que la souris (tablette graphique Wacom Graphire A5[®]) afin d'effectuer cette délimitation de la manière la plus précise possible. La surface détournée a alors été copiée puis repositionnée sur le fond noir de l'image. La délimitation s'est faite en prenant comme repère la partie externe du bourrelet osseux définissant le contour de la surface (figure 11).

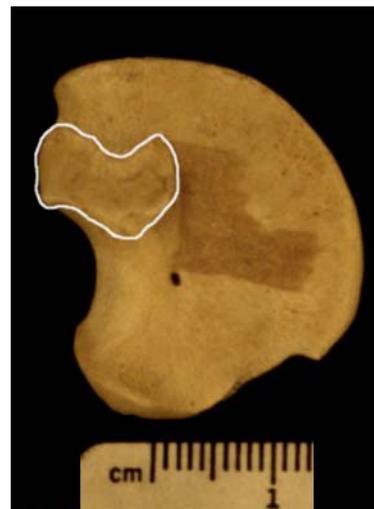


Figure 11 : Délimitation de la surface auriculaire.

Le second type de traitement préparatif de l'image a consisté à modifier le contraste afin de maximiser la différence de valeur entre le codage des pixels de l'objet à mesurer (l'ilium ou la surface auriculaire détournée) et celui des pixels de l'arrière plan de l'image : le fond noir. La différence de valeur des pixels est alors suffisante pour utiliser l'outil "sélection d'objet par plage de couleurs". Le logiciel délimite alors automatiquement, au pixel près, les objets correspondant à la plage de couleur choisie et il suffit d'effacer la sélection pour ne conserver que l'empreinte de l'objet. Cette méthode nous permet d'obtenir un très important contraste et nous conservons la forme de l'objet en blanc sur fond très sombre. En effet, le "noir" observé sur une photographie correspond en réalité à un vert ou à un gris-brun très foncé, en raison d'émissions lumineuses parasites. Pour convertir ces différents tons très foncés en noir réel, la technique utilisée a consisté à sélectionner les "empreintes blanches" de nos objets à mesurer avec l'outil "baguette magique". Cet outil présente la particularité de sélectionner tous les pixels adjacents de même couleur. Une fois la totalité des empreintes sélectionnées, nous avons utilisé la commande "inverser la sélection" pour sélectionner le fond de notre image. Il s'agit donc d'une "sélection par défaut".

Cette sélection a alors été remplacée par du noir réel. A ce stade du traitement de l'image, nous avons donc obtenu une image de l'empreinte des objets à mesurer en blanc réel sur un fond noir réel (figure 12). C'est cette image que nous importons dans le logiciel SigmaScan®.

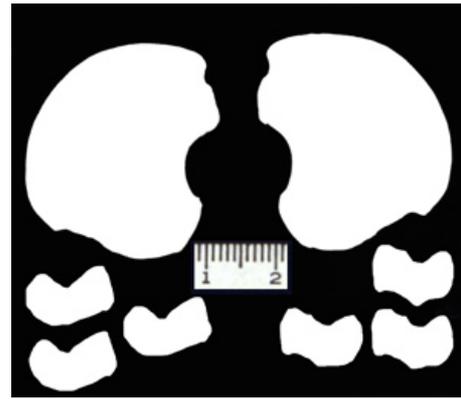


Figure 12 : "Empreinte" des formes d'os à mesurer.

Celui ci possède de puissants filtres de décomposition d'image. Nous avons utilisé la décomposition quadrichromique CMJN. Le logiciel recompose alors quatre images différentes, chacune présentant le masque d'empreinte d'une seule des couleurs du mode quadrichromique, en blanc sur un fond noir (voir planche numéro 1). Nous nous sommes alors servis du masque "black" pour demander au logiciel de calculer l'aire et le périmètre des différents objets. En effet, ce logiciel, spécialement développé, dispose d'une large gamme d'outil permettant le calcul direct de très nombreuses mesures. Celles-ci sont effectuées en pixels, mais il est très facile de recalibrer l'unité de mesure à l'aide de la règle placée sur les clichés afin que le logiciel relève directement les mesures en millimètres. Enfin, il est intéressant de préciser que ce logiciel enregistre automatiquement les mesures relevées dans une feuille de tableur de type Excel®.

Le troisième et dernier type de traitement préparatif de l'image que nous avons réalisé a consisté à positionner une droite créant artificiellement une limite de zone à mesurer. Ceci a été le cas lorsque nous avons préparé la mesure du périmètre et de l'aire de la grande échancrure sciatique fœtale (qui correspond donc uniquement à la partie supérieure de celle de l'adulte). La délimitation a été effectuée avec l'outil "plume" de Photoshop®, en se servant de l'image d'empreintes blanches sur fond noir que nous avons réalisée dans une étape de traitement précédente (voir supra). L'outil plume est un élément de dessin vectoriel qui permet de tracer une forme "active". Cette forme peut subir tous les types de transformations vectorielles que l'on puisse appliquer à une image. Cette propriété est importante pour la méthode que nous avons

choisie et nous a permis, après avoir tracé un trapèze entre les deux empreintes d'iliums de notre image, de modifier l'un après l'autre chacun des angles de notre quadrilatère au pixel près. En effet, il est possible, au moyen de l'outil "sélection de point d'ancrage", de sélectionner un des angles de notre forme vectorielle et de le déplacer d'un pixel seulement en utilisant le pavé directionnel du clavier de l'ordinateur. Cette fonction, associée à un outil "loupe" permettant un grossissement très important, nous a permis de vérifier que les deux bords latéraux de notre trapèze étaient parfaitement tangents, aux points les plus proéminents, de part et d'autre de la grande échancrure sciatique. Le trapèze a été tracé en blanc et délimite donc les deux surfaces de l'échancrure sciatique, en noir (figure 13). C'est cette image que nous avons importée dans le logiciel SigmaScan[®]. Contrairement au traitement d'image précédent, nous ne souhaitons plus mesurer l'aire et le périmètre d'une empreinte blanche sur fond noir, mais ceux de la partie noire comprise entre deux empreintes blanches. Le filtre de décomposition d'image utilisé n'est donc plus le CMJN, mais un filtre qui décompose l'image selon la teinte, la saturation et la valeur de chacun des pixels : le filtre HSV (Hue, Saturation, Value). Parmi les trois masques de décomposition obtenus, nous avons utilisé le masque *value* et mesuré l'aire et le périmètre de la même manière que lors de l'étape précédente (voir planche numéro 2).

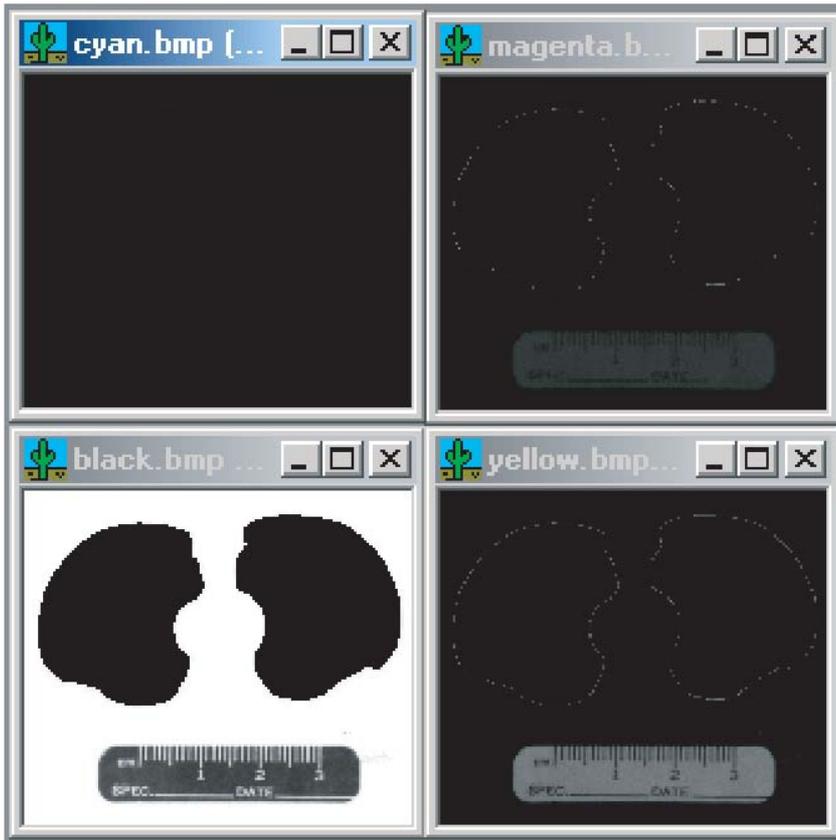
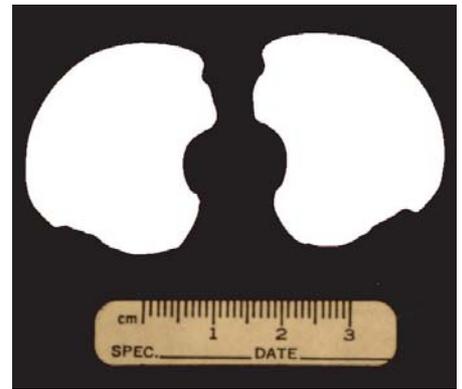


Figure 13 : Délimitation de l'empreinte des échancrures sciatiques.



Etapes de traitement de l'image :

- 1 : Sélection par plage de couleurs du fond de l'image.
- 2 : Ajout à la sélection de la règle millimétrique.
- 3 : Inversion de la sélection pour ne conserver que les ilions.
- 4 : Augmentation du contraste et de la luminosité à leur maximum.
- 5 : Sélection de la zone éclaircie par l'outil "baguette magique".
- 6 : Effacement de la zone sélectionnée pour ne garder que l'empreinte des ilions.

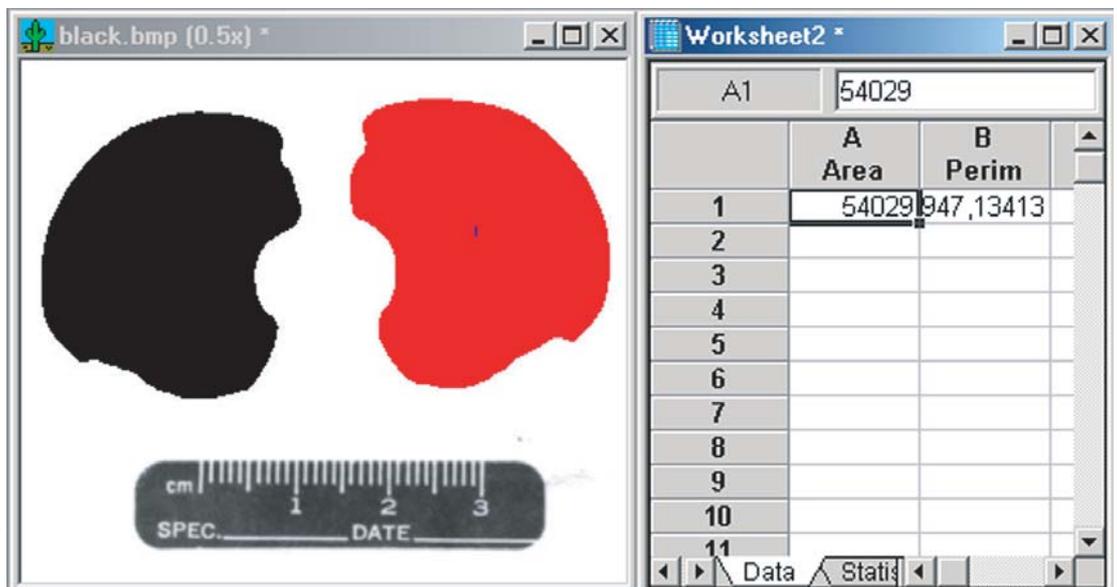


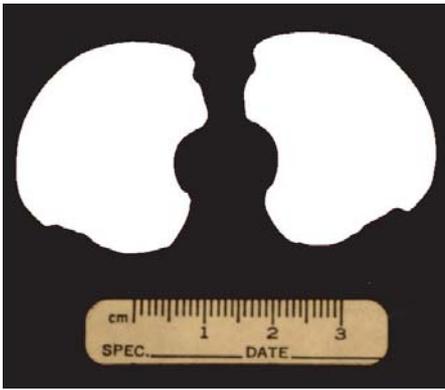
Etapes de traitement de l'image :

- 1 : Importation de l'image dans SigmScan Pro 5.
- 2 : Séparation quadrichromique des couleurs. Quatre images sont reconstituées. Pour chacune d'entre elles, les pixels correspondants à la couleur d'intérêt sont représentés en blanc sur fond noir.
- 3 : De manière à pouvoir mesurer l'empreinte des ilions, seul le masque correspondant aux pixels initialement noirs est gardé. Ces pixels sont ici représentés en blancs, et les zones que nous voyons noires pourront être considérées comme des zones de "vide".

Etapes de mesure de l'image :

- 1 : Sélection des mesures à effectuer : aire et périmètre.
- 2 : Utilisation du remplissage de la zone noire.
- 3 : calcul des aires et des surfaces puis enregistrement simultané dans une feuille de type Excel.



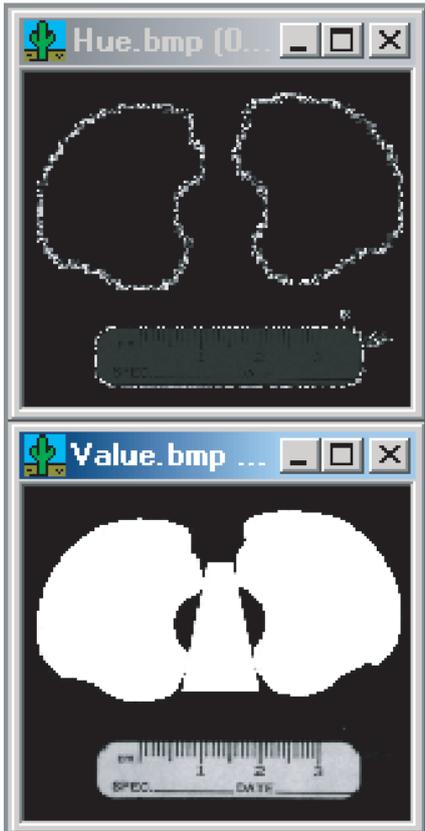
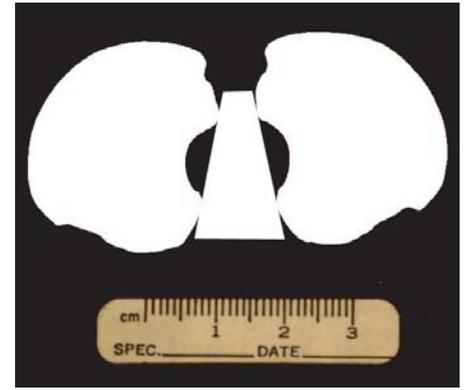


Etapes de traitement de l'image :

1 : Sélection de l'outil de dessin vectoriel.

2 : Création d'un trapèze s'inscrivant entre les deux empreintes d'ions.

3 : ajustement des points d'angles du trapèze de manière à ce que deux des bords soient tangents aux deux points les plus saillants entourant l'échancrure ischiatique.



Etapes de traitement de l'image :

1 : Importation de l'image dans SigScan Pro 5.

2 : Séparation des couleurs selon le mode HSV (Hue, Saturation, Value). Trois images sont reconstituées. Pour chacune d'entre elles, les pixels correspondants à la caractéristique d'intérêt sont représentés en blanc sur fond noir.

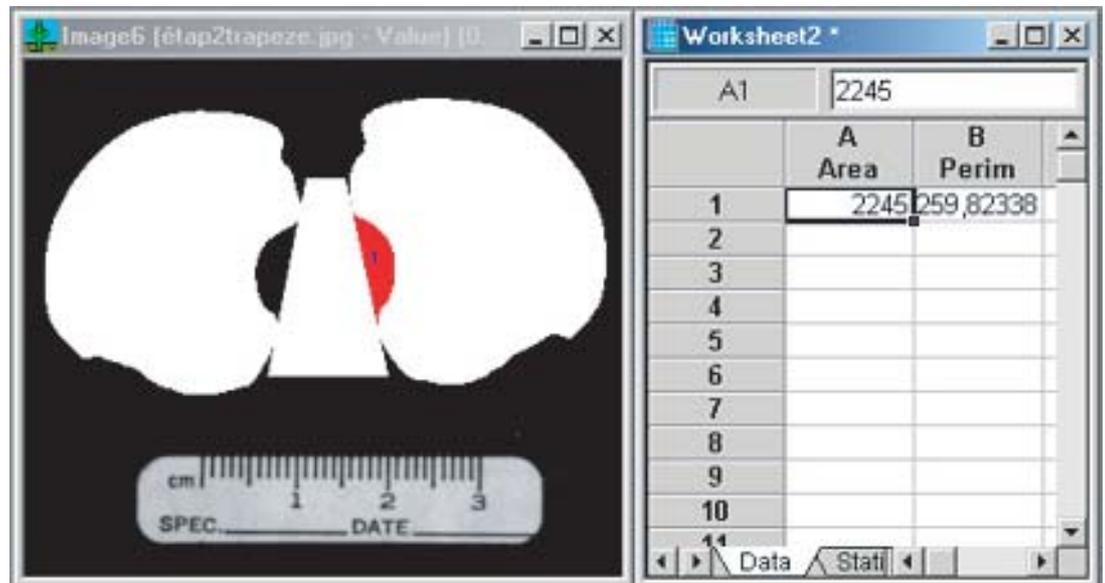
3 : De manière à pouvoir mesurer les échancrures ischiatiques, seul le masque correspondant à la valeur des pixels est gardé. Ces pixels sont ici représentés en blancs, et les zones que nous voyons noires pourront être considérées comme des zones de "vide".

Etapes de mesure de l'image :

1 : Sélection des mesures à effectuer : aire et périmètre.

2 : Utilisation du remplissage de la zone noire.

3 : calcul des aires et des surfaces puis enregistrement simultané dans une feuille de tableur de type Excel.



3.3.3.5 Définition des points choisis et repères anatomiques

Afin de décrire le mieux possible les dimensions caractérisant la face externe de l'ilium, nous avons choisi de définir certains des points d'ancrage retenus en fonction du repère anatomique auquel correspondrait le point décrit chez l'adulte. Nous avons ainsi retenu comme points de repère :

A : Epine iliaque postéro supérieure.

B : Epine iliaque antéro supérieure.

O : Epine iliaque postéro inférieure.

R : Repère correspondant au point de jonction avec l'ischion.

1 : Partie supérieure de la future échancrure sciatique.

2 : Crête iliaque

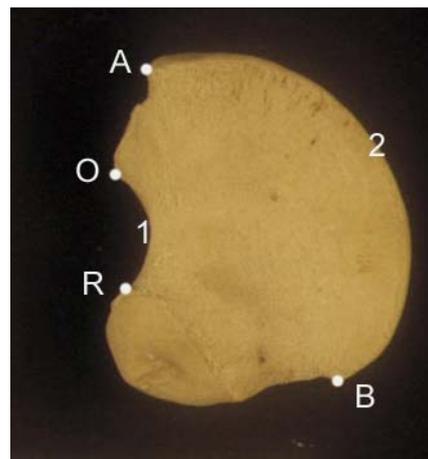


Figure 14 : Points de repères anatomiques utilisés pour définir les mesures.

3.4 Les tests de validation de la méthode

Après avoir défini les différents protocoles de prises de mesures, qu'elles soient directes, radiographiques ou numériques, nous avons évalué la fiabilité des méthodes proposées et des mesures effectuées.

Différents types de tests ont été appliqués, évaluant tour à tour les difficultés de mise en place du protocole proposé (simulation d'erreurs), les variations de la mesure en fonction de la méthode employée (comparaison mesures réelles – mesures numériques avec Photoshop® – mesures numériques avec SigmaScan® et comparaison mesure *in situ* – mesure *ex situ* – mesure anatomique) et les différences de mesures obtenues lors de la répétition de mesures par le même observateur (erreur intra-observateur) ou par deux observateurs différents (erreur inter-observateur).

3.4.1 La simulation d'erreurs

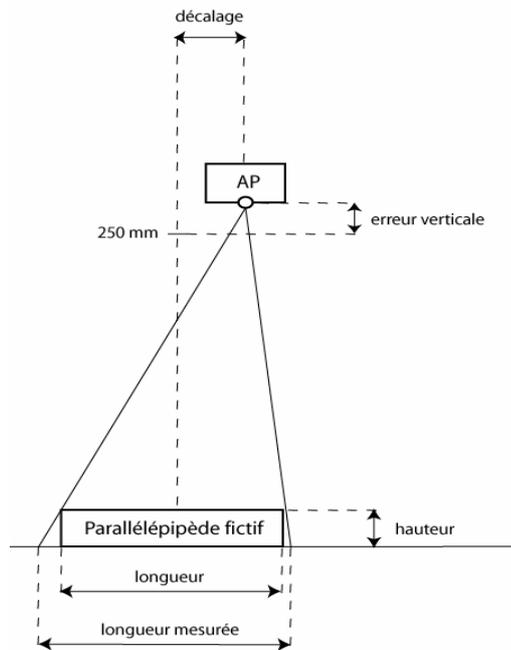


Figure 15 : Schématisation de la simulation d'erreurs. NB : la représentation n'est pas à l'échelle.

La méthode photographique utilisée pour effectuer les mesures numériques a été définie aussi simplement que possible. La position de l'appareil a été définie comme autorisant un "cliché zénithal" et son positionnement en hauteur comme "autorisant l'agrandissement le plus important possible". Il se peut donc que, lors de la mise en place du protocole, un léger décalage dans la verticalité ou un éloignement trop important se conjuguant soient susceptibles d'entraîner une erreur de mesure identique à une parallaxe. Nous avons donc souhaité étudier quelle était la sensibilité de notre protocole à ce genre d'erreurs et avons pour cela effectué 10000 simulations. Nous avons considéré, d'après les iliums de la collection de

Szeged, que les dimensions maximales d'un ilium fœtal était de 50 mm en longueur et de 5 mm en hauteur. Associant les formes à des parallélépipèdes rectangles, nous avons tiré aléatoirement 10000 paires de valeurs triées. Nous avons ensuite considéré que le positionnement de l'appareil pouvait varier entre 200 et 300 mm en hauteur et de 0 à 50 mm en décalage (celui ci pouvait se faire du coté gauche ou droit). Nous avons également tiré aléatoirement 10000 paires de valeurs. En fonction des différents paramètres fictifs, nous avons calculé par trigonométrie la longueur telle qu'elle aurait été mesurée et l'avons comparée avec la longueur fictive vraie.

3.4.2 La fiabilité de la mesure numérique

Le premier point essentiel à tester lors de la prise de mesures numériques est de s'assurer que celles-ci correspondent bien à la réalité. Nous avons recherché si les mesures prises avec le logiciel de retouche d'image Photoshop 6.0 d'Adobe®, correspondaient à des dimensions réelles. Nous avons donc découpé dans du bristol une série de 50 quadrilatères quelconques (figure 16), puis nous les avons photographiés en prenant soin de placer sur le cliché une échelle de mesure permettant une conversion de la mesure informatique (en pixels), en unités métriques (ici le millimètre).

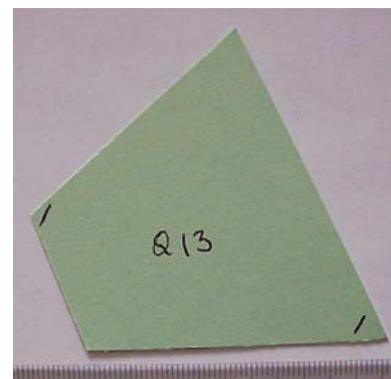


Figure 16 : Quadrilatère de bristol utilisé pour les tests de validation de la mesure numérique.

Deux des angles opposés du quadrilatère ont été marqués afin de définir la mesure de cette diagonale comme mesure « L1 » et de ce fait, l'autre diagonale comme mesure « L2 ».

Les mesures ont tout d'abord été relevées à l'aide d'une simple règle en plastique, en essayant d'obtenir une précision de l'ordre du demi-millimètre. Nous avons ensuite repris ces mesures à l'aide du logiciel Photoshop® selon le protocole que nous avons décrit précédemment pour la mesure numérique des iliums fœtaux. Au total, nous avons donc obtenu 100 mesures réelles et 100 mesures informatiques.

Le second point essentiel pour valider la mesure numérique a été de vérifier l'absence de différences entre deux logiciels. En effet, nous avons proposé l'utilisation du logiciel Adobe Photoshop® car il s'agit d'un programme de retouche d'image très répandu, ce qui rend cette méthode facilement utilisable par le plus grand nombre. Cependant, ce logiciel n'est pas à proprement parler « spécialisé » dans la prise de mesures et nous avons donc recherché s'il existait des différences significatives avec les mesures relevées avec un outil graphique professionnel. Nous avons donc utilisé le logiciel SigmaScan pro 5.0® (voir chapitre 2.3.3.4). Nous avons à nouveau relevé les valeurs en millimètres des 50 quadrilatères de bristol et comparé les 100 mesures obtenues avec celles prises avec Photoshop®. Par ailleurs, nous avons aussi comparé ces mesures aux dimensions réelles des quadrilatères.

3.4.3 La fiabilité de la mesure radiographique

L'utilisation du critère qualitatif que nous avons défini - *une plaque conjuguale nette* - est susceptible d'entraîner une erreur dans la prise des mesures puisqu'il dépend de l'appréciation de l'observateur (Adalian *et al.*, 2001). Afin d'évaluer l'importance de cette erreur potentielle, nous avons réalisé deux tests.

Pour le premier, nous avons tiré au sort 30 fœtus pour lesquels la présence du critère qualitatif autorisait la mesure de chacun des 6 os longs des membres de l'un des côtés, indifféremment à droite ou à gauche. Les âges de ces fœtus se répartissent entre 20 et 40 semaines et n'ont fait l'objet d'aucune sélection en fonction de l'âge. Cette précaution permet de voir si l'erreur potentielle est liée au degré de calcification de l'os et donc à sa visibilité sur le cliché radiographique. Tous les os longs de ces fœtus ont été disséqués par ablation complète des parties molles en épargnant le périoste.

Les os disséqués ont été ensuite conservés dans une solution formolée à 10%, puis radiographiés à plat, directement posés sur la plaque, de manière à s'affranchir des phénomènes de parallaxe et de cône de projection et de ce fait de l'utilisation du critère qualitatif que nous avons défini. Le protocole radiographique était identique à celui indiqué précédemment avec des constantes de 45 kV et 8mAs. Les mesures ont été ensuite effectuées dans les mêmes conditions avec une règle graduée au demi-millimètre et sont appelées « *ex situ* » (figure 17).

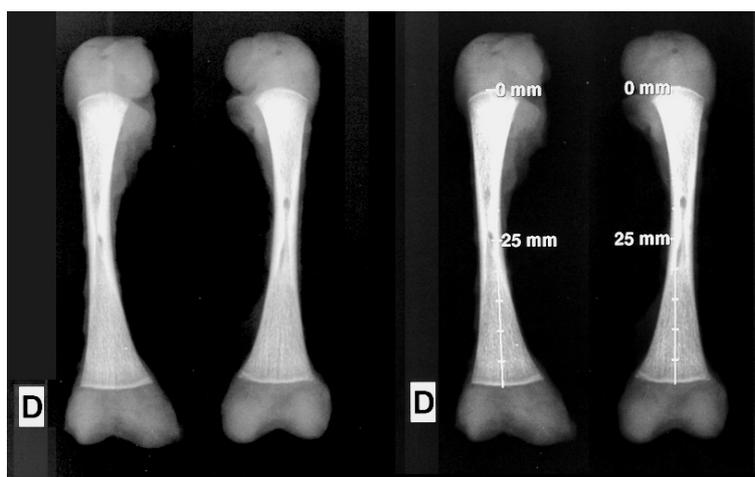


Figure 17 : Illustration des radiographies *ex-situ*. La paire de fémurs de droite est la même que celle de gauche après que le radiologue ait placé une échelle de mesure millimétrique.

Ce premier type de test a consisté à comparer les mesures radiographiques des os relevées *in situ*, en utilisant le critère qualitatif, aux mesures *ex situ* des mêmes os, radiographiés après dissection.

Le second test de fiabilité de la mesure radiographique a consisté à rechercher l'existence d'éventuelles différences entre mesure radiographique et mesure anatomique directe. Pour les fémurs, nous avons ainsi sectionné les os disséqués dans le plan sagittal de manière à

reproduire l'image obtenue sur le cliché de profil (figure 18). Il a été nécessaire de décalcifier partiellement les fœtus âgés de plus de 26 semaines d'aménorrhée dans une solution contenant de l'acide formique (50 %) et du citrate de sodium (20 %) pendant moins de 24 heures, pour ne pas casser l'os en le sectionnant. A la section fémorale, la distinction entre le territoire ossifié, objet de notre étude et le cartilage est évidente et il n'est pas nécessaire d'utiliser des colorations spéciales, comme le rouge d'Alizarine. La mesure est effectuée avec une règle graduée au demi-millimètre dans les mêmes conditions que sur le cliché radiographique, c'est-à-dire en mesurant la longueur maximale de l'os sans "sortir" de l'axe de la diaphyse. Cette mesure est appelée "anatomique". Nous avons ainsi comparé les deux types de mesures radiographiques (*in situ* et *ex situ*) aux mesures anatomiques directes. Dans un second temps, afin de confirmer les observations effectuées en comparant ces mesures, nous avons disséqué à nouveau 30 paires de fémurs, puis recommencé les mêmes étapes de test (cliché *ex situ* et mesure anatomique après section sagittale).

Pour les autres os longs (humérus, radius, ulna, tibia et fibula), en raison de l'existence d'une diaphyse plus fine que celle du fémur, nous n'avons pas pratiqué de section longitudinale. Les cartilages épiphysaires ont été éliminés par dissection fine au scalpel.

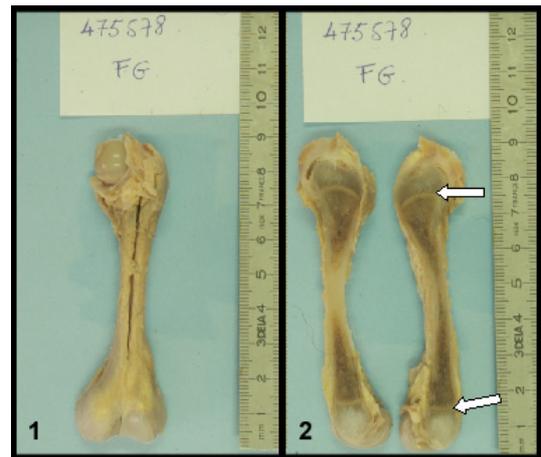


Figure 18 : Exemple de fémur préparé pour les mesures "anatomiques". la photographie N°1 montre le plan de coupe. la photographie N°2 montre les limites de la mesure.

Au total, les deux tests de fiabilité de la mesure radiographique ont nécessité la dissection des 12 os longs de 30 fœtus d'âges différents, ainsi que de 30 paires de fémurs supplémentaires, qui ont servi à comparer mesures *in situ* et mesures *ex situ*. Tous les os ont été utilisés pour les tests de comparaison entre mesures radiographiques et mesures anatomiques. Les 60 paires de fémurs ont été sectionnées selon le plan sagittal afin de permettre la mesure directe de la portion ossifiée de la diaphyse selon le même plan que le plan radiographique.

3.4.4 Erreurs intra et inter-observateurs

Il est classique de considérer que toute mesure comporte une part d'erreur latente, résultant notamment de l'erreur technique de la mesure ; d'une erreur de calibrage de l'appareil de mesure ; de facteurs influant sur le paramètre biologique étudié à un instant t (Fleiss, 1986). Il est nécessaire, dans un protocole de mesure, d'évaluer l'importance de cette erreur latente. Le meilleur moyen est d'effectuer des répétitions de la mesure.

Nous avons donc défini un test dit de *répétabilité*, qui correspond à la différence entre deux mesures prises par le même observateur à des temps différents et un test de *reproductibilité*, qui correspond à la différence entre les mesures relevées par deux observateurs différents (tel que défini notamment par Signoli et Dutour (1995)).

Au cours de la réalisation de ces tests, dont les modalités de validation statistique seront détaillées ultérieurement, deux types de données ont été recueillies : certaines ne sont utiles qu'au test lui-même et ne seront donc pas directement utilisées lors de nos recherches sur la détermination du sexe ou de l'âge ; d'autres ont amené des renseignements supplémentaires intéressant notre problématique. C'est notamment le cas de toutes les mesures effectuées après dissections d'os longs, qu'elles aient été relevées directement ou sur cliché radiographique *ex situ*.

3.5 Les données relevées

3.5.1 Les données relevées sur la collection de Fazekas et Kósa

3.5.1.1 Les os longs

Nous avons réalisé la mesure (en millimètres) de cinq des os longs des membres : humérus, radius, ulna, fémur et tibia. Les mesures des longueurs maximales de ces os ont été relevées au pied à coulisse du côté droit et gauche. Ces paramètres ont été nommés selon la mesure. Ainsi, la mesure du fémur droit s'appelle "femdroit", celle de l'humérus gauche s'appelle "humgauch". Ce type de nomenclature a été choisi en fonction des caractéristiques du logiciel de statistiques qui limite à huit caractères le nom des variables importées (sans majuscules ni espaces).

3.5.1.2 Les iliums

Les différentes mesures linéaires que nous avons réalisées, ayant servi au calcul d'angles par trigonométrie et au calcul d'indices, ont été prises sur la face externe des iliums. Ces différentes mesures sont soit extraites de la littérature, adaptées de mesures réalisées chez l'adulte ou de mesures spécifiques de l'ilium foetal, soit sont des mesures que nous avons personnellement élaborées.

Parmi les mesures décrites par Camacho *et al.* (1993), qui sont relevées sur la fosse iliaque du coxal adulte, nous avons préférentiellement retenu :

- La distance entre les épines iliaques antéro-supérieure et inférieure [AB],
- La distance entre le segment [AB] et le point de la crête iliaque le plus éloigné de ce segment (point C), permettant de définir un segment [CD], perpendiculaire à [AB],
- La distance entre le point C et l'épine iliaque antéro-supérieure [AC],
- La distance entre le point C et l'épine iliaque postéro-supérieure [BC].

Nous avons également mesuré un segment [EF], défini par le point E, milieu du segment [AB] et F, la projection orthogonale de E sur la crête iliaque. Enfin, nous avons relevé une distance [GH], qui correspond à la dimension maximale entre la crête iliaque et la terminaison de l'ilium correspondant à la pointe du Y qui fusionnera avec l'ischion et le pubis.

A l'aide des distances que nous venons de décrire, nous avons calculé les rapports de $[CD]/[AB]$, $[EF]/[AB]$ et $[AB]/[GH]$, ainsi que les angles ACD , BCD , AEF et BEF , par trigonométrie.

Pour la grande échancrure sciatique, nous avons sélectionné les mesures décrites comme étant potentiellement discriminantes pour le sexe, aussi bien chez le fœtus que chez l'adulte (Bruzek, 1992b; Holcomb et Konigsberg, 1995; Majo, 1992; Palfrey, 1974), nous permettant de retenir :

- La distance $[OR]$, le point O correspondant à l'épine iliaque postéro-inférieure et le point R au futur point de jonction avec l'ischion.
- La distance entre le segment $[OR]$ et le point de l'échancrure sciatique le plus éloigné de ce segment (point P), définissant un segment $[PQ]$, perpendiculaire à $[OR]$.

Puis les angles OPQ , RPQ et OPR ont été calculés par trigonométrie, ainsi que les index correspondant aux rapports $[OQ]/[QR]$ et $[RO]/[PQ]$.

De plus, nous avons calculé deux autres index, mis au point par Fazekas et Kósa (1978) :

- Longueur de l'échancrure sciatique / longueur de l'ilium : $[OR]/[AB]$.
- Profondeur de l'échancrure sciatique / longueur de l'ilium : $[PQ]/[AB]$.

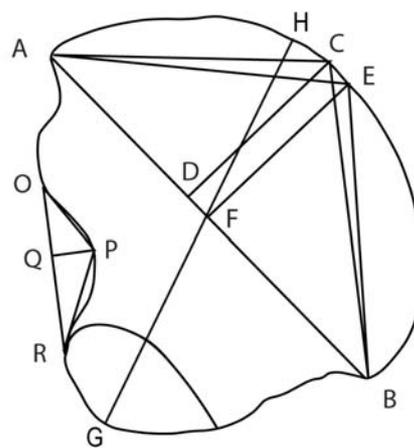


Figure 19 : Illustration des mesures linéaires relevées sur la face externe des iliums fœtaux.

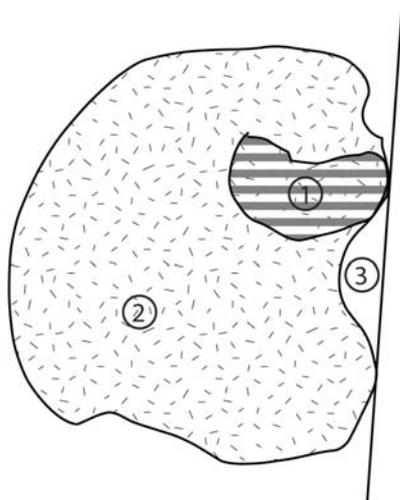


Figure 20 : Illustration des mesures d'aires et de périmètres. 1 : surface auriculaire ; 2 : ilium ; 3 : échancrure sciatique.

Les différentes mesures d'aires et de périmètres ont été relevées sur la partie interne des iliums afin de prendre en compte la surface auriculaire, qui correspond à la zone articulaire entre l'ilium et le sacrum. Nous avons ainsi calculé l'aire et le périmètre de l'ilium entier, que nous avons nommés "air" et "per" ; l'aire et le périmètre de la surface auriculaire, qui se nomment "airs" et "pers" ; et enfin l'aire et le périmètre de l'échancrure sciatique délimités par une droite tangente à l'ilium, que nous avons nommés "airech" et "pereich". Différents rapports ont ensuite été calculés, rapportant l'aire de l'os à l'aire de la surface auriculaire, puis à celle de l'échancrure sciatique. Les mêmes rapports ont été réalisés avec les périmètres.

Certains auteurs ont décrit l'existence d'une asymétrie droite - gauche (Camacho *et al.*, 1993; Sing et Potturi, 1978a). Nous avons en conséquence relevé les distances, angles et rapports des deux cotés. Pour cette raison, nous avons identifié chacun des paramètres précédemment décrits par l'ajout de la lettre "d" ou "g" à la fin du sigle attribué.

3.5.2 Les données relevées sur les fiches de renseignements

Le détail du contenu des fiches de compte-rendus figure dans la description de notre matériel d'étude.

Sur celles ci, nous avons relevé pour les fœtus correspondant à nos critères d'inclusions :

- Le numéro d'identification de l'individu,
- L'âge (en semaines d'aménorrhée),
- L'âge en jours, s'il était connu,
- L'âge de la mère,
- Le nombre de grossesses précédentes de la mère,
- Le nombre de grossesses précédentes menées à terme,
- La cause de la mort fœtale,
- Le poids du fœtus (en grammes),
- La distance vertex-talon (en millimètres),
- La distance vertex-coccyx (en millimètres),
- Le périmètre crânien (en millimètres),
- La longueur du pied (en millimètres).

3.5.3 Les données relevées *in situ* sur les radiographies

Nous avons mesuré, sur chacun des clichés radiographiques *in situ* (c'est-à-dire un cliché radiographique du fœtus complet), la longueur de la diaphyse osseuse de chacun des os longs des membres de l'un des cotés, chaque fois que la présence d'un critère qualitatif satisfaisant nous le permettait. Les paramètres enregistrés ont été nommés in-XXX où XXX représente les trois premières lettres du nom de l'os. Ainsi, nous avons retenus les paramètres suivants :

- | | |
|----------|----------|
| • in_hum | • in_fem |
| • in_rad | • in_tib |
| • in_uln | • in_fib |

3.5.4 Les données relevées *ex situ* sur les radiographies

Les données *ex situ* correspondent aux mesures effectuées sur les radiographies des os après dissection. Les difficultés de mesures liées aux phénomènes de parallaxe et de cônes de projection étant écartés, nous avons pu mesurer à la fois les os droits et gauches.

Les paramètres ont alors été nommés selon le masque de saisie : ex_XXX_Y où XXX représente toujours les trois premières lettres du nom de l'os et où Y représente la latéralité, c'est-à-dire "d" ou "g".

Ainsi, les paramètres relevés sont :

- ex_hum_g
- ex_rad_g
- ex_uln_g
- ex_fem_g
- ex_tib_g
- ex_fib_g
- ex_hum_d
- ex_rad_d
- ex_uln_d
- ex_fem_d
- ex_tib_d
- ex_fib_d

3.5.5 Les données relevées sur les os disséqués

Nous avons mesuré, sur chacun des os disséqués, la longueur de la portion ossifiée de la diaphyse. Selon le même type de nomenclature que pour les cas précédents, les mesures seront nommées "an_XXX".

3.6 Les moyens informatiques utilisés pour traiter les données

3.6.1 Création de la base de données : Access 2000

Afin d'automatiser la saisie des données et de permettre une exploitation directe des fiches saisies, nous avons créé une base de données évolutive grâce au logiciel Microsoft Access 2000®. Chaque formulaire de saisie est référencé à l'aide du numéro de dossier donné par l'Assistance Publique aux compte-rendus anonymes qui nous ont été communiqués. Nous avons ensuite organisé les données saisies sous formes de fiches à onglets (voir captures d'écrans). Les transformations, par une règle de trois, des mesures saisies ont été effectuées par calcul automatisé et les mesures directes (mesure de l'échelle, valeur de l'échelle et mesure de la diaphyse osseuse sur la radiographie) ont été enregistrées de manière à permettre une éventuelle vérification des erreurs de mesure ou de saisie lors de l'identification d'un point sortant, de manière aberrante, du nuage de dispersion.

Formulaire1 : Formulaire

Fiche individuelle de renseignements Numéro: 459595

Général Radio In Situ Radio Ex Situ Anat. Fémur

Age (SA) Age (jours) Age estimé

Sexe Poids (g) Taille (mm)

VC (mm) PC (mm) Pied (mm)

cause mort

Age mère Parité: G: P:

Radio examinée Pas de bon critère Pas d'échelle sur la radio

Enr : 160 sur 782

Figure 21 : Aperçu de la base de données. Onglet "Renseignements Généraux".

Formulaire1 : Formulaire

Fiche individuelle de renseignements Numéro: 459595

Général Radio In Situ Radio Ex Situ Anat. Fémur

	Gauche				Droite			
	radio	échelle	mes. éch.	calc. radio	radio	échelle	mes. radio	calc. radio
HUMERUS	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>
RADIUS	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>
ULNA	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>
FEMUR	<input type="text" value="43"/>	<input type="text" value="25"/>	<input type="text" value="22"/>	<input type="text" value="48,863636"/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>
TIBIA	<input type="text" value="36"/>	<input type="text" value="25"/>	<input type="text" value="22"/>	<input type="text" value="40,909091"/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>
FIBULA	<input type="text" value="34"/>	<input type="text" value="25"/>	<input type="text" value="22"/>	<input type="text" value="38,636364"/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>	<input type="text" value=""/>

Enr : 160 sur 782

Figure 22 : Aperçu de la base de données. Onglet "mesures in-situ".

Formulaire1 : Formulaire

Fiche individuelle de renseignements Numéro: 459595

Général Radio In Situ Radio Ex Situ Anat. Fémur

	Gauche				Droite			
	radio	échelle	mes. éch.	calc. radio	radio	échelle	mes. radio	calc. radio
HUMERUS	60	75,5	50	45,695364	68,5	75,5	50	45,364238
RADIUS	55,5	75,5	50	36,754967	55,5	75,5	50	36,754967
ULNA	62,5	75,5	50	41,390728	62,5	75,5	50	41,390728
FEMUR	54	28	25	48,214286	54	28	25	48,214286
TIBIA	63,5	75,5	50	42,052980	63,5	75,5	50	42,052980
FIBULA	59	75,5	50	39,072848	60	75,5	50	39,735099

Enr : 160 sur 782

Figure 23 : Aperçu de la base de données. Onglet "mesures ex-situ".

Formulaire1 : Formulaire

Fiche individuelle de renseignements Numéro: 459595

Général Radio In Situ Radio Ex Situ Anat. Fémur

FEMUR GAUCHE		FEMUR DROIT	
Longueur totale	61	Longueur totale	60,5
Longueur diaphysaire	46	Longueur diaphysaire	46
Largeur diaphysaire prox.	9	Largeur diaphysaire prox.	9
Largeur diaphysaire dist.	6	Largeur diaphysaire dist.	6
Diamètre du col	5,75	Diamètre du col	

Enr : 160 sur 782

Figure 24 : Aperçu de la base de données. Onglet "mesures anatomiques".

3.6.2 Création d'échantillons de bootstrapping avec Systat 9.0[®]

Au cours des différentes étapes du traitement statistique des données (que nous détaillerons dans le chapitre suivant), nous avons eu recours à la technique du bootstrapping. Cette technique est une simulation de ré-échantillonnage multiple que nécessite une programmation logicielle afin d'automatiser, par différentes boucles algorithmiques, le calcul des statistiques d'intérêt. Nous avons pour cela utilisé le logiciel SYSTAT 9.0[®], développé par la société SPSS[®]. Celui-ci présente, entre autres avantages, la possibilité d'accéder facilement au code qui permet d'automatiser un certain nombre d'opérations et propose le bootstrap comme outil de programmation pré-établi. Il suffit donc uniquement de paramétrer la procédure pour obtenir un enregistrement des résultats dans un tableur autonome. Nous présentons ci-dessous, à titre d'exemple, une syntaxe de commande commentée (voir syntaxe ci-dessous).

```
USE regfem
GLM
MODEL AGE=CONSTANT+IN_FEM
SAVE COEFFBOOTREGFEM / COEF
ESTIMATE / SAMPLE=BOOT(10000,100)
USE COEFFBOOTREGFEM
STATS
STATS CONSTANT IN_FEM
DEN CONSTANT IN_FEM
DEN CONSTANT IN_FEM / NORM
```

3.6.3 Génération de nombres aléatoires avec Excel 2000

Lors de la réalisation du test de validation du protocole de prise de clichés numériques, nous avons procédé à une simulation d'erreurs (voir chapitre 1.2.1). cette simulation a nécessité le tirage aléatoire de quatre séries de 10000 valeurs, qui devaient être bornées, par les valeurs seuils que nous avons déterminées lors de l'élaboration du design de l'expérimentation. Ceci a pu être réalisé dans le tableur Microsoft Excel 2000[®] grâce à la fonction « alea ». Celle-ci permet de borner les valeurs aléatoires avec la syntaxe suivante : '=ALEA()*(b-a)+a' où a et b représentent les bornes de la distribution de valeurs aléatoires désirées.

3.6.4 Traitement statistique des données avec SPSS 10.0®

L'ensemble des statistiques effectuées au cours de cette étude ont été réalisées avec le logiciel SPSS 10.0, développé par la société homonyme. Celui-ci est composé d'un module de base et de différents modules spécialisés tels que les modules « modèles de régressions », « SPSS trends », « tableaux »... nous avons eu accès à l'ensemble de ces modules, ce qui nous a permis d'évaluer différents modèles de régression.

3.7 Les moyens statistiques d'étude des données

3.7.1 Le choix des méthodes d'analyse statistiques

En raison de la nature même de notre matériel d'étude et du mode de recrutement des fiches de compte-rendus, il nous a fallu tenir compte, dans le choix des statistiques les plus appropriées au traitement de l'information, d'un certain nombre de paramètres :

- En premier lieu, notre échantillon d'étude a été constitué en excluant les cas ne correspondant pas aux critères de "normalité" que nous avons définis. Il s'agit donc d'une constitution "par défaut" puisque nous avons pris en considération l'ensemble des fœtus "restants" après examen cas par cas de l'ensemble de notre série fœtale. Il en résulte que certaines classes d'âges peuvent souffrir d'effectifs réduits pour l'un ou l'autre des paramètres, limitant la portée des conclusions.
- Dans la mesure où nous recueillons des données post-mortem, notre étude est par nature de type transversal : chaque fœtus ne peut être pris en compte qu'une seule fois. Cette particularité de notre matériel d'étude nous permet d'utiliser des tests et des moyens de prédiction (que nous détaillons ci-après) qui nécessitent la non-corrélation entre elles des données utilisées, ou de certains paramètres qui en découlent directement.
- Les données que nous relevons dans cette étude sont directement ou indirectement dépendantes du temps. Le temps pourra être pris en compte de manière explicite (étude d'une variable en fonction de l'âge) ou de manière implicite (étude d'une variable en fonction d'une autre variable dont les modalités sont directement dépendantes du temps) (Guihard-Costa, 1993b).

3.7.2 Les statistiques descriptives

3.7.2.1 Diagrammes de dispersion

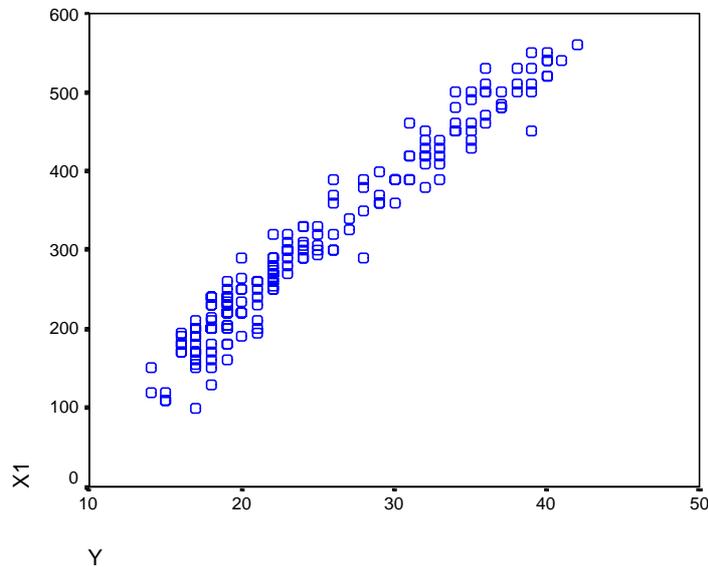


Figure 25 : Diagramme de la variable X1 en fonction de la variable Y.

Les diagrammes de dispersion permettent d'avoir une idée précise du type de relation existant entre deux variables. La forme du "nuage de points", linéaire ou curviligne, permet de savoir quel type de courbe pourrait être ajusté aux données. La dispersion des points du nuage donne par ailleurs une bonne idée de la variabilité des données et permet d'apprécier l'importance de la corrélation. Les points isolés, ou atypiques, qui sortent nettement de la nuée de points, sont aisément repérés et peuvent alors faire l'objet d'une attention particulière quant à la cause de leur atypisme.

3.7.2.2 Moyennes, écart-types et percentiles

Les **paramètres de position** rendent compte de valeurs centrales autour desquelles se groupent les valeurs observées, alors que les **paramètres de dispersion** rendent compte de l'étalement de la distribution autour de la valeur centrale.

Dans le présent travail, les données ont été caractérisées par leur moyenne (paramètre de position), leur écart-type et leur distribution en percentiles (paramètres de dispersion). Ces derniers font parfois l'objet d'une représentation graphique en "boîtes à moustache" (ou "boxplots" ou encore "boîtes de Tuckey"). Les "boîtes à moustache" autorisent une rapide visualisation des cinq percentiles

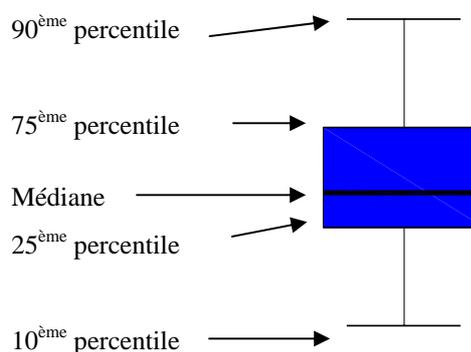


Figure 26 : Représentation de dispersion en boîtes de Boxplots (ou "boîtes à moustaches" ou "boîtes de Tuckey")

classiquement utilisés pour décrire une distribution : le bas de la moustache inférieure représente le 10^{ème} percentile, le bas de la boîte représente le 25^{ème} percentile, le milieu de la boîte représente le 50^{ème} percentile (ou médiane), le bord supérieur de la boîte représente le 75^{ème} percentile et le bord supérieur de la moustache représente le 90^{ème} percentile (voir figure 26). Bien que les représentations en boîtes de Tuckey renseignent sur la symétrie de la distribution, les paramètres descriptifs que nous avons choisis ne prennent pas parfaitement en compte les facteurs d'aplatissement (*kurtosis*) et d'asymétrie (*skewness*), pourtant utiles à l'appréciation de la normalité d'une distribution (Hanushek et Jackson, 1977). Pour cette raison, chaque test statistique que nous utiliserons sera précédé d'un test de normalité afin de permettre le choix du type de test le plus approprié : un test paramétrique si les distributions sont normales ou si les effectifs le permettent ($N > 30$) et un test non paramétrique dans le cas contraire.

3.7.2.3 Normalité de la distribution

L'utilisation de tests paramétriques, plus robustes que leurs homologues non-paramétriques (lorsqu'ils existent), suppose que la normalité de la distribution soit vérifiée. Dans le cas d'échantillons d'effectifs suffisants ($N > 30$), cette condition est réputée acquise.

3.7.2.4 Comparaison de groupes de valeurs

La recherche de l'existence d'éventuelles différences significatives en fonction de catégories, que cette comparaison se fasse en fonction de classes d'âge, du sexe ou de la population à partir de laquelle sont tirées les données, a été réalisée à l'aide de tests classiques. Il s'agit :

- du test t de Student, test paramétrique utilisé pour comparer des moyennes,
- du test U de Mann-Whitney, qui est l'équivalent non paramétrique du test t,
- du test du W de Wilcoxon pour valeurs appariées, qui est un test non paramétrique qui s'adapte bien aux petits effectifs.

3.7.2.5 Vérification de la fiabilité de la mesure

Au cours des différents tests que nous avons réalisés pour tester la fiabilité de la mesure (voir chapitre 2.4.4), nous avons utilisé différents types de validations. Nous avons en premier lieu exprimé la différence entre les deux mesures en pourcentage et observé la manière dont ceux-ci se distribuaient à l'aide d'une représentation en boîtes à moustaches. Nous avons ensuite recherché si les différences de mesures observées entraînaient des différences significatives entre les deux séries de données, à l'aide du test de Wilcoxon pour valeurs appariées, ou du test t pour valeurs appariées lorsque l'effectif le permettait (voir supra).

L'importance de l'erreur en fonction de la valeur a été représentée graphiquement à l'aide d'un nuage de points : l'axe des ordonnées représente la différence entre les deux mesures effectuées et l'axe des abscisses représente la moyenne des deux mesures effectuées. Il est ainsi possible de vérifier l'indépendance de l'erreur par rapport à la valeur de la mesure, critère nécessaire pour qu'une mesure soit considérée comme fiable (Bland et Altman, 1996a; b; c).

Enfin, nous avons estimé l'importance relative de cette erreur par rapport à la variabilité de la série de mesures effectuées. En effet, il est classique de considérer qu'une mesure "X" est composée d'une "valeur vraie" (nommée "T") et d'une "erreur latente" aléatoire (nommée "e"). Nous pouvons donc écrire :

$$X = T + e$$

Dans une population, la "valeur vraie" T varie autour d'une moyenne μ avec pour variance σ^2_T . Pour un des individus de la population, l'erreur aléatoire e varie autour d'une moyenne nulle. Si l'on considère que l'erreur latente de mesure est indépendante de la valeur réelle (condition que nous avons vérifiée graphiquement), l'erreur va varier autour de sa moyenne avec une variance σ^2_e et la variance de X pourra donc s'exprimer sous la forme :

$$\sigma^2_X = \sigma^2_T + \sigma^2_e$$

En d'autres termes, nous pouvons donc considérer que la variabilité observée dans une série de mesures se compose de la variabilité du paramètre étudié lui-même, à laquelle s'ajoute celle de l'erreur aléatoire. De manière à exprimer la magnitude relative des deux composantes de la variabilité observée (celle de X), nous utilisons *le coefficient de corrélation intra-classe* (Bland et Altman, 1996a; b; c; Fleiss, 1986). Celui-ci est calculé de la manière suivante :

$$R = \sigma^2_T / (\sigma^2_T + \sigma^2_e)$$

Nous pouvons donc observer que plus l'erreur représente une faible part de ce qui est observé, plus le ratio σ^2_e/σ^2_T diminue et plus le rapport R tend vers son maximum : l'unité.

De manière pratique, lorsque nous effectuons des tests de fiabilité en répétant la mesure, nous considérons que la variance des différences entre les deux mesures d'un même individu est un estimateur de la variance de l'erreur et que la variance des différentes mesures moyennes est un estimateur de la variance de la mesure réelle. Nous pouvons donc calculer une estimation du coefficient de corrélation intra-classe qui témoignera de la faible participation de l'erreur de mesure dans la mesure observée au fur et à mesure qu'il tendra vers 100 %. De manière générale, nous considérons comme *fiable* une mesure dont le coefficient de corrélation intra-classe est supérieur à 90 %.

3.7.3 La régression linéaire uniparamétrée

Une étude de régression consiste à déterminer la droite qui s'ajuste le mieux au nuage formé par les points du diagramme de dispersion. Cette méthode a pour but de décrire la relation entre une variable aléatoire *dépendante* et un ensemble de variables *indépendantes* ou *prédictives* en tentant *d'estimer* la valeur de la variable dépendante à l'aide des variables prédictives (Bland et Altman, 1986b; Hanushek et Jackson, 1977).

En fonction de l'allure générale du nuage de points, il est possible d'évaluer le type de droite qui présentera la meilleure adéquation avec les données.

Si le nuage de points semble linéaire, la régression simple sera la mieux adaptée et elle le sera d'autant plus que la corrélation entre les variables considérées (dépendante et prédictive) est forte. L'équation se formulera alors sous la forme d'une équation de droite de type $y = ax + b$, si nous souhaitons estimer la valeur que prendra la variable dépendante y en fonction de la variable prédictive x .

Si le nuage de points semble présenter une allure curviligne, il faut alors choisir un modèle de régression polynomial, dont le degré dépendra du nombre de points d'inflexions de la courbe. Nous choisirons donc, pour estimer la valeur de la variable dépendante y en fonction de la variable prédictive x , un modèle de type $y = a + bx + cx^2$ si la courbe présente un point d'inflexion ; un modèle de type $y = a + bx + cx^2 + dx^3$ si la courbe présente deux points d'inflexion et ainsi de suite...

Les écarts entre les observations et les prédictions sont appelés les “*résidus*” et sont en fait des estimations de l'erreur vraie.

La méthode utilisée par SPSS[®] pour établir l'équation de la droite de régression est la méthode des moindres carrés, dont l'objectif est de minimiser la somme des carrés des résidus.

La normalité n'est pas requise pour établir les estimations des coefficients, cependant pour pratiquer les tests et estimer l'intervalle de confiance il faut considérer que les erreurs :

- sont distribuées normalement et ont pour moyenne 0,
- ont une variance constante,
- sont indépendantes les unes des autres.

Dans un modèle linéaire ne prenant en compte qu'une seule variable indépendante (prédicteur), la relation entre le prédicteur et la variable d'intérêt peut s'exprimer par une simple corrélation. le *coefficient de détermination* (R^2) est le carré de cette valeur et il est interprété comme la proportion de la variation expliquée par la régression.

S'il n'y a pas de relation linéaire entre la variable dépendante et le prédicteur, R^2 a une valeur nulle ou très petite.

Récapitulatif du modèle

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation	Durbin-Watson
1	,976 ^a	,953	,953	1,6280	1,865

a. Valeurs prédites : (constantes), X1

b. Variable dépendante : Y

Tableau I : Tableau récapitulation des caractéristiques du modèle : Coefficient de détermination (R^2), erreur standard de l'estimation et statistique de Durbin-Watson.

L'erreur standard de l'estimation, racine carrée de la moyenne des carrés des résidus, estime la dispersion des résidus par rapport à la droite. Ses unités sont les mêmes que celles de la variable dépendante (pour nos problématiques de détermination d'âge, cette valeur est donc exprimée en semaines). On peut grossièrement comparer sa valeur à la déviation standard de la variable dépendante. Si l'erreur standard n'est pas inférieure à l'écart-type, le modèle de régression n'est pas meilleur, en tant que prédicteur, que la simple moyenne du paramètre indépendant.

ANOVA^b

Modèle		Somme des carrés	ddl	Carré moyen	F	Signification
1	Régression	10245,575	1	10245,575	3865,582	,000 ^a
	Résidu	506,238	191	2,650		
	Total	10751,813	192			

a. Valeurs prédites : (constantes), X1

b. Variable dépendante : Y

Tableau II : Présentation de l'analyse de variance de résidus de la régression linéaire établie.

Dans les tableaux d'analyse de variance (ANOVA), la statistique F est utilisée pour tester l'hypothèse que le coefficient directeur de la droite de régression (c'est-à-dire la pente de la droite) est nul. F est d'autant plus grand que la variable indépendante explique la variable dépendante. La régression linéaire est donc hautement significative si la valeur p associée à F est $< 0,05$.

Dans le tableau présentant les coefficients de l'équation, la statistique t inscrite en premier, teste la significativité de la différence entre la constante et 0 (tableau III). Elle est calculée en divisant chaque coefficient par son erreur standard.

La seconde statistique t indiquée teste la significativité de la corrélation entre la variable dépendante et la variable indépendante. Dans le cas d'une régression simple, $t^2 = F$.

Coefficients^a

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
		B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	5,911	,328		18,011	,000
	X1	6,15E-02	,001	,976		

a. Variable dépendante : Y

Tableau III : Coefficients de l'équation de régression établie.

Le degré de signification est la valeur p associée à la statistique t .

C'est à partir des coefficients non standardisés que la formule va être établie : chacune des variables indépendantes (prédicteurs) va être multipliée par son coefficient non standardisé et dans le cas de régression uniparamétrée.

Il n'y aura donc qu'une variable, à laquelle on ajoutera la valeur de la constante.

La formule de régression établie s'écrira donc sous la forme :

$$Y = \text{coefficient} \times X1 + \text{constante}$$

Afin de juger de la "qualité" d'un modèle de régression, outre l'observation des statistiques-tests que nous venons de décrire, il est souhaitable de s'intéresser à la distribution des résidus. En effet, il est possible de vérifier graphiquement certaines conditions d'applications de la régression linéaire telles que la normalité de la distribution des résidus et la constance de leur variance. Grâce à la normalité de la distribution (figure 27) ou grâce à la distribution des probabilités théoriques cumulées contre les probabilités observées cumulées, on constate que plus les résidus sont

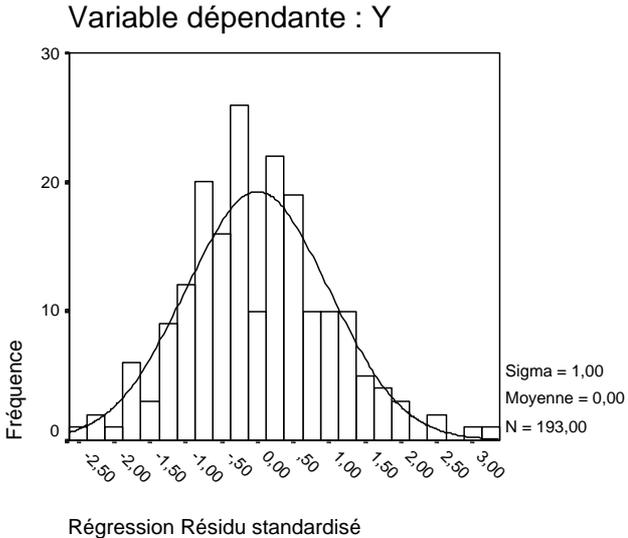


Figure 27 : Histogramme de fréquence des résidus standardisés.

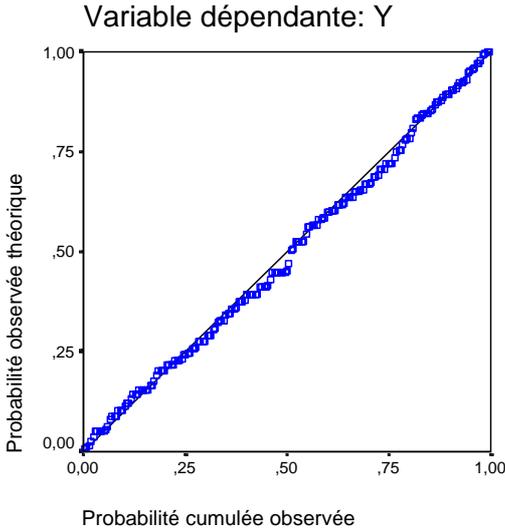


Figure 28 : Diagramme de dispersion des probabilités théoriques cumulées contre les probabilités cumulées observées.

distribués normalement, plus les points suivent la droite théorique (figure 28). Une fois la normalité de la distribution des résidus vérifiée, il est possible de représenter la distribution des résidus contre les valeurs prédites. Afin de simplifier la lecture de la représentation graphique, il est possible de *standardiser* les résidus, c'est à dire de les diviser par une estimation de leur erreur standard.

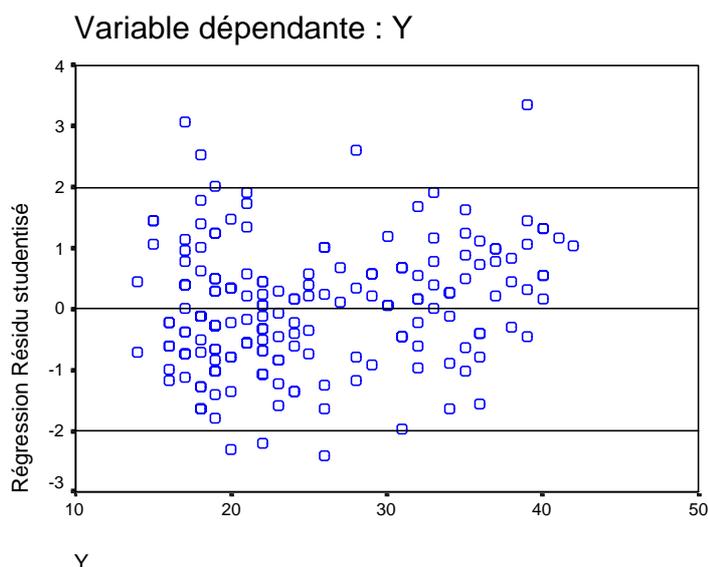


Figure 29 : Diagramme de dispersion des résidus standardisés en fonction de l'âge réel.

Si le modèle est valide, les résidus auront alors pour moyenne 0 et pour écart-type 1. De ce fait, s'ils sont distribués normalement, 95 % d'entre eux doivent se situer entre les bornes -2 et +2 (ou plus précisément entre -1,96 et +1,96) (figure 29).

3.7.4 La régression linéaire multiparamétrée

Un modèle de régression linéaire peut contenir plus d'un prédicteur. L'équation établie dans ce cas correspond à celle d'une droite positionnée dans un plan multidimensionnel, est se résumera sous la forme :

$$y = ax_1 + bx_2 \dots + nx_y + \varepsilon$$

Dans ce cas, a, b et n sont des coefficients directeurs, c'est-à-dire la pente de droites selon les axes x_1 , x_2 et x_y respectivement, tandis que ε représente la constante (ou encore l'ordonnée à l'origine).

Dans ce type de modèle, contrairement au modèle uniparamétré, il est possible que les différents prédicteurs présentent non seulement une forte corrélation avec la variable dépendante, mais aussi de fortes corrélations entre eux. La corrélation de l'ensemble des prédicteurs avec la variable dépendante n'est donc plus établie directement et R représente la corrélation entre les valeurs observées et prédites de la variable dépendante. Le coefficient de détermination, R^2 , a tendance à surestimer le paramètre dans la population, donc nous présentons un R^2 ajusté. Celui-ci prend en compte le nombre de variables dans le modèle et la taille de l'échantillon.

Récapitulatif du modèle

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation	Changement dans les statistiques					Durbin-Watson
					Variation de R-deux	Variation de F	ddl 1	ddl 2	Modification de F signification	
1	,979 ^a	,958	,957	1,5460	,958	2144,474	2	189	,000	1,965

a. Valeurs prédites : (constantes), X2, X1

b. Variable dépendante : Y

Tableau IV : Présentation des caractéristiques d'un modèle de régression multiparamétré.

La statistique F, qui nous permettait d'établir la significativité du coefficient directeur des régressions uniparamétrées, ne signifie pas ici que tous les prédicteurs sont utiles au modèle, mais plutôt qu'elle teste simplement le rejet de l'égalité simultanée de chaque coefficient par rapport à 0.

Coefficients^a

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
		B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	5,494	,324		16,967	,000
	X1	3,109E-02	,008	,492	3,982	,000
	X2	4,653E-02	,012	,489	3,957	,000

a. Variable dépendante : Y

Tableau V : Coefficients de l'équation de régression établie.

Afin de connaître l'utilité de chacun des prédicteurs dans le modèle, il n'est pas possible de comparer l'importance des coefficients puisque même dans le cas où les prédicteurs seraient tous mesurés dans la même unité, la simple comparaison de leur taille relative ne serait pas indicative. Il faut pour cela utiliser les coefficients standardisés, aussi appelés *Betas*, qui correspondent aux coefficients que l'on obtiendrait si les données étaient remplacées par leur score Z, avant l'établissement de la régression.

D'autre part, il existe différentes méthodes d'entrée des variables dans l'établissement du modèle de régression et celles-ci prennent en compte les deux tests que nous venons de décrire, c'est-à-dire la pertinence de la variable et son importance relative.

Le premier modèle est dit (*pas à pas*) *ascendant* : les variables entrent séquentiellement dans le modèle en fonction de leur pertinence. Ainsi, la variable qui entre dans le modèle au premier pas est celle qui présente la meilleure corrélation simple (positive ou négative) avec la variable dépendante. A chaque étape suivante, la variable qui rentre dans le modèle est celle qui présente la meilleure corrélation partielle avec toutes celles qui en font déjà partie. A chaque étape, le coefficient du paramètre entré est testé à l'aide de la statistique F, jusqu'à ce qu'une valeur seuil soit atteinte.

Le second modèle est dit (*pas à pas*) *descendant* : le modèle d'équation au premier pas est établi à l'aide de toutes les variables prédictives, puis la moins pertinente est enlevée à chaque étape. L'élimination se poursuit jusqu'à ce que la plus petite valeur de la statistique F soit supérieure au seuil défini par l'utilisateur.

Le dernier modèle est le *stepwise*, qui est communément appelé *pas à pas* : celui-ci commence comme un modèle ascendant, puisque les variables entrent par ordre de pertinence, mais les statistiques F sont recalculées à chaque pas de manière à considérer la possibilité de faire ressortir du modèle une variable précédemment entrée. En raison de la vérification de pertinence permanente, ce modèle est particulièrement adapté aux variables fortement inter-corrélées.

Comme nous l'avons précisé dans les conditions d'applicabilité des régressions, il faut s'assurer de la non corrélation des résidus. Pour cela, on utilise la statistique de Durbin-Watson, qui est une auto-corrélation de premier ordre (elle teste les valeurs successives). Plus la valeur de la statistique est proche de 2, moins les résidus sont corrélés entre eux.

3.7.5 La régression logistique binaire

La régression logistique binaire est un modèle particulièrement adapté à la prévision de la probabilité d'un événement dichotomique. Elle permet d'obtenir, à partir de variables qualitatives ou quantitatives, des résultats sous formes de probabilité de l'évènement. Cette dernière est exprimée sous forme d'une fonction logarithmique du rapport entre la probabilité qu'un événement survienne et celle qu'il ne survienne pas (odds). Le modèle établi sera donc de la forme :

$$\text{Log}(P/(1-P)) = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 \dots$$

L'établissement du modèle peut se faire, comme pour la régression linéaire multiparamétrée, à l'aide de méthodes pas à pas.

Les résultats étant exprimés sous forme de probabilités de l'évènement, il est indispensable d'utiliser un point de césure définissant l'appartenance à l'une ou l'autre des deux classes. Celui-ci est généralement de 0,5 mais peut être modifié de manière à obtenir une meilleure classification.

Dans le cas de notre étude, nous avons défini comme probabilité à déterminer celle d'être de sexe féminin. Un fœtus testé aura donc d'autant plus de chances d'être de sexe féminin que la valeur du P calculé sera proche de 1.

Les modèles établis sont considérés comme valides lorsque le test d'Hosmer-Lemeshow présente une significativité la plus proche possible de 1. Ce test est un test d'adéquation du modèle aux données, qui peut être comparé à un Chi² de Pearson. Les probabilités calculées à partir du modèle établi sont ordonnées, puis 10 échantillons sont créés à partir des centiles. Les fréquences attendues et observées sont ensuite comparées par un test de Chi².

NB : Pour des raisons de codage des valeurs dans le logiciel SPSS, les sexes des fœtus seront exprimés sous forme numérique dans les tableaux statistiques :

"1" correspond à un fœtus masculin et "2" à un fœtus féminin.

3.7.6 L'analyse discriminante

L'analyse discriminante est à la fois reliée à l'analyse de variance multivariée et à la régression linéaire multiparamétrée. Lorsque l'on a deux (ou plus) groupes d'appartenance connus - dans notre problématique il s'agit de l'appartenance à un sexe ou à l'autre - on commence l'analyse comme une analyse de variance multivariée, puis on utilise la procédure discriminante pour identifier les combinaisons linéaires de variables descriptives quantitatives qui identifient le mieux les différents groupes. Les combinaisons linéaires de variable (ou fonctions discriminantes) ressemblent à la partie droite de la formule d'une régression multiparamétrée puisqu'elle somme le produit des variables multipliés par des coefficients. L'objectif de la procédure est d'estimer les coefficients afin de pouvoir estimer les probabilités d'appartenance aux groupes et par suite de classer de nouveaux cas.

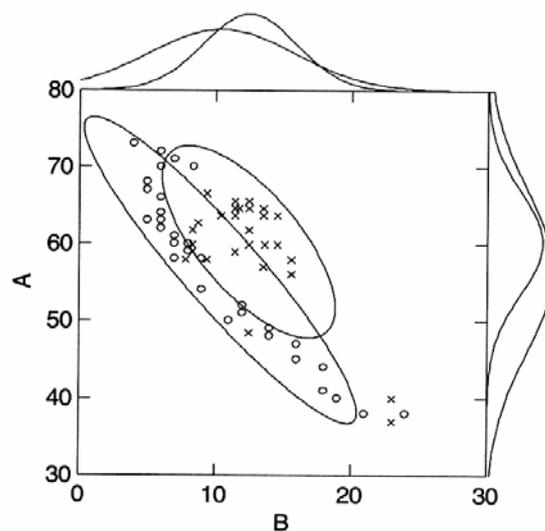


Figure 30: Exemple de diagramme de dispersion établi pour deux variables. Les courbes sur les côtés de la figure correspondent aux distributions de fréquence de chacune des variables selon un projection horizontale et verticale.

Le fait de combiner deux ou plusieurs variables permet de pouvoir augmenter la séparation des groupes.

Dans le nuage de points représentant les valeurs de la variable A en fonction des valeurs de la variable B, les croix représentent les symboles des cas de l'un des deux groupes et les ronds représentent les valeurs pour l'autre groupe (figure 30). Les deux courbes le long des bords du cadre du graphique correspondent à la projection linéaire des points sur chacun des axes, formant ainsi des histogrammes, puis au remplacement des histogrammes par des courbes normales construites en utilisant la moyenne et l'écart-type calculé à l'intérieur de chaque groupe.

L'analyse discriminante détermine la direction selon laquelle il faut projeter les points afin de maximiser les différences entre les groupes. La ligne représentée dans la figure 31 est la droite qui sépare le mieux les deux groupes.

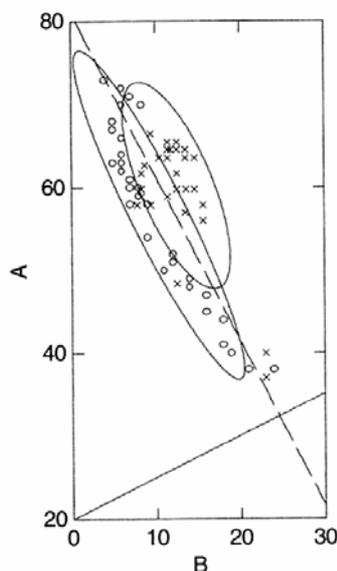


Figure 31 : Illustration de l'axe de projection permettant d'obtenir une séparation optimale des deux types de paramètres représentés (A et B).

Si on projette les points, selon la direction de cette droite, sur une droite qui lui est perpendiculaire et que l'on construit les courbes normales en utilisant les moyennes et les écart-types de chaque groupe, on obtient la représentation de la figure 32 :

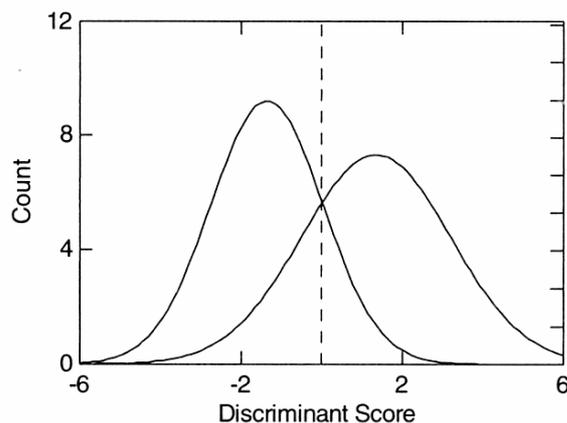


Figure 32 : Courbes de densité obtenues après projection des deux paramètres selon l'axe de discrimination optimal présenté sur la figure précédente.

La séparation des groupes est meilleure que si l'on avait utilisé chaque variable seule. Cette projection graphique des points permettant la séparation maximale des observations peut être calculée par une équation qui « retourne » les valeurs projetées, **ou scores discriminants**.

Ceci signifie que pour chaque nouveau cas (ou sujet), on peut utiliser cette équation pour calculer un score qui peut être assimilé à la prédiction que donnerait une équation de régression. Cette équation est souvent appelée fonction discriminante de Fisher. Quand il y a seulement deux groupes, comme c'est le cas dans notre étude, on peut utiliser chacune des deux fonctions de Fisher établies (nommées F1 et F2) pour calculer la probabilité d'appartenance du cas étudié à chacun des groupes.

Comme nous l'avons précisé dans le chapitre précédent, nous utilisons comme nomenclature la valeur "1" pour identifier le groupe de fœtus masculins et la valeur "2" pour identifier les fœtus féminins. De ce fait, p1 correspond à la probabilité d'être de sexe masculin et P2 à celle d'être de sexe féminin.

Cette probabilité d'appartenance, si l'on considère par exemple le groupe d'affectation 1, se calcule par application du théorème de Bayes selon la formule (cf paragraphe 2.7.9) :

$$P1 : \exp(F1)/(\exp(F1)+\exp(F2))$$

De la même manière, nous pouvons calculer la probabilité d'appartenance au groupe 2 en remplaçant au numérateur la fonction F1 par F2. Cependant, il est plus simple de calculer la P2 grâce à l'additivité des probabilités *a posteriori* :

$$P2 = \exp(F2)/(\exp(F1)+\exp(F2)) = 1-P1.$$

L'analyse discriminante permet donc :

- De prédire dans quel groupe va se situer un nouveau cas et de calculer la probabilité d'affectation de ce cas dans chacun des groupes.
- De prédire quelles variables, parmi un grand nombre, sont les plus à mêmes de discriminer correctement en fonction d'un paramètre choisi (grâce à la méthode *pas à pas*)

Afin de valider le modèle, il faut vérifier l'hypothèse nulle selon laquelle les matrices de covariance de chacun des groupes sont égales. Cette vérification se fait par le test M de box. Plus la valeur p du test est grande, moins il y a de raisons de rejeter l'hypothèse nulle et le modèle peut donc être accepté.

3.7.7 Les valeurs prédictives des modèles de classification

Les deux derniers modèles prédictifs que nous venons de voir, la régression logistique et l'analyse discriminante, sont des modèles de classification dont l'objectif est de prédire l'appartenance binaire à deux groupes (ou catégories) : sexe masculin (1) ou sexe féminin (2).

Nous avons défini la probabilité de prédire l'appartenance au sexe féminin. Nous considérons donc qu'un modèle est d'autant plus **sensible** que le nombre de fœtus de sexe féminin correctement classés est grand. De plus, nous dirons

que le modèle est d'autant plus **spécifique** que le nombre de fœtus masculins qui ne sont pas classés en tant que fœtus féminins est grand.

De manière générale, la valeur prédictive du modèle sera exprimée par le score de classement correct que celui-ci autorise, quel que soit le sexe. Il est bien évident qu'un modèle prédictif sera d'autant plus performant qu'il est à la fois très sensible et très spécifique, mais il faut généralement trouver le compromis idéal entre sensibilité et spécificité.

La courbe ROC est un bon moyen pour exprimer la relation entre sensibilité et spécificité. Celle-ci exprime en abscisse la valeur 1-spécificité et en ordonnée la valeur de la sensibilité. Ces valeurs sont calculées à partir des probabilités que nous établissons sur notre échantillon et du sexe réel des individus.

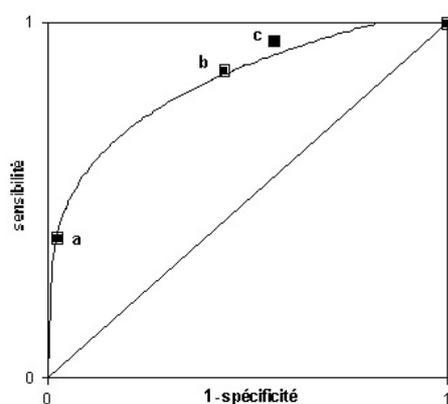


Figure 33 :
Exemple de courbe ROC. Les valeurs a, b et c sont des exemples illustrant les couples possibles (sensibilité ; 1 - spécificité).

Plus la courbe ROC s'éloigne de la diagonale pour rejoindre l'angle supérieur gauche, plus le modèle prédictif est « puissant ». Cependant, le modèle à retenir n'est pas obligatoirement le « meilleur toutes catégories » et il est possible de privilégier la sensibilité à la spécificité (ou l'inverse).

De manière à déterminer le score de classement ; il faut définir le point de césure permettant de considérer l'appartenance à l'un ou l'autre des deux sexes. Nous pouvons alors déterminer le compromis choisi sur la courbe ROC et nous reporter à la table des points de la courbe pour connaître la valeur du point de césure qui a permis d'obtenir les valeurs (sensibilité ; 1 - spécificité) choisies.

3.7.8 Les moyens de validation des régressions

3.7.8.1 La validation croisée (*cross-validation*)

Lorsque l'on présente des résultats de classification ou de prédiction, ils sont calculés sur les mêmes cas que ceux qui ont servi à établir le modèle prédictif. L'estimation de classification correcte ou de justesse de prédiction est donc optimiste (surévaluée) par rapport à la réalité. Afin de mieux refléter la réalité des prédictions, le logiciel SPSS[®] propose une procédure « *leave one out* » qui exclut à chaque fois un cas de l'établissement de la fonction et le classe selon la fonction établie avec les autres cas et ainsi de suite jusqu'à ce que tous les cas aient été testés. Dans ce cas, nous parlerons de validation-croisée pour les modèles de classement binaires tels que l'analyse discriminante et de résidu supprimé pour les modèles prédictifs tels que les régressions.

3.7.8.2 La séparation des échantillons

La procédure de validation croisée que nous venons de décrire teste chacun des cas avec une fonction légèrement différente. Afin de nous rendre compte de la classification effective obtenue à partir d'une seule formule de prédiction, nous avons séparé l'échantillon total en un échantillon d'apprentissage et un échantillon de validation. Ce dernier a été constitué par tirage au sort de 30 fœtus parmi ceux pour lesquels tous les paramètres avaient pu être relevés. Il servira donc à tester la formule prédictive établie à partir de tous les autres fœtus, donc à partir de « l'échantillon d'apprentissage ».

3.7.9 Le bootstrapping

Le bootstrap est un outil d'analyse statistique particulièrement adapté dans le cas des petits échantillons. En effet, la plupart des calculs de variance et la plupart des statistiques permettant d'estimer un intervalle de confiance sont basées sur l'hypothèse de départ que les échantillons sont suffisamment importants pour que les résultats asymptotiques puissent être appliqués. Dans la réalité, il est fréquent que les échantillons d'expérimentations ne répondent pas à ces conditions. Le bootstrap permet alors de simuler, grâce à des moyens

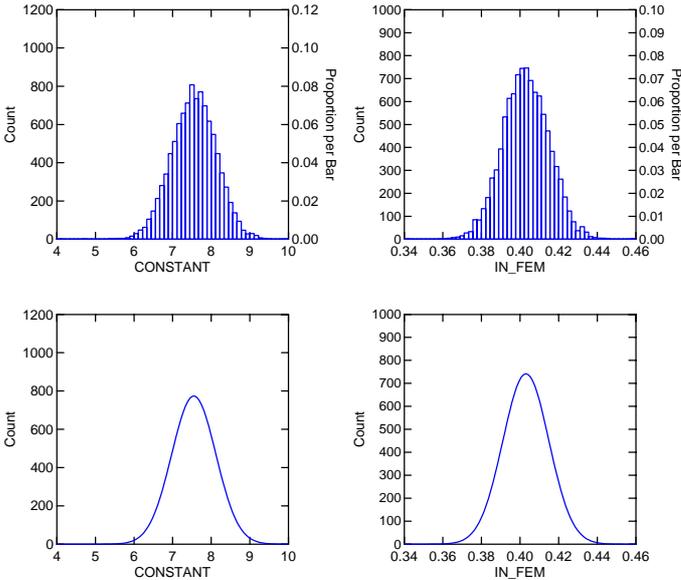
informatiques, l'existence d'un très grand nombre d'échantillons. Ce ré-échantillonnage se fait en tirant aléatoirement X cas sur les Y qui composent l'échantillon total. Chacun des sous échantillons ainsi élaboré est analysé et l'ensemble est considéré comme un pool d'expérimentations répétées. En pratique, le bootstrap fait donc ce que l'expérimentateur ferait lui même s'il en avait les moyens : il tire au sort un grand nombre d'échantillons de manière à augmenter ses chances de refléter au mieux le phénomène étudié tel qu'il est dans la population.

Dans notre étude, les bootstraps ont été appliqués à l'établissement de certains modèles de régressions linéaires. La syntaxe de commande présentée dans le chapitre 2.6.2 peut donc se détailler ainsi :

USE regfem → nom du fichier dans lequel se trouvent les données à analyser,
 GLM → General Linear Model,
 MODEL AGE=CONSTANT+IN_FEM → description de la forme du modèle à établir,
 SAVE COEFFBOOTREGFEM / COEF → commande qui dirige l'enregistrement des paramètres du modèle de régression établi dans un nouveau fichier nommé « coeffbootregfem »,
 ESTIMATE / SAMPLE=BOOT(10000,100) → commande décrivant le bootstrapping souhaité : ici on demande de réaliser 10000 fois le tirage aléatoire de 100 individus,
 USE COEFFBOOTREGFEM → définit le nouveau fichier à utiliser : il s'agit du fichier dans lequel les coefficients de nos 10000 régressions ont été enregistrés,
 STATS → ouvre le module de statistiques descriptives,
 STATS CONSTANT IN_FEM → définit les paramètres pour lesquels on veut établir des statistiques descriptives,
 DEN CONSTANT IN_FEM → demande l'établissement d'histogrammes de densité pour chacun des deux paramètres,
 DEN CONSTANT IN_FEM / NORM → demande la tracé « normal » correspondant à la densité (donc aux fréquences de représentation) des deux paramètres d'intérêt.

Le résultat obtenu est du type :

	CONSTANT	IN_FEM
N of cases	10000	10000
Minimum	4.700	0.360
Maximum	9.460	0.458
Mean	7.549	0.403
Standard Dev	0.573	0.012



Les graphiques de fréquence de chacun des coefficients sont en faveur d'une distribution normale et il est donc possible d'utiliser les statistiques établies pour établir les valeurs de coefficients à affecter au modèle. Ainsi, nous avons utilisé la moyenne de chacun des coefficients et dans l'exemple que nous avons pris ici, le modèle établi est donc :

$$\text{Age} = 0.403 * \text{in_fem} + 7.549$$

3.7.10 Le théorème probabiliste de Bayes

Le théorème de Bayes est une conséquence immédiate de la loi de composition des probabilités, que nous allons brièvement rappeler. En premier lieu, rappelons qu'une probabilité peut être « définie » par la limite de la fréquence d'un événement lorsque la taille de l'échantillon tend vers l'infini et que la théorie des probabilités permet d'estimer la probabilité d'observer un échantillon ayant certaines caractéristiques en connaissant la loi de la population.

Ceci se distingue de l'approche statistique qui s'appuie sur la probabilité de survenue d'un échantillon observé sous l'hypothèse de la connaissance de la loi de la population. L'approche Bayésienne s'attache au contraire à estimer la probabilité d'une certaine théorie au vu des résultats d'observations.

3.7.10.1 Les probabilités conditionnelles

Si l'on considère A et B, deux évènements quelconques d'un ensemble fondamental équiprobable S, muni d'une loi de probabilité P, la probabilité conditionnelle consiste à s'intéresser à ce que devient la probabilité de A sachant que B est déjà réalisé (avec $P(B) > 0$). Cette probabilité se note $P(A|B)$, elle est définie par la relation suivante :

$$P(A|B) = P(A \cap B) / P(B)$$

Cette relation peut donc se lire comme le rapport du nombre possible de réalisations conjointes de A et B sur le nombre de réalisations possibles de B.

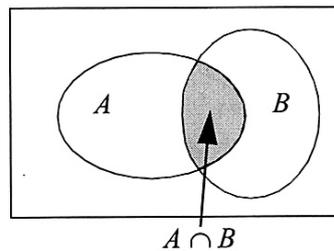


Figure 34 :
Illustration d'une
probabilité
conditionnelle.

Il résulte immédiatement de l'équation précédente, que :

$$P(A \cap B) = P(A|B) P(B) = P(B|A) P(A)$$

Cette relation peut se généraliser, pour les évènements A_1, \dots, A_n sous la forme suivante :

$$P(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_n) = P(A_1) P(A_2|A_1) P(A_3|(A_1 \cap A_2)) \dots P(A_n|(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_{n-1}))$$

3.7.10.2 L'approche Bayésienne

L'un des contextes d'utilisation de la règle de Bayes est de probabiliser une hypothèse après l'observation des résultats d'une expérience. Ainsi, on considère comme évènement A « certaines données ont été observées » et comme évènement B « la théorie H est vraie ».

Le théorème de Bayes s'exprime alors sous la forme :

$$P(B|A) = P(B)P(A|B) / P(A)$$

C'est-à-dire :

$$P(\text{Théorie}|\text{Données}) = (P(\text{Théorie}) \times P(\text{Données}|\text{Théorie})) / P(\text{Données})$$

Cette équation permet d'exprimer, comme nous l'avons déjà dit, la probabilité d'une certaine théorie au vu des résultats d'observations. Pour cela, il faut que l'on puisse calculer la probabilité conditionnellement à la théorie $P(\text{Données}|\text{Théorie})$ et que l'on connaisse la probabilité *a priori* $P(\text{Théorie})$.

Le théorème de Bayes permet donc de passer de la probabilité *a priori* d'une théorie, le *prior*, à sa nouvelle probabilité compte tenu des résultats d'une observation, le *posterior*. Le *posterior* est donc donné par le produit du *prior* et de ce que l'on appelle la vraisemblance $P(\text{Données}|\text{Théorie})$ des données compte tenu du *prior*. Schématiquement :

$$\text{Posterior} = \alpha(\text{Prior} \times \text{Vraisemblance})$$

La "théorie" dans ce contexte peut être une hypothèse ou la valeur numérique d'un certain paramètre. La distribution des probabilités *a posteriori* ainsi obtenue peut être aisément utilisée de façons différentes : on peut chercher le maximum de cette probabilité (ajustement optimal d'un paramètre aux données, ou *best fit*), ou préférer la valeur moyenne de cette distribution, ou encore déterminer un intervalle de confiance autour d'une de ces valeurs (par exemple un intervalle contenant 95 % de la probabilité).

Dans notre étude, nous avons considéré 11 paramètres dans le but de déterminer l'âge fœtal. Il s'agit de la distance vertex-talon, de la distance vertex-coccyx, de la longueur du pied, du périmètre crânien, du poids et de la mesure radiographique de chacun des 6 os longs : humérus, radius, ulna, fémur, tibia et fibula.

Chacun de ces paramètres a été discrétisé de manière à obtenir au maximum 16 catégories. La discrétisation a été effectuée selon le découpage suivant :

Poids : catégories de 300 g

Vertex-talon : catégories de 40 mm

Vertex-coccyx et périmètre crânien : catégories de 25 mm

Longueur du pied et mesure des 6 os longs : catégories de 5mm

Nous avons ensuite établi nos calculs de probabilités *a posteriori* selon la formule suivante : si l'on considère la probabilité d'avoir un âge déterminé T $P(\text{Age}_T)$ et la probabilité d'avoir une valeur de classe C pour le paramètre Poids $P(\text{Poids}_C)$, nous appliquons le théorème de Bayes comme suit :

$$P(\text{Age}_T | \text{Poids}_C) = (P(\text{Age}_T) \times P(\text{Poids}_C | \text{Age}_T)) / P(\text{Poids}_C)$$

Si nous exprimons littéralement la formule, nous cherchons donc à connaître la probabilité (*a posteriori*) d'avoir l'âge T sachant que le paramètre Poids appartient à la catégorie C. Pour cela, nous utilisons la probabilité (*a priori*) d'avoir l'âge T (qui est estimée sur notre échantillon de référence) et la vraisemblance, qui est la probabilité d'avoir pour valeur du paramètre Poids la valeur C lorsque la valeur de l'âge est de T (ceci est aussi estimé à l'aide de l'échantillon de référence).

Dans le cas de notre recherche, nous avons considéré simultanément plusieurs paramètres. Chacun d'entre eux étant catégorisé, il existe un nombre fini de combinaisons de catégories possibles. Toutefois, certaines n'existent pas puisque les catégories sont discrétisées mais ordonnées (il n'est pas possible d'avoir une valeur de catégorie 15 pour la longueur vertex-talon et une catégorie 2 pour la longueur du fémur), mais le nombre théorique de combinaisons est 16^{11} . Chacune de ces combinaisons est associée à une probabilité de survenue quel que soit l'âge T dans notre échantillon.

Cette probabilité d’observer une combinaison est notée P(Comb) et correspond en réalité à :

$$\sum_T P(\text{Comb} | \text{AgeT}) P(\text{AgeT})$$

Notre objectif étant de connaître la probabilité d’avoir l’âge T lorsqu’une combinaison de catégorie de paramètres particulière est observée, nous appliquons la théorème de Bayes sous la forme suivante :

$$P(\text{AgeT} | \text{Comb}) = \frac{P(\text{Comb} | \text{AgeT}) P(\text{AgeT})}{\sum_T P(\text{Comb} | \text{AgeT}) P(\text{AgeT})}$$

Il nous a donc été possible, dans cette étude, de calculer la probabilité d’avoir un âge T en utilisant le maximum de paramètres. Ce calcul a été testé sur chacun des 30 individus de notre échantillon de validation.

Les calculs ont été automatisés à l’aide d’un progiciel développé sur Microsoft Excel® 2000 par l’un des doctorants de la formation doctorale, Nils Chaillet (figure 35). Celui-ci permet, grâce à une interface très visuelle, de sommer les probabilités d’âge obtenues pour obtenir un intervalle regroupant 95 % de probabilité.

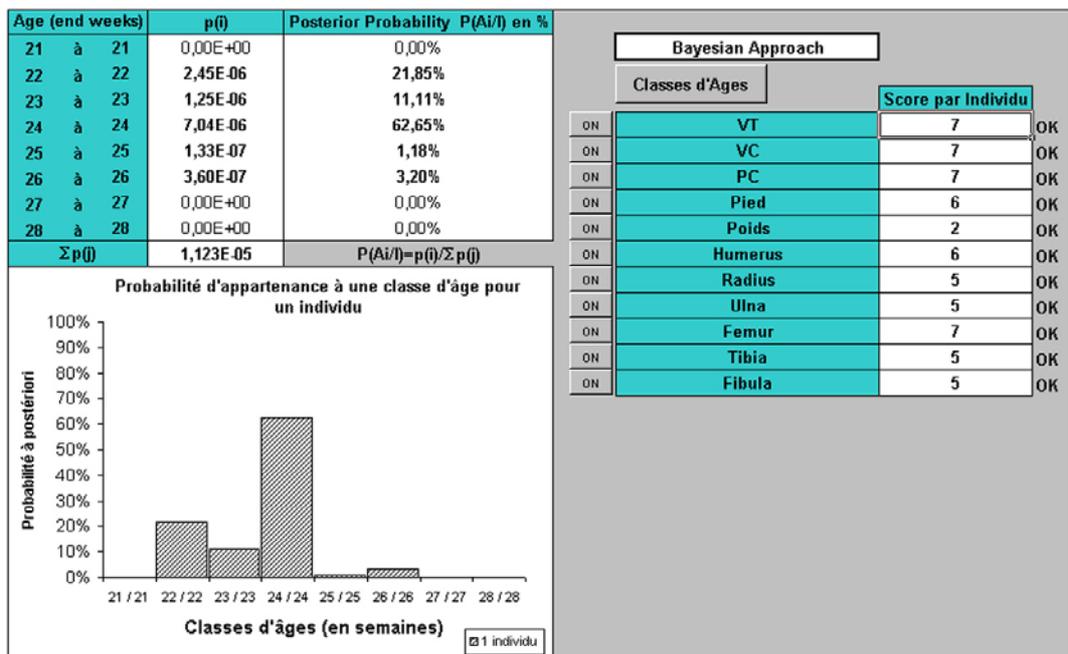


Figure 35 : Capture de l’interface du progiciel de calcul de probabilités a posteriori. Le cas illustré est celui d’un fœtus dont l’âge réel est de 23 semaines d’aménorrhée.

3.8 Les moyens classiques de détermination de l'âge foetal

3.8.1 Les méthodes non biométriques :

3.8.1.1 L'apparition des points d'ossification

De nombreuses études ont été conduites afin d'estimer l'âge foetal à partir de l'apparition des centres d'ossification. Ces études, essentiellement radiographiques, s'attachent à décrire les âges auxquels apparaissent chacun des points d'ossification (primaires et secondaires), mais certains auteurs ont montré l'existence d'importantes variations au sein d'une même population de fœtus normaux (Kuhns et Poznanski, 1980). Il est cependant habituel d'observer l'ébauche de l'ossification de la clavicule et de la mandibule dès la 9^{ème} semaine d'aménorrhée. Celle-ci est suivie, 1 à 2 semaines après, par celle de l'humérus, du radius et du fémur. Les centres d'ossification de la fibula, des phalanges, du vomer et des os du tympan sont présents dès la 14^{ème} semaine, alors que la partie distale du fémur, la partie proximale du tibia ou des os du pied (calcanéum, talus, cuboïde) ne sont visibles qu'après la 26^{ème} semaine d'aménorrhée (Bagnall *et al.*, 1982). Il existe donc un large intervalle, d'environ 12 semaines, où aucune apparition de nouveaux points d'ossification n'est observée, limitant l'intérêt de ce seul critère dans la détermination de l'âge foetal. En revanche, pour les fœtus dont l'âge estimé selon une autre méthode est proche du terme, il est utile de rechercher la présence des points d'ossification fémoraux proximal et distal. En effet, ceux-ci donnent une probabilité de maturité foetale de plus de 38 semaines d'aménorrhée dans 90 % des cas (Levi, 1973) et la présence du centre d'ossification proximal de l'humérus est exceptionnellement visible avant 40 semaines d'aménorrhée (Nazario *et al.*, 1993).

3.8.1.2 Les critères histologiques

Le développement et la maturation des viscères foetaux sont des données intéressantes à rechercher, bien que l'état de conservation du fœtus limite souvent leur utilisation en anthropologie médico-légale. Tous les tissus et organes ont fait l'objet de description de leur évolution au cours de la vie foetale et des données qualitatives et quantitatives sont présentées dans de nombreuses publications.

Nous retiendrons que l'encéphale, les poumons, les reins et la peau présentent un intérêt certain dans l'estimation de la maturité foetale. En effet, la longueur de l'hémisphère gauche est parmi les meilleurs indicateurs de l'âge gestationnel (Larroche, 1977), mais la lyse rapide de la masse cérébrale rend souvent impossible l'utilisation de ces tables. L'hémisphère croît en longueur de 10 mm environ toutes les 2 semaines entre la 22^{ème} et la 38^{ème} semaines d'aménorrhée (il mesure 50 mm à la 20^{ème} semaines et 110 mm à la 36^{ème} semaine) (Larroche, 1977). Les modifications de la configuration externe de l'encéphale sont spectaculaires et très importantes pour la datation de la maturation, d'autant qu'elle est exceptionnellement modifiée par le retard de croissance et la pathologie foetale environnementale (Fees-Higgins et Larroche, 1987). Ainsi jusqu'à 20 semaines d'aménorrhée, il existe une lissencéphalie physiologique. Après 20 semaines, l'estimation de l'âge foetal est basée sur l'apparition des scissures primaires (la scissure de sylvius, la calcarine et les scissures cingulaires s'ébauchent à la 18^{ème} semaine d'aménorrhée), du sillon de Rolando (23^{ème} semaine d'aménorrhée), du sillon temporal supérieur (30^{ème} semaines d'aménorrhée) et de la fermeture de la vallée sylvienne (qui est totale à 40 semaines d'aménorrhée).

L'étude du tissu pulmonaire permet l'appréciation du stade de maturation tissulaire (Gaultier, 1988) et du compte radial alvéolaire (Emery et Mithel, 1960).

Cinq stades de développement sont individualisés pendant la gestation, le stade embryonnaire, puis les quatre stades de la période foetale : pseudo glandulaire (de la 9^{ème} à la 19^{ème} semaine d'aménorrhée), canaliculaire (de la 18^{ème} à la 28^{ème} semaine d'aménorrhée), sacculaire (de la 23^{ème} à la 36^{ème} semaine d'aménorrhée) et alvéolaire (de la 34^{ème} semaine au terme). Le compte radial alvéolaire décrit par Emery et Mithel, consiste à tracer une droite imaginaire à partir du centre de la bronchiole terminale, perpendiculairement à la plèvre la plus proche et de compter le nombre d'alvéoles croisées (Emery et Mithel, 1960).

Le compte du nombre de rangs glomérulaires matures entre les colonnes de Bertin permet d'estimer l'âge fœtal à partir du tissu rénal (Dorovisini-zis et Dolman, 1977). Il est validé entre la 25^{ème} et la 35^{ème} semaine d'aménorrhée. Trois rangs de glomérules sont présents à la 18^{ème} semaine d'aménorrhée. La zone néphrogénique est quiescente jusqu'à la 23^{ème} semaine, puis le développement débute à raison de 1 glomérule par semaine et cela pendant 10 à 12 semaines. Ainsi, lorsque la glomérulogénèse cesse, il existe 12 à 14 rangs de glomérules, les plus vieux se situant dans la partie la plus profonde du cortex (Clapp et Abrahamson, 1994).

Enfin, l'estimation de l'âge fœtal à partir de l'étude histologique d'un fragment cutané est basée d'une part sur l'apparition de la kératinisation épidermique (visible entre 22 et 24 semaines d'aménorrhée) et d'autre part sur le développement des annexes dermiques (s'étendant entre 22 et 32 semaines d'aménorrhée) (Paimley et Sceds, 1970).

3.8.1.3 Les germes dentaires

Une évaluation de l'âge selon le stade de calcification des germes dentaires est proposée par Ubelaker (1998). Cette méthode permet une approche grossière de l'âge fœtal, puisque l'estimation se fait par homologie avec trois schémas proposés pour les âges de 5 mois, 7 mois et à la naissance. Chaque schéma est identifié comme représentant les germes dentaires à l'âge décrit, à plus ou moins deux mois ! Il en résulte que les prédictions se superposent et que la précision de la méthode est discutable.

3.8.2 Les méthodes biométriques :

3.8.2.1 Les mesures échographiques

Les études échographiques sont nombreuses et définissent avec précision et sur de très larges séries, les standards de croissance normale de divers paramètres biométriques (Crequat *et al.*, 2000; Guihard-Costa *et al.*, 1995). En raison de leur double intérêt (permettre une détermination précise de l'âge fœtal et une identification des retards de croissance intra-utérins (RCIU)), ces études

sont présentées sous formes de standards dont les valeurs sont détaillées sous forme de moyennes et écart-types ou de courbes de percentiles.

Classiquement, les études échographiques distinguent les paramètres pertinents durant le premier trimestre de la gestation de ceux qui sont pertinents pour les deuxième et troisième trimestres (Deter *et al.*, 1981; Reece *et al.*, 1989). Nous ne présentons pas ici de liste exhaustive des paramètres relevés mais uniquement les plus fréquemment utilisés.

Au cours du premier trimestre, l'estimation de l'âge se fait à partir de la mesure de la distance Vertex-Coccyx, la circonférence du tronc et le diamètre bipariétal.

Au cours du second trimestre, le diamètre bipariétal est toujours utilisé, puis s'ajoutent le diamètre abdominal transverse, les mesures cérébrales (notamment celle des ventricules), les distances orbitaires, la mesure de la clavicule, des os longs des membres et celle du pied. Parmi les mesures des diaphyses osseuses, le fémur est très fréquemment décrit comme présentant les meilleurs résultats, à la fois en précision de l'estimation de l'âge et en fiabilité de la mesure (Deter *et al.*, 1981; Guihard-Costa et Droullé, 1990; Reece *et al.*, 1989; Sussmann *et al.*, 1985). En fin de troisième trimestre, l'apparition des points d'ossification est prise en compte pour affiner les prédictions d'âge.

De manière à augmenter la fiabilité de la détermination de l'âge foetal, les auteurs proposent l'utilisation de rapports et établissent des régressions, uni- ou multiparamétrées, à partir de modèles différents (linéaires, logarithmiques, quadratiques ou cubiques, courbes localement ajustées). Des méthodes d'études précises permettent par ailleurs de modéliser les variations de la vitesse de croissance de chacun des paramètres (Guihard-Costa, 1991; 1992; 1993a; Guihard-Costa, 1993b; Guihard-Costa et Droullé, 1990; Guihard-Costa *et al.*, 2000; Guihard-Costa et Larroche, 1992; Guihard-Costa *et al.*, 1995).

3.8.2.2 Les mesures anthropométriques directes

Les mesures biométriques relevées sur les fœtus ou les nouveaux nés prématurés ont depuis longtemps été corrélées à l'âge foetal. Parmi les paramètres classiquement utilisés, on note la dimension Vertex-Talon, ou "stature", qui est décrite comme présentant la meilleure corrélation avec l'âge (Fazekas et Kósa, 1978; Olivier, 1974; Olivier et Pineau, 1960; Usher et McLean, 1969).

La dimension Vertex-Coccyx, ou encore "dimension crânio-caudale", (Iffy *et al.*, 1973; Jones *et al.*, 1978), le périmètre crânien (Bossi et Milani, 1987; Dombrowski *et al.*, 1992) et la longueur du pied (Potter, 1997; Streeter, 1920) sont aussi des paramètres fréquemment relevés.

3.8.2.3 Les mesures osseuses directes

De nombreux auteurs se sont intéressés à l'évaluation de l'âge fœtal à partir des os longs. Ceux-ci ont utilisé des mesures radiographiques (Scheuer *et al.*, 1980; Warren, 2000) ou des mesures directes sur pièces osseuses. C'est à partir de ces mesures directes qu'ont été établies les méthodes de détermination faisant encore référence de nos jours. Ainsi, les trois études utilisées dans la pratique courante des anthropologues et des médecins légistes sont celles de Balthazard et Dervieux (1921), Olivier et Pineau (1960) et Fazekas et Kósa (1978) (Balthazard et Dervieux, 1921; Duday *et al.*, 1995; Eliakis *et al.*, 1974; Fazekas et Kósa, 1978; Olivier, 1974; Olivier et Pineau, 1960; Tillier et Duday, 1990).

Balthazard et Dervieux (1921)

La formule de Balthazard et Dervieux a été établie à partir des restes osseux de 25 fœtus retrouvés en « curant un puits à la campagne » (Balthazard et Dervieux, 1921). A partir de ces ossements, 3 formules ont été proposées pour déterminer la stature fœtale (les dimensions sont en centimètres) :

$$\text{Stature} = 5,6 \times \text{fémur} + 8$$

$$\text{Stature} = 6,5 \times \text{tibia} + 8,5$$

$$\text{Stature} = 6,5 \times \text{humérus} + 8$$

L'âge est ensuite estimé, en jours, selon la relation :

$$\text{Age} = 5,6 \times \text{stature}$$

L'estimation de l'âge se fait donc après l'approximation de la stature, dont la valeur calculée est décrite comme « n'excédant pas 1,5 cm de différence avec la taille réelle ».

Olivier et Pineau (1960)

La formule d'Olivier² et Pineau (Olivier et Pineau, 1960) est établie à partir de 40 fœtus. Les os sont mesurés après 48 heures passées à l'air libre de manière « à prendre en compte la dessiccation qui est de 2% au bout de 48 heures », puis des formules de régressions sont établies afin de calculer la stature fœtale. Pour chacune d'entre elles, le coefficient de corrélation de Pearson et les bornes de l'intervalle de confiance sont précisées (si $k = 1$: intervalle de confiance à 68% ; si $k = 2$: intervalle de confiance à 95%).

Une formule est établie pour chacun des os longs, mesurés en centimètres :

$$\text{Stature} = 7,92 \times \text{humérus} - 0,32 \pm k 1,8 \quad (r = 0,9878)$$

$$\text{Stature} = 13,8 \times \text{radius} - 2,85 \pm k 1,82 \quad (r = 0,9875)$$

$$\text{Stature} = 8,73 \times \text{ulna} - 1,07 \pm k 1,59 \quad (r = 0,9905)$$

$$\text{Stature} = 6,29 \times \text{fémur} + 4,42 \pm k 1,82 \quad (r = 0,9875)$$

$$\text{Stature} = 7,39 \times \text{tibia} + 3,55 \pm k 1,92 \quad (r = 0,9861)$$

$$\text{Stature} = 7,85 \times \text{fibula} + 2,78 \pm k 1,65 \quad (r = 0,9897)$$

L'âge est ensuite calculé en mois lunaires selon la relation :

$$\text{Log}(\hat{\text{âge}}) = 0,001148 \times \text{stature} + 0,4258$$

Fazekas et Kósa (1978)

L'étude menée par Fazekas et Kósa (Fazekas et Kósa, 1978) représente la plus complète des trois études de référence que nous détaillons ici. Celle-ci comprend un total de 138 fœtus, provenant d'expertises médico-légales. Pour chacun de ces fœtus, un ensemble de 80 mesures sur 48 os ont été réalisées (Fazekas et Kósa, 1978).

² NB : Olivier a publié une réévaluation des ses formules (Olivier, 1974) mais elle contient une erreur (Huxley et Jimenez, 1996). Il est donc courant en Anthropologie de continuer à utiliser les formules de 1960.

Les auteurs proposent des formules de détermination de la stature d'après les longueurs diaphysaires des os longs :

$$\text{Stature} = 7,52 \times \text{humérus} + 2,47$$

$$\text{Stature} = 10,61 \times \text{radius} - 2,11$$

$$\text{Stature} = 8,20 \times \text{ulna} + 2,38$$

$$\text{Stature} = 6,44 \times \text{fémur} + 4,51$$

$$\text{Stature} = 7,24 \times \text{tibia} + 4,90$$

$$\text{Stature} = 7,59 \times \text{fibula} + 4,68$$

L'âge des fœtus est déterminé selon la formule de Häase : l'âge (en mois lunaires) est obtenu avant le 5^{ème} mois en relevant la racine carrée de la stature exprimée en centimètres et après le 5^{ème} mois, en divisant la stature par 5.

~ 4 ~

RESULTATS Partie I

DETERMINATION DU SEXE

4.1 La méthodologie de mesure

4.1.1 La simulation d'erreurs

Dans la mise en place du protocole photographique, nous avons simulé un décalage dans le positionnement de l'appareil et calculé les pourcentages d'erreur.

Les erreurs verticales ne sont pas contrôlées, tandis que les décalages par rapport à l'axe zénithal sont exprimés tous les 5 millimètres et les résultats sont exprimés selon la différence en pourcentage entre la longueur réelle et la longueur telle qu'elle est mesurée.

Cette différence est présentée sous forme de distribution pour les 10000 cas testés et exprimée ci-dessous en boîtes de Tuckey (figure 36).

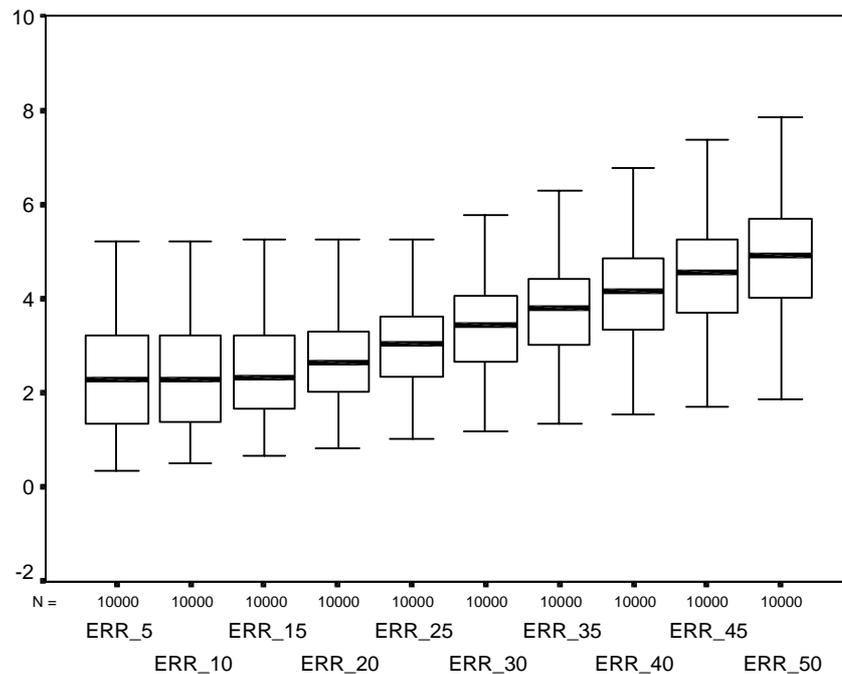


Figure 36 : Distribution exprimée sous forme de Boxplots (ou encore boîtes de Tuckey) de la simulation d'erreurs de mesure entraînées par une potentielle imprécision dans la mise en place du protocole expérimental.

Cette représentation graphique nous permet d'affirmer que l'erreur engendrée par un décalage par rapport à la verticale de 50 mm se traduit par une médiane de distribution d'erreur de 4,92% et une valeur du 90^{ème} percentile à 7,8%. Le décalage pouvant se produire à droite comme à gauche par rapport à l'axe zénithal, nous pouvons affirmer que deux types d'imprécisions de positionnement de l'appareil photographique sont possibles. Dans la limite de ± 50 mm par rapport à la hauteur décrite (250 mm) et d'un décalage horizontal de ± 50 mm par rapport à l'axe zénithal (centré et perpendiculaire à l'objet à mesurer), la simultanéité de ces deux imprécisions entraîne une erreur de mesure moyenne de 4,85 % (avec un écart-type de 1,21).

4.1.2 La fiabilité de l'outil de mesure

Celle-ci est testée par comparaison des mesures prises avec une règle millimétrique, avec Photoshop[®] (PSP) et avec SigmaScan pro 5[®] (SC5), réalisées sur les quadrilatères de bristol. Les résultats obtenus sur la différence moyenne entre les méthodes montrent une différence moyenne entre la mesure réelle et la mesure avec Photoshop de 0,1854 mm, entre SigmaScan pro 5 et les valeurs réelles de 0,0797 mm et celle entre les deux logiciels de 0,1057mm. La distribution de ces erreurs de mesure évaluant la correspondance des valeurs est présentée dans le tableau VI.

	Distribution des différences de mesure						Wilcoxon
	N	Moyenne	Médiane	Ecart-type	Minimum	Maximum	p
Diff Réel / PSP	100	-0,19	-0,14	0,94	-2,60	1,98	0,069
Diff. Réel / SC5	100	-0,08	-0,07	0,74	-1,80	1,55	0,299
Diff SC5 / PSP	100	-0,11	-0,08	0,70	-1,95	1,91	0,111

Tableau VI : Présentation des différences entre les différents types de mesures et des résultats du test de Wilcoxon.

Les bornes de l'intervalle de confiance à 95%, ainsi que les moyennes, montrent une faible valeur des différences. L'application du test non paramétrique de Wilcoxon permet de conclure à la faible importance des différences de mesure et nous permet d'affirmer qu'il n'existe aucune différence significative au seuil de 5 %.

4.1.3 La fiabilité de la mesure de l'ilium

Pour chacune des mesures linéaires, trois types de tests ont été effectués : nous avons appliqué les tests de répétabilité, de reproductibilité et de corrélation intra-classe. En ce qui concerne les mesures d'aires et de périmètres, seule la mesure de la surface auriculaire a fait l'objet de mesure répétées, les autres mesures n'étant pas soumises à la subjectivité de l'observateur.

4.1.3.1 La répétabilité

Test de Wilcoxon pour valeur appariées

	Z	Sig. asympt. (bilat.)
Distance AB répétée - Distance AB	-,604 ^a	,546
Distance CD répétée - Distance CD	-,249 ^b	,804
Distance AC répétée - Distance AC	-3,092^b	,002
Distance CB répétée - Distance CB	-1,341 ^a	,180
Distance EF répétée - Distance EF	-,963 ^b	,336
Distance AE répétée - Distance AE	-1,923 ^b	,055
Distance BE répétée - Distance BE	-,261 ^a	,794
Distance RO répétée - Distance RO	-,195 ^a	,845
Distance PQ répétée - Distance PQ	-,243 ^b	,808
Distance PR répétée - Distance PR	-1,267 ^b	,205
Distance PO répétée - Distance PO	-1,345 ^a	,179
Distance OQ répétée - Distance OQ	-1,574 ^a	,115

a. Basée sur les rangs positifs.

b. Basée sur les rangs négatifs.

Tableau VII : Répétabilité des mesures linéaires d'après le test de Wilcoxon.

Nous observons sur le tableau VII ci-dessus que seule la distance AC présente des différences significatives au seuil de 5 % entre les deux séries de mesures.

La distribution des pourcentages présentée ci-dessous permet d'observer l'importance des différences de mesures pouvant entraîner cette significativité (figure 37).

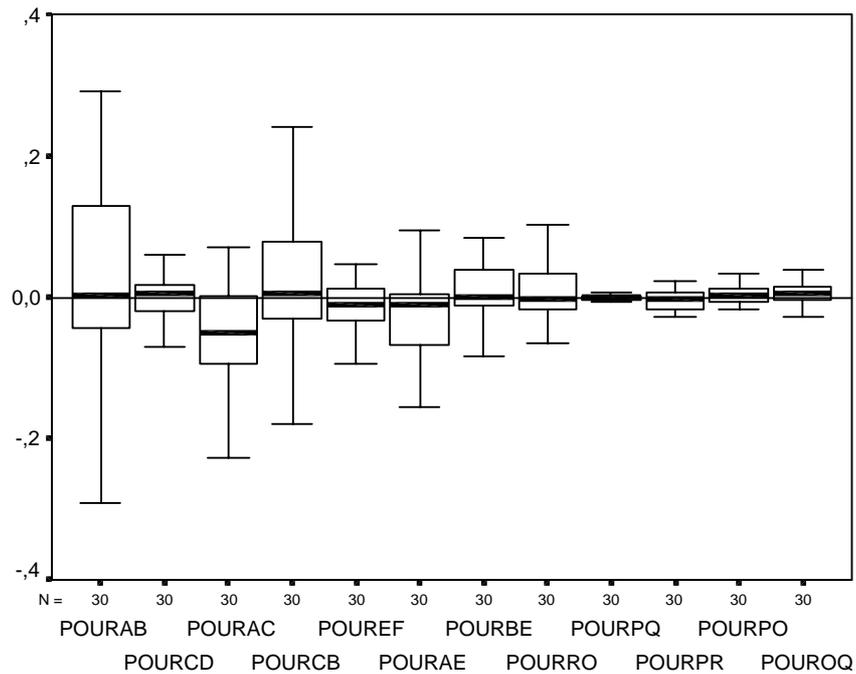


Figure 37 : Représentation en boxplots des différences entre les deux mesures du test de répétabilité exprimées en pourcentages par rapport à la mesure moyenne. Les données sont identifiées par "POUR", signifiante "pourcentage", suivi du nom du paramètre mesuré.

Sur cette représentation graphique, la fréquente sous-estimation de la distance AC lors de la deuxième mesure est patente. La distribution des différences tend à être inférieure à 0, le paramètre AC est le seul pour lequel la représentation de la médiane (le trait noir à l'intérieur de la boîte) se démarque nettement de 0. D'autre part, nous observons que les 10^{ème} et 90^{ème} percentiles les plus « importants » sont compris entre -0,3 et 0,3 %, ce qui représente une distribution des différences entre deux mesures dans une marge d'erreur très petite.

Les résultats, présentés dans le tableau VIII ci-après, nous prouvent qu'il n'y a pas de différences notables au seuil de 5 % pour les calculs d'aires et de périmètres de la surface auriculaire.

Test t pour échantillons appariés

		Différences appariées		t	ddl	Sig. (bilat.)
		Moyenne	Ecart-type			
Paire 1	Aire de la surface auriculaire droite en mm - mesure 1 - Aire de la surface auriculaire droite en mm - mesure 2	-5,06E-02	1,7072	-,212	50	,833
Paire 2	Aire de la surface auriculaire droite en mm - mesure 2 - Aire de la surface auriculaire droite en mm - mesure 3	-,3556	1,7320	-1,466	50	,149
Paire 3	Aire de la surface auriculaire droite en mm - mesure 1 - Aire de la surface auriculaire droite en mm - mesure 3	-,4062	1,6138	-1,798	50	,078
Paire 4	Aire de la surface auriculaire gauche en mm - mesure 1 - Aire de la surface auriculaire gauche en mm - mesure 2	-,4797	1,7073	-1,589	31	,122
Paire 5	Aire de la surface auriculaire gauche en mm - mesure 2 - Aire de la surface auriculaire gauche en mm - mesure 3	,4884	1,8826	1,468	31	,152
Paire 6	Aire de la surface auriculaire gauche en mm - mesure 1 - Aire de la surface auriculaire gauche en mm - mesure 3	8,688E-03	1,8182	,027	31	,979

Tableau VIII : Répétabilité des mesures d'aires auriculaires d'après le test t de Student.

Malgré l'absence de différences significatives, la mesure de la surface auriculaire est basée sur un tracé de contour par l'observateur. La corrélation entre l'erreur de mesure (représentée par la différence entre les répétitions) et la valeur moyenne du paramètre est recherchée.

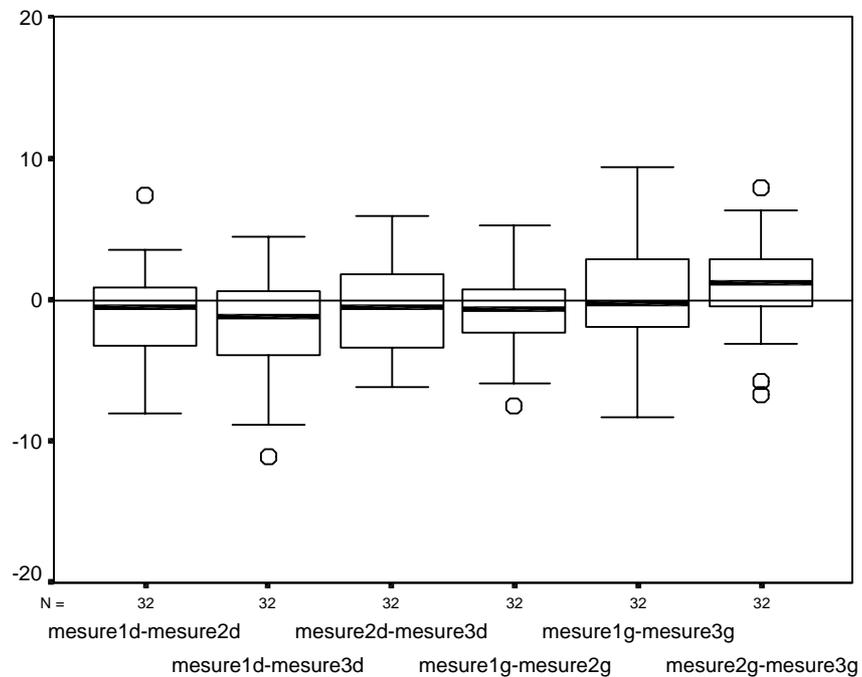


Figure 38 : Représentation en boxplots des différences entre chacune des paires de mesures d'aires du test de répétabilité exprimées en pourcentages par rapport à la moyenne des 3 mesures.

Les 10^{ème} et 90^{ème} percentiles les plus grands ont pour valeur -11 et 10%, ce qui correspond à une marge de distribution de différences assez importante. En raison de l'importance de ces variations entre les mesures, nous avons recherché la proportionnalité entre les différences et la mesure. Pour cela nous utilisons une représentation graphique des différences en fonction de la mesure moyenne (figures 39 et 40).

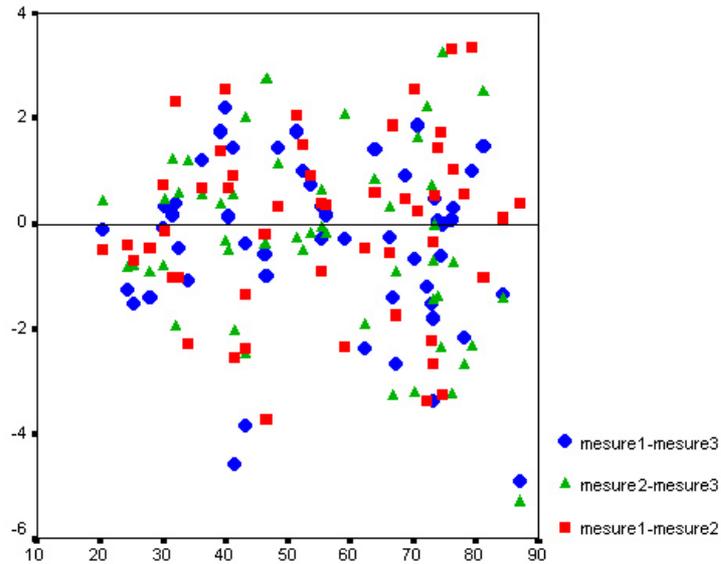


Figure 39 : Représentation des différences en fonction de la mesure moyenne pour les surfaces auriculaires gauches.

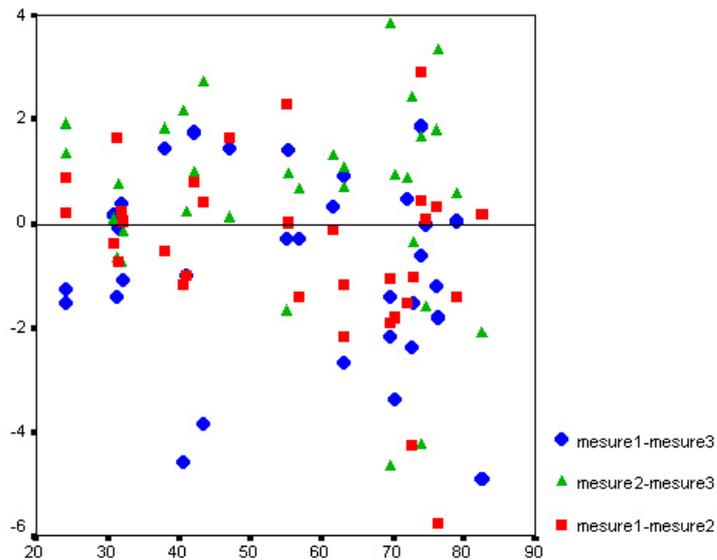


Figure 40 : Représentation des différences en fonction de la mesure moyenne pour les surfaces auriculaires droites.

Les graphiques présentent une légère augmentation de l'erreur en fonction de la valeur du paramètre mesuré. La recherche d'une corrélation entre l'écart-type des différences (paramètre de distribution) et la valeur est présentée ci-dessous (tableau IX) :

		Aire moyenne de la surface auriculaire droite en mm	Aire moyenne de la surface auriculaire gauche en mm
Ecart-type aire droite	Corrélation de Pearson	0,38 **	
	Sig. (bilatérale)	0,01	
	N	51	
Ecart-type aire gauche	Corrélation de Pearson		0,43 *
	Sig. (bilatérale)		0,01
	N		32

* : La corrélation est significative au seuil de 0.05 (bilatéral).

** : La corrélation est significative au seuil de 0.01 (bilatéral).

Tableau IX : Corrélation de Pearson entre l'écart-type des différences et les aires moyennes.

Nous pouvons donc affirmer qu'il existe une corrélation entre l'importance de la mesure et l'importance de l'erreur. Ceci tend à prouver que la mesure n'est pas fiable.

De la même manière que pour les aires, nous avons recherché l'existence d'éventuelles différences significatives pour les périmètres des facettes auriculaires :

- le test t pour échantillons appariés ne présente aucune différence significative,
- les graphiques représentant les différences de mesure en fonction de la mesure moyenne ne présentent pas de tendance croissante en fonction de l'importance de la mesure,
- les erreurs relatives (en pourcentages) se distribuent comme le montre le graphique de la figure 41.

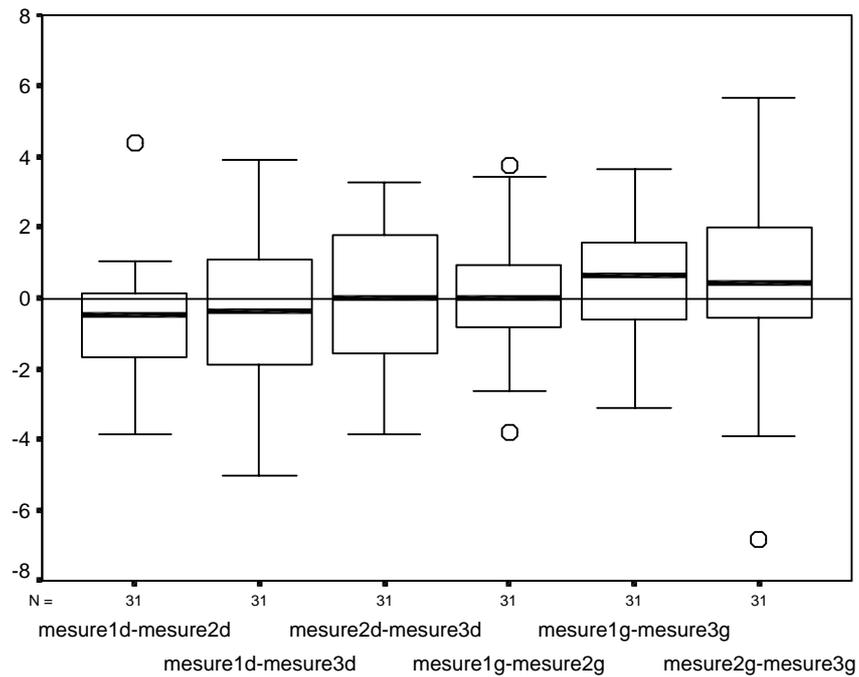


Figure 41 : Représentation en boxplots des différences entre chacune des paires de mesures de périmètres du test de répétabilité exprimées en pourcentages par rapport à la moyenne des 3 mesures.

Par ailleurs, la recherche de l'existence d'une corrélation entre l'écart-type des différences et la valeur est présentée ci-dessous (tableau X).

		périmètre moyen de la surface auriculaire droite en mm	périmètre moyen de la surface auriculaire gauche en mm
Ecart-type périmètre droit	Corrélation de Pearson	0,093	
	Sig. (bilatérale)	0,05	
	N	50	
Ecart-type périmètre gauche	Corrélation de Pearson		-0,002
	Sig. (bilatérale)		0,99
	N		31

Tableau X : Corrélation de Pearson entre l'écart-type des différences et le périmètre moyen.

Le calcul des coefficients de Pearson nous montre qu’il n’existe pas de corrélation entre l’écart-type de la distribution des différences et les valeurs des périmètres des surfaces auriculaires, aussi bien à droite qu’à gauche. Ces différences sont cependant distribuées dans un intervalle relativement important puisqu’il est représenté par des 10^{ème} et 90^{ème} percentiles de -7 et 6 %.

4.1.3.2 La reproductibilité

La subjectivité potentielle « d’interprétation » des mesures à relever, dont seules les définitions des points de repère sont données, est testée grâce à un deuxième observateur qui relève chacune des 12 mesures linéaires sur 30 iliums.

Test de Wilcoxon pour valeurs appariées

	Z	Sig. asympt. (bilat.)
Distance AB reproduite - Distance AB	-1,882 ^a	,060
Distance CD reproduite - Distance CD	-1,244 ^a	,213
Distance AC reproduite - Distance AC	-2,972^a	,003
Distance CB reproduite - Distance CB	-,833 ^a	,405
Distance EF reproduite - Distance EF	-,689 ^a	,491
Distance AE reproduite - Distance AE	-1,347 ^a	,178
Distance BE reproduite - Distance BE	-2,396^a	,017
Distance RO reproduite - Distance RO	-,376 ^a	,707
Distance PQ reproduite - Distance PQ	-,783 ^a	,434
Distance PR reproduite - Distance PR	-1,994^a	,046
Distance PO reproduite - Distance PO	-,076 ^a	,940
Distance OQ reproduite - Distance OQ	-,325 ^b	,746

a. Basée sur les rangs négatifs.

b. Basée sur les rangs positifs.

Le test de Wilcoxon nous permet d’observer que trois paramètres entraînent des différences significatives entre les séries de données relevées par chacun des deux observateurs. Il s’agit des distances AC, BE et PR.

Tableau XI : Reproductibilité des paramètres linéaires d’après de test de Wilcoxon.

Des différences importantes existent donc entre les deux séries de mesure. Afin de nous rendre compte de leur importance relative et de la manière dont elles sont distribuées, nous les avons représentées en boxplots en fonction de la mesure moyenne.

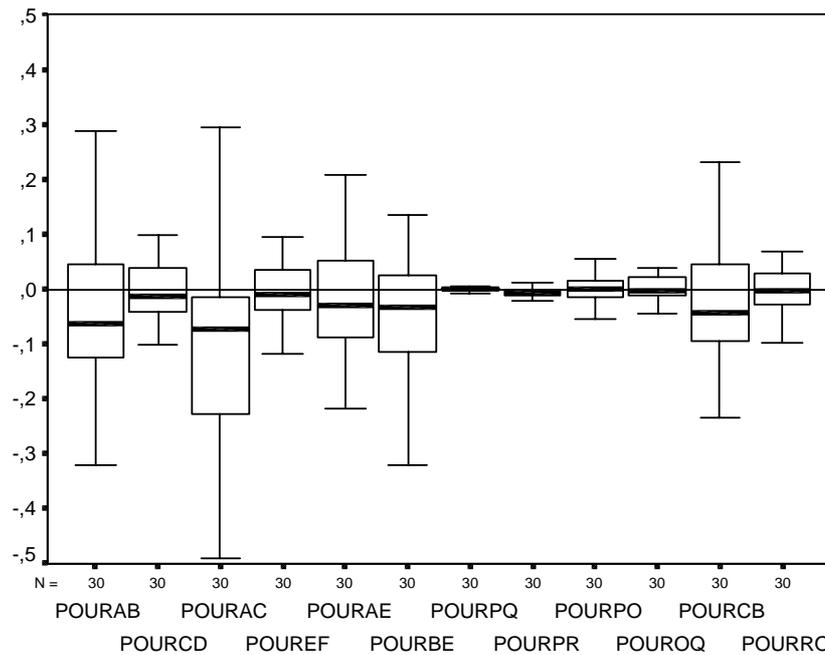


Figure 42 : Représentation en boxplots des différences entre les deux mesures du test de reproductibilité exprimées en pourcentages par rapport à la mesure moyenne. Les données sont identifiées par "POUR", signifiante "pourcentage", suivi du nom du paramètre mesuré.

Cette représentation nous permet d'observer, pour les paramètres AC et BE, un déséquilibre dans la distribution des différences (figure 42). En effet, il apparaît nettement qu'il y a une tendance à la surestimation systématique de la mesure du second observateur par rapport à la mesure du premier observateur. Ceci entraîne des valeurs de différences distribuées entre $-0,5$ et $0,3$ % (pour les 10^{ème} et 90^{ème} percentiles).

Les différences relatives entre les mesures de chacun des observateurs pour le paramètre PR sont très faibles et la représentation graphique ne semble pas coïncider avec l'existence de différences significatives. Cependant, le classement par rangs des différences (principe sur lequel sont basés les tests non paramétriques de Wilcoxon pour échantillons appariés), montre qu'il y a 21 différences positives (correspondant à une mesure supérieure pour le second observateur) pour seulement 7 différences négatives et 2 *ex aequo*. Ce déséquilibre, bien que correspondant à des valeurs numériques très faibles, est à l'origine de la significativité des différences.

Le paramètre AB, dont la représentation graphique laisse supposer une surestimation fréquente de la mesure par le second observateur, n'est pas significatif mais présente une significativité proche du seuil ($p_{AB} = 0,06$).

La corrélation intra-classe

Les tests de répétabilité et de reproductibilité de la mesure mettent en évidence l'existence de différences significatives pour certaines des mesures. De plus, les représentations des erreurs relatives en boxplots ont illustré l'existence permanente de différences.

Si nous considérons, comme nous le décrivons dans les méthodes, que les différentes mesures relevées par le même observateur ne sont soumises qu'au seul risque « d'erreur technique » de la mesure, nous pouvons calculer les coefficients de corrélation intra-classe (tableau XII).

	R		
	Intervalle de confiance à 95 %		
	Borne Inf.		Borne Sup.
AB	98,10%	99,09%	99,57%
CD	95,73%	97,94%	99,02%
AC	95,83%	97,99%	99,04%
CB	96,06%	98,10%	99,09%
EF	96,94%	98,53%	99,30%
AE	98,31%	99,19%	99,61%
BE	97,02%	98,57%	99,32%
RO	88,43%	94,42%	97,26%
PQ	81,06%	90,05%	95,37%
PR	68,59%	83,71%	91,30%
PO	87,53%	93,86%	97,03%
OQ	83,75%	91,92%	96,07%
Aire surface auriculaire droite	99,36%	99,60%	99,76%
Aire surface auriculaire gauche	99,17%	99,54%	99,76%
Périmètre surface auriculaire droite	99,28%	99,55%	99,73%
Périmètre surface auriculaire gauche	98,96%	99,43%	99,70%

Tableau XII : Corrélation intra-classe et bornes de l'intervalle de confiance à 95 % de chacune des mesures répétées.

Le tableau XII nous permet d'observer que l'ensemble des paramètres relevés au niveau de la crête iliaque ainsi que les mesures des surfaces auriculaires (droites et gauches) présentent une très bonne corrélation intra-classe (toutes les valeurs pour ces paramètres sont supérieures à 95 %).

Les corrélations intra-classes des paramètres relevés sur l'échancrure sciatique sont supérieures à 90 % à l'exception de la corrélation du paramètre PR. Ces valeurs s'expliquent par la faible variance des mesures réelles et leur faible taille.

RESUME

LA FIABILITE DE LA MESURE

L'outil de mesure numérique :

- Il n'existe pas de différences entre mesure sur cliché numérisé et mesure réelle.
- Il n'existe pas de différences entre un logiciel de retouche d'image tel que Photoshop® 6 et un logiciel professionnel de mesure d'image tel que SigmaScan® pro 5.

Les mesures linéaires :

- Test de répétabilité :
 - Seul le paramètre AC présente des différences significatives.
 - Les 10^{ème} et 90^{ème} percentiles des différences entre deux mesures sont compris entre -0,3 et 0,3 %.
- Test de reproductibilité :
 - Les paramètres AC, BE et PR présentent des différences significatives.
 - Les 10^{ème} et 90^{ème} percentiles des différences entre deux mesures sont compris entre -0,5 et 0,3 %.
- Les coefficients de corrélation intra-classes sont supérieurs à 90% à l'exception du paramètre PR (83,71%).

Les mesures d'aires et de périmètres de la surface auriculaire :

- Les mesures ne présentent pas de différences significatives au test de répétabilité.
- Les 10^{ème} et 90^{ème} percentiles des différences entre deux mesures sont compris entre -7 et 6 % pour les périmètres et entre -11 et 10 % pour les aires.
- Les différences entre 2 mesures répétées de l'aire ne sont pas indépendantes de l'importance de la mesure.

CONCLUSIONS :

- les mesures linéaires (et de ce fait les paramètres tels que les angles et les index calculés à partir de ces mesures) sont fiables.
- Les mesures de la surface auriculaire ne sont pas fiables.

4.2 L'étude des paramètres

4.2.1 Les différences selon la latéralité

Les tableaux de résultats (présentés en annexes pages I à III) nous permettent d'observer que sur les 36 paires de paramètres testés, 20 présentent des différences significatives entre la droite et la gauche au seuil de 5 %. Nous conserverons donc tous les paramètres dans la suite de l'étude et nous parlerons de paramètres « droits » ou « gauches ».

4.2.2 La dispersion des paramètres

Nous avons observé le « comportement » des paramètres en fonction de l'âge et du sexe. Pour cela, nous avons utilisé les diagrammes de dispersion et nous avons calculé les coefficients de détermination (R^2) de chacune des distributions en fonction de l'âge. De plus, nous représentons les bornes de l'intervalle de confiance individuel à 95 % de la régression linéaire.

Dans un souci de clarté de présentation, seuls quelques diagrammes seront présentés ici, la totalité des diagrammes de dispersion étant présentés en annexes de la page IV à la page XXXVII.

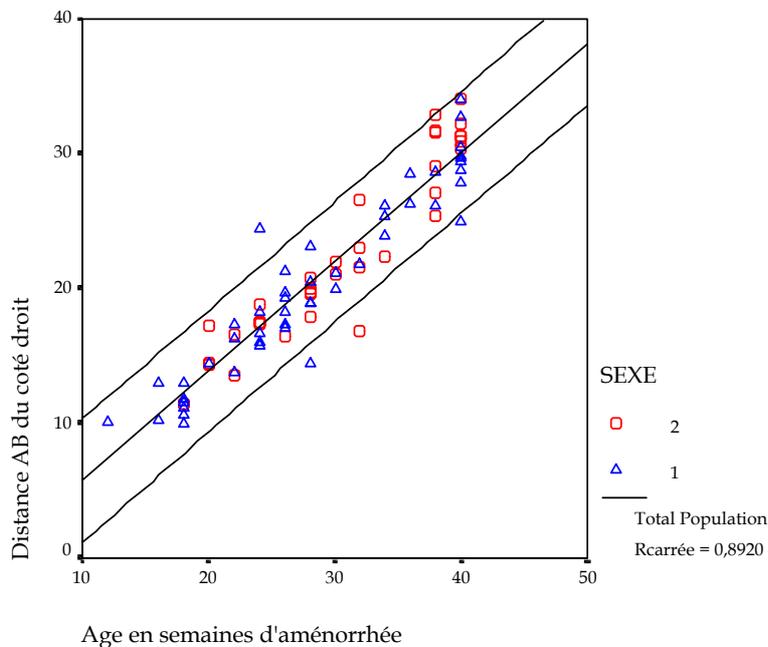


Figure 43 :
Diagramme de dispersion de la distance AB mesurée sur l'ilium droit. Les fetus des deux sexes sont identifiés et la linéarité est estimée par le coefficient de détermination de la droite de régression.

Nous pouvons observer, sur ce diagramme, la très bonne linéarité existant entre cette mesure de distance et l'âge fœtal, entraînant un coefficient de détermination proche de 90%.

D'autre part, la représentation de chacun des fœtus en fonction du sexe ne semble pas présenter de nettes différences entre les fœtus masculins et les fœtus féminins.

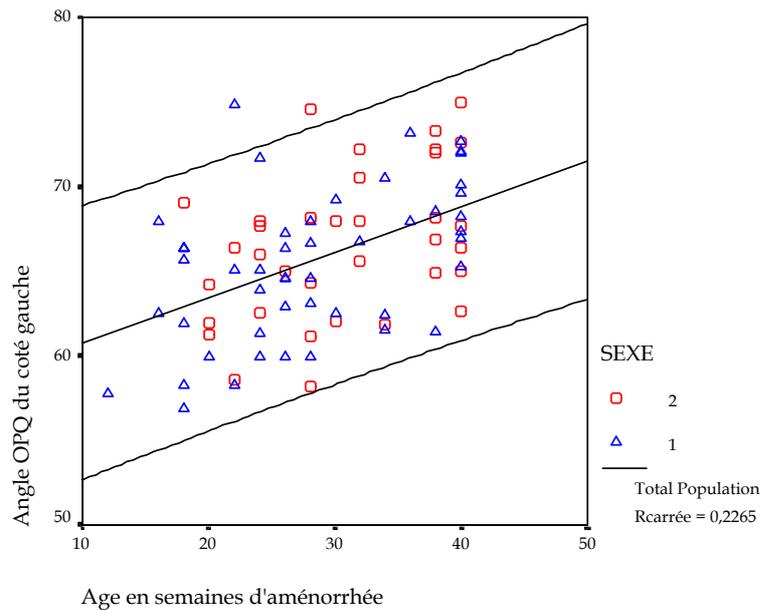


Figure 44 : Diagramme de dispersion de l'angle OPQ gauche. Les fœtus des deux sexes sont identifiés et la linéarité est estimée par la droite de régression.

D'autres paramètres, comme l'angle OPQ gauche représenté ci-dessus (figure 44), présentent une linéarité moins importante. De plus, les fœtus des deux sexes ne semblent pas présenter de différences nettes dans la valeur de l'angle : ces valeurs se répartissent de 55° à 75° sans toutefois révéler de dimorphisme sexuel. Seule une très légère tendance à l'ouverture de l'angle semble s'observer avec l'âge.

Enfin, une dernière catégorie de paramètres, tels que l'angle RPQ droit présenté ci-dessous (figure 45), ne présente aucune linéarité, ni aucune tendance en fonction de l'âge.

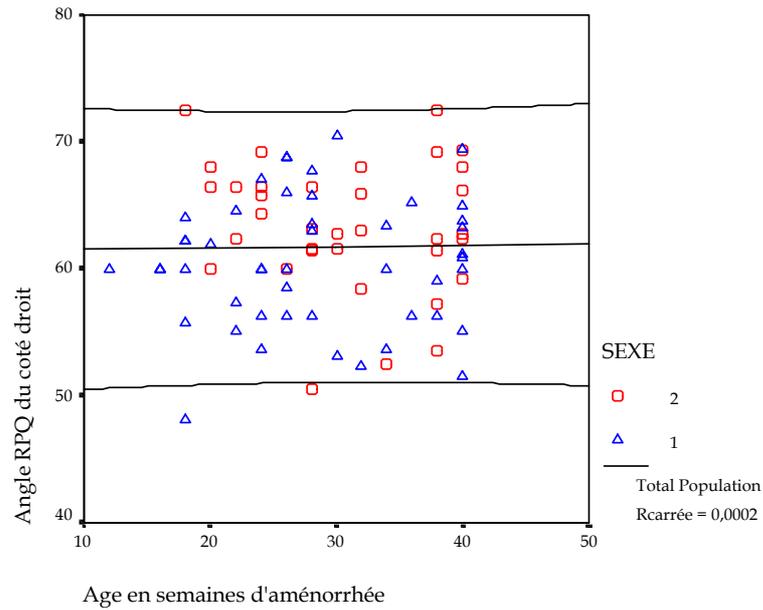


Figure 45 : Diagramme de dispersion de l'angle RPQ gauche. Les fœtus des deux sexes sont identifiés et la linéarité est estimée par la droite de régression.

La quasi-nullité de la valeur du coefficient de détermination (0,02 %) renseigne sur l'absence de linéarité de la distribution des valeurs en fonction de l'âge. Par ailleurs, l'allure générale du nuage de points ne semble correspondre à aucune des tendances non linéaires classiquement utilisées dans la description des paramètres.

Les diagrammes de dispersion de chacun des paramètres ne dégagent pas de tendances nettes en faveur de l'existence d'un dimorphisme sexuel. Cependant, la comparaison des moyennes a été effectuée à la recherche de différences significatives en fonction du sexe. Dans un premier temps, l'effet de l'âge n'a pas été pris en considération.

4.2.3 Les différences selon le sexe

Nous ne développons ici que les paramètres présentant des différences significatives, la totalité du tableau étant détaillée en annexes de la page XXXVIII à la page XLIV.

Test de Student pour échantillons indépendants. Recherche des différences en fonction du sexe.

		Test de Levene sur l'égalité des variances		Test-t pour égalité des moyennes						
		F	Sig.	t	ddl	Sig.	Diff moy	Diff écart -type	Intervalle de confiance 95% de la différence	
									Inf	Sup
Angle OPQ du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,002	,966	-2,12	81	,037	-2,1	,9866	-4,1	-,13
	Hypothèse de variances inégales			-2,09	69,4	,040	-2,1	1,00	-4,1	-,10
Angle RPQ du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,022	,882	-2,60	81	,011	-3,0	1,14	-5,2	-,70
	Hypothèse de variances inégales			-2,60	73,3	,011	-3,0	1,14	-5,2	-,69
Angle OPR du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,009	,927	-3,01	81	,004	-5,1	1,68	-8,4	-1,7
	Hypothèse de variances inégales			-2,99	72,0	,004	-5,1	1,69	-8,4	-1,7
Index RO / PQ du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,861	,356	-2,91	81	,005	-,52	,1785	-,87	-,16
	Hypothèse de variances inégales			-2,81	63,2	,007	-,52	,1849	-,89	-,15
Index PQ / AB du coté gauche	Hypothèse de variances égales	2,1	,148	2,450	80	,016	,007	,003	,001	,012
	Hypothèse de variances inégales			2,377	63,1	,020	,007	,003	,001	,012
Index AB / GH du coté gauche	Hypothèse de variances égales	11	,001	-2,18	81	,032	-,18	,083	-,35	-,02
	Hypothèse de variances inégales			-1,91	39,2	,063	-,18	,095	-,37	,010
Index AB / GH du coté droit	Hypothèse de variances égales	12	,001	-2,15	81	,034	-,18	,086	-,36	-,01
	Hypothèse de variances inégales			-1,89	39,2	,066	-,18	,098	-,38	,013

Tableau XIII : Présentation partielle des résultats. Seuls les paramètres qui révèlent des différences significatives en fonction du sexe selon le test de Student sont présentés.

Il existe donc trois angles et quatre rapports qui présentent des différences significatives en fonction du sexe. Parmi ces sept paramètres, un seul concerne le coté droit – le rapport AB / GH – et s'avère être un paramètre « symétrique » puisque le même rapport relevé du coté gauche présente aussi des différences significatives en fonction du sexe. Par ailleurs, il est intéressant de noter que les 6 autres paramètres font partie du groupe de 20 paramètres qui présentent des différences selon la latéralité.

L'existence de 7 paramètres présentant des différences significatives en fonction du sexe nous encourage donc à rechercher un moyen prédictif.

4.3 Les moyens de prédiction

4.3.1 La régression logistique

Le modèle de régression logistique binaire choisi ici est défini pour calculer la probabilité d'être de sexe féminin. Nous avons utilisé une méthode conditionnelle ascendante (*pas à pas*) et choisi d'autoriser l'entrée séquentielle des paramètres dans le modèle en employant un seuil de probabilité pour entrer de 0,05.

Tous les paramètres ont été proposés à l'entrée dans le modèle à l'exception des aires et périmètres afin de ne pas imposer d'effectif limitant.

Un seul paramètre est pertinent dans l'établissement du modèle : il s'agit de l'angle OPR gauche. Le test de Hosmer-Lemeshow, présenté ci-dessous (tableau XIV) montre une significativité de 0,951. Cette valeur est très éloignée du seuil de 0,05 et nous pouvons donc dire que le modèle est pertinent puisque les probabilités observées ne diffèrent pas significativement de celles retournées par le modèle.

Test de Hosmer-Lemeshow

Etape	Khi-deux	ddl	Signif.
1	2,717	8	,951

Tableau XIV : Test de Hosmer-Lemeshow. la significativité élevée du test confirme l'adéquation du modèle aux données.

Le modèle n'utilise donc qu'un seul paramètre et peut se résumer à l'aide d'une équation simple. Celle-ci est établie à l'aide du tableau de statistiques des coefficients présenté ci-dessous (tableau XV) :

Variables dans l'équation

		B	E.S.	Wald	ddl	Signif.	Exp(B)
Étape 1	OPRG	,087	,033	6,890	1	,009	1,091
	Constante	-11,557	4,286	7,271	1	,007	,000

a. Variable(s) entrées à l'étape 1: OPRG.

Tableau XV : Coefficients et test de significativité des variables entrées dans le modèle de régression logistique.

Le modèle peut donc s'écrire sous la forme :

$$\text{Log} (P/(1-P)) = 0,087 \text{ OPRG} - 11,557$$

Les probabilités d'appartenance au sexe féminin de chacun des fœtus de la collection de Szeged ont été calculées à l'aide de cette formule. Les résultats, présentés en annexes (page XLIV) permettent d'obtenir des taux de classification correcte différents selon la valeur de césure choisie pour la classification. La courbe ROC permet de visualiser les différents compromis possibles entre sensibilité et spécificité (figure 46).

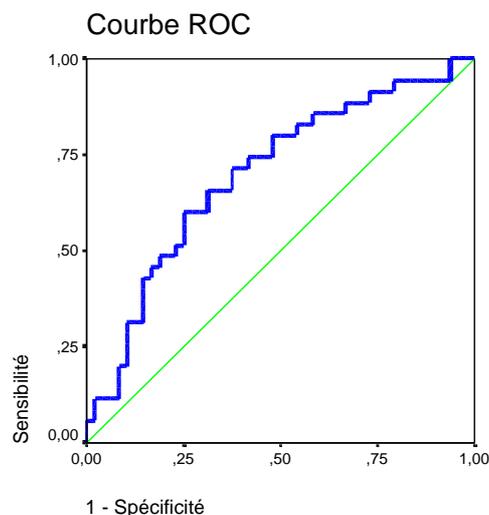


Figure 46 : Courbe ROC : Tracé de la Sensibilité en fonction de la valeur (1-Spécificité). Ces valeurs sont calculées d'après les différents points de césure pour les probabilités calculées d'après le modèle de régression logistique.

Afin de déterminer la valeur du point de césure qui autorise le meilleur compromis entre sensibilité et spécificité, ainsi que le meilleur taux de classification, nous avons calculé les scores de divers points de césure (tableau XVI) :

Régression logistique ascendante - 1					
seuil	Sensibilité	Erreurs		Spécificité	CLASSIFICATION
	vrai positif	faux positif	faux négatif	vrai négatif	
	FF	G pris pour F	F pris pour G	GG	
0,05	100,00%	100,00%	0,00%	0,00%	50,00%
0,10	100,00%	100,00%	0,00%	0,00%	50,00%
0,15	100,00%	97,92%	0,00%	2,08%	51,04%
0,20	94,29%	91,67%	5,71%	8,33%	51,31%
0,25	94,29%	85,42%	5,71%	14,58%	54,43%
0,30	85,71%	66,67%	14,29%	33,33%	59,52%
0,35	80,00%	54,17%	20,00%	45,83%	62,92%
0,40	65,71%	35,42%	34,29%	64,58%	65,15%
0,45	60,00%	27,08%	40,00%	72,92%	66,46%
0,50	42,86%	14,58%	57,14%	85,42%	64,14%
0,55	31,43%	12,50%	68,57%	87,50%	59,46%
0,60	14,29%	8,33%	85,71%	91,67%	52,98%
0,65	11,43%	4,17%	88,57%	95,83%	53,63%
0,70	11,43%	4,17%	88,57%	95,83%	53,63%
0,75	5,71%	2,08%	94,29%	97,92%	51,82%
0,80	2,86%	0,00%	97,14%	100,00%	51,43%
0,85	0,00%	0,00%	100,00%	100,00%	50,00%
0,90	0,00%	0,00%	100,00%	100,00%	50,00%
0,95	0,00%	0,00%	100,00%	100,00%	50,00%
1,00	0,00%	0,00%	100,00%	100,00%	50,00%

Tableau XVI : Présentation des scores de classification obtenus d'après différents points de césure. Les différents classements possibles sont présentés (FF - Filles classées comme Filles ; F pris pour G - Filles classées comme étant des Garçons ; G pris pour F – Garçons classés comme étant des Filles ; GG – Garçons classés comme Garçons), ainsi que le taux de classification correcte général.

Le point de césure permettant la meilleure classification est 0,45. Il correspond à une sensibilité de 60 % et une spécificité de 72,92 %, ce qui autorise un score de bonne classification de 66,46 %. Nous pouvons vérifier sur la courbe ROC (figure 47) que ce point de césure favorise la spécificité, c'est-à-dire la classification des garçons.

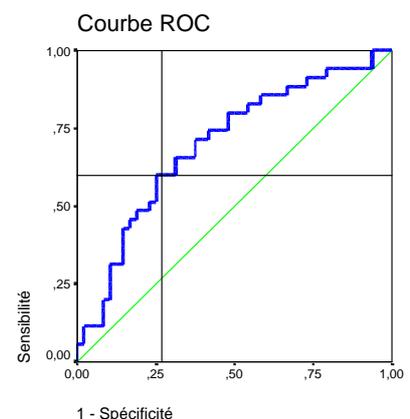


Figure 47 : Représentation de la sensibilité et de la spécificité correspondant à un point de césure de 0,45.

Les probabilités d'appartenance au sexe féminin en fonction du sexe réel et du seuil de classification sont représentées ci-dessous (figure 48) :

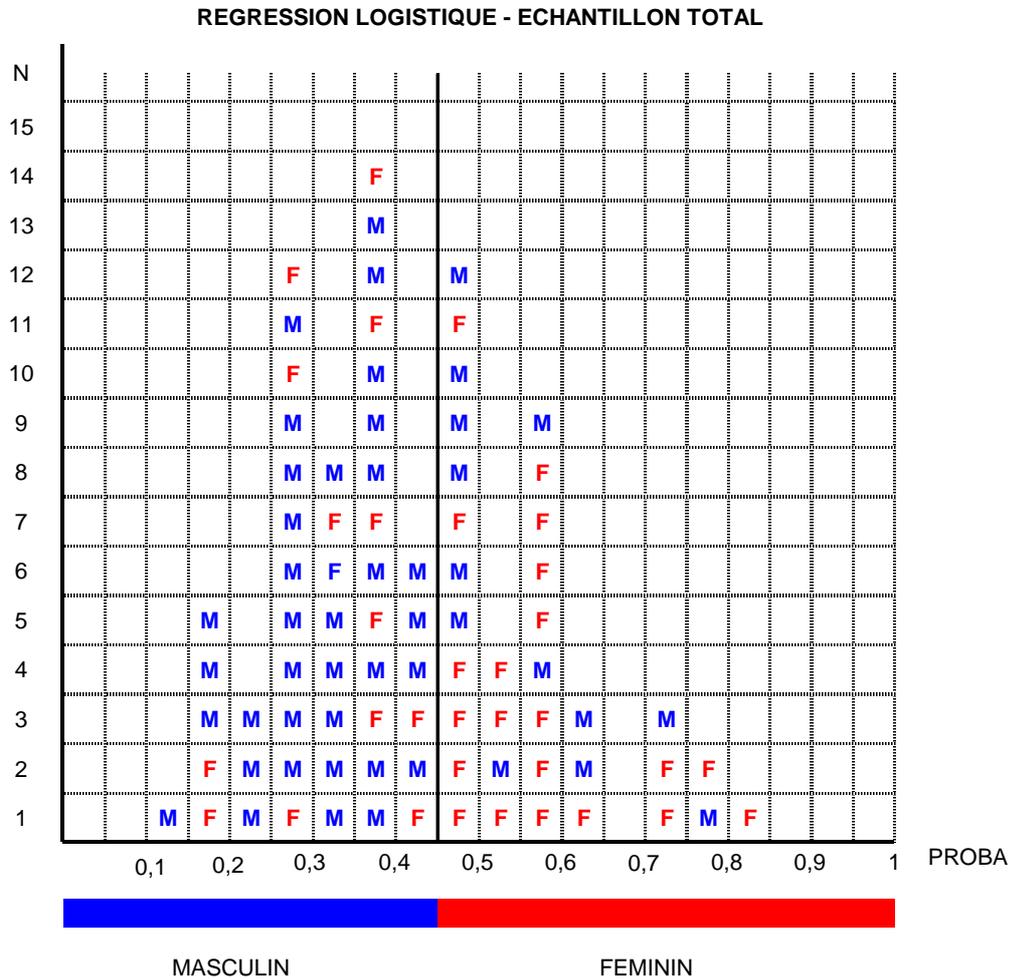


Figure 48 : Représentation graphique des probabilités d'appartenance au sexe féminin en fonction du sexe réel et de leur positionnement par rapport au point de césure choisi.

La possibilité d'établir une seconde régression logistique en modifiant la valeur classique du paramètre d'entrée (0,05) de manière à autoriser un plus grand nombre de paramètres à entrer dans l'établissement du modèle a été testée. Le premier seuil permettant l'entrée d'autres paramètres est à 0,11. Il permet l'entrée dans le modèle du rapport AB/GH du coté gauche. Ce modèle, que nous avons distingué du précédent en l'appelant modèle de régression logistique 2, est détaillé ci-dessous.

Le test d'adéquation du modèle aux données - le test d'Hosmer-Lemeshow - indique une probabilité de 0,597. Celle-ci autorise donc l'emploi du modèle, bien que son adéquation avec les données soit moins bonne que celle du modèle précédent. Les constantes des variables retenues dans le modèle ainsi que leur significativités respectives sont présentées dans le tableau XVII :

Variables dans l'équation

		B	E.S.	Wald	ddl	Signif.	Exp(B)
Étape 1	OPRG	,087	,033	6,890	1	,009	1,091
	Constante	-11,557	4,286	7,271	1	,007	,000
Étape 2	OPRG	,079	,034	5,389	1	,020	1,082
	AB/GH G	1,633	1,018	2,573	1	,109	5,121
	Constante	-12,287	4,510	7,422	1	,006	,000

a. Variable(s) entrées à l'étape 1: OPRG.

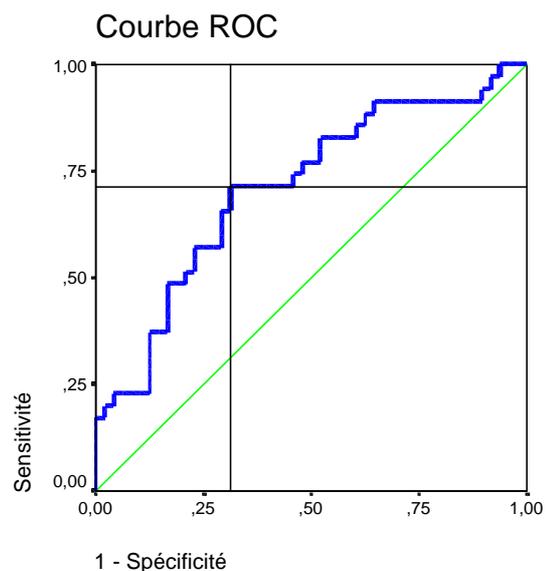
b. Variable(s) entrées à l'étape 2: AB/GH G.

Tableau XVII : Coefficients des variables incluses dans la formule de régression logistique 2.

La formule de régression établie peut donc s'écrire sous la forme :

$$\text{Log}(P/(1-P)) = (0,079 * \text{OPRG}) + (1,633 * \text{AB/GH gauche}) - 12,287$$

Figure 49 : Courbe ROC de la régression logistique 2. Les lignes tracées représentent le rapport sensibilité - spécificité donnant le meilleur score de détermination général.



La courbe Roc ci-dessus présente une coordonnée sensibilité – spécificité se démarquant visuellement des autres (figure 49). Ce point est celui qui se rapproche le plus de l'angle supérieur gauche du graphique, c'est-à-dire des 100% de sensibilité et de spécificité. Les coordonnées de ce point correspondent à une sensibilité de 71,4 % et une spécificité de 68,7 %. Ceci se vérifie à l'aide du tableau ci-dessous (tableau XVIII) dans lequel nous pouvons voir que ces valeurs correspondent à un point de césure de 0,4. Le score de détermination correct ainsi établi est alors de 70,09%.

Régression logistique ascendante - 2					
seuil	Sensibilité	Erreurs		Spécificité	CLASSIFICATION
	vrai positif	faux positif	faux négatif	vrai négatif	
	FF	G pris pour F	F pris pour G	GG	
0,05	100,00%	100,00%	0,00%	0,00%	50,00%
0,10	100,00%	97,92%	0,00%	2,08%	51,04%
0,15	100,00%	93,75%	0,00%	6,25%	53,13%
0,20	91,43%	89,58%	8,57%	10,42%	50,92%
0,25	91,43%	79,17%	8,57%	20,83%	56,13%
0,30	85,71%	60,42%	14,29%	39,58%	62,65%
0,35	77,14%	52,08%	22,86%	47,92%	62,53%
0,40	71,43%	31,25%	28,57%	68,75%	70,09%
0,45	57,14%	25,00%	42,86%	75,00%	66,07%
0,50	45,71%	16,67%	54,29%	83,33%	64,52%
0,55	25,71%	12,50%	74,29%	87,50%	56,61%
0,60	22,86%	8,33%	77,14%	91,67%	57,26%
0,65	20,00%	4,17%	80,00%	95,83%	57,92%
0,70	17,14%	2,08%	82,86%	97,92%	57,53%
0,75	11,43%	0,00%	88,57%	100,00%	55,71%
0,80	5,71%	0,00%	94,29%	100,00%	52,86%
0,85	5,71%	0,00%	94,29%	100,00%	52,86%
0,90	5,71%	0,00%	94,29%	100,00%	52,86%
0,95	2,86%	0,00%	97,14%	100,00%	51,43%
1,00	0,00%	0,00%	100,00%	100,00%	50,00%

Tableau XVIII : Présentation des scores de classification obtenus d'après différents points de césure pour la formule de régression logistique 2. Les différents classements possibles sont présentés (FF - Filles classées comme Filles ; F pris pour G - Filles classées comme étant des Garçons ; G pris pour F – Garçons classés comme étant des Filles ; GG – Garçons classés comme Garçons), ainsi que le taux de classification correcte général.

Le classement de chacun des individus de la collection ostéologique fœtale de Szeged est figuré sur le diagramme en page suivante (figure 50). Celui-ci nous permet d'observer pour chacun :

- Le positionnement en fonction de son sexe réel
- La probabilité d'appartenance au sexe féminin
- La position de cette probabilité par rapport au point de césure autorisant le meilleur score de détermination.

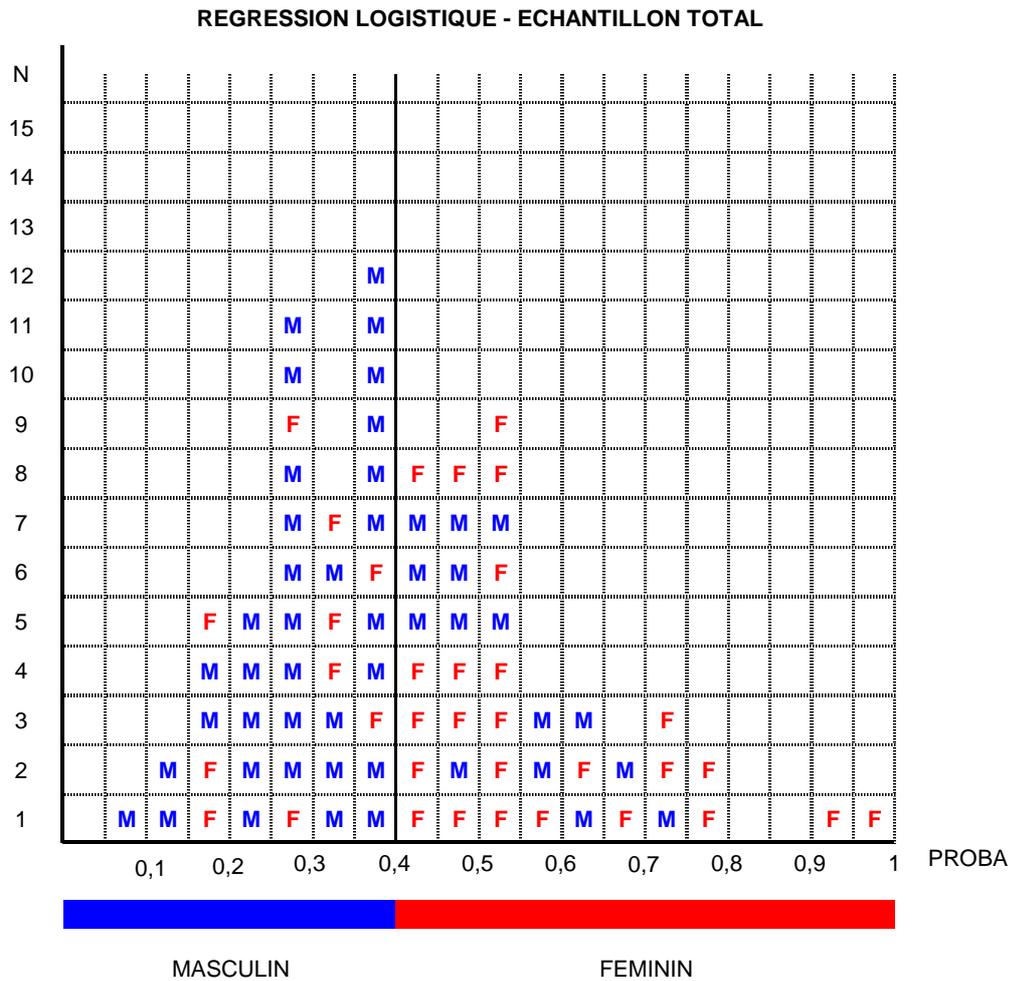


Figure 50 : Représentation graphique des probabilités d'appartenance au sexe féminin en fonction du sexe réel et de leur positionnement par rapport au point de césure choisi.

Ce deuxième modèle de régression logistique donnant un score général de classification légèrement supérieur au premier modèle, nous avons continué à augmenter la valeur du seuil d'entrée. Le seuil de 0,2 a été le premier à autoriser l'entrée de nouveaux paramètres, mais il entraîne un modèle dont l'adéquation avec les données n'est pas validée par le test d'Hosmer-Lemeshow.

Par ailleurs, en raison du grand nombre de paramètres relevés, il n'a pas été possible d'établir de régression logistique selon la méthode descendante, car celle-ci entraîne un effet d'*overfitting*, rendant la régression inutilisable.

Les tentatives d'établissement de régressions logistiques utilisant les aires et les périmètres ne permettant pas de dépasser le score de classement de 56%, nous ne présentons pas ici de modèle régressif.

4.3.2 L'analyse discriminante

De même que pour l'établissement des modèles de régression logistique, nous n'avons, dans un premier temps, pas proposé les aires et les périmètres pour entrer dans la formule. Ceci ayant pour but d'éviter l'introduction d'effectifs limitants.

Le modèle d'analyse discriminante a été établi en considérant que les probabilités d'appartenir à l'un ou l'autre des deux sexes étaient *a priori* égales et en utilisant comme probabilité associée à la statistique F pour entrer dans le modèle la valeur 0,05 et la valeur 0,1 pour en sortir. Le modèle utilisé est le modèle pas à pas (*stepwise*).

Un seul paramètre est autorisé en entrée dans le modèle. Il s'agit de l'angle OPR gauche (tableau XIX).

Variables introduites/éliminées^{b,c}

Pas	Introduite	Lambda de Wilks							
		Statistique	ddl1	ddl2	ddl3	F exact			
						Statistique	ddl1	ddl2	Signification
1	Angle OPR du coté gauche	,907	1	1	80,000	8,219	1	80,00	,005

A chaque pas, la variable qui minimise le lambda de Wilks global est introduite.

b. La signification maximum du F pour introduire est .05.

c. La signification minimum du F pour éliminer est .10.

Tableau XIX : Variables introduites dans le modèle d'analyse discriminante

La signification de cet angle dans le modèle est très importante ($p = 0,005$) et autorise l'établissement des fonctions de classement discriminantes linéaires de Fisher suivantes.

Coefficients des fonctions de classement

	SEXE	
	1	2
Angle OPR du coté gauche	2,207	2,292
(Constante)	-140,779	-151,742

Fonctions discriminantes linéaires de Fisher

Tableau XX : Coefficients de fonctions de classement linéaires de Fisher.

Celles-ci peuvent s'exprimer sous les formes suivantes, permettant le calcul des scores discriminants d'appartenance à l'un ou l'autre des deux sexes :

$$F(1) = (2,207 * OPRG) - 140,779$$

$$F(2) = (2,292 * OPRG) - 151,742$$

Ces fonctions permettent le calcul des probabilités selon les formules :

$$P(1) = \frac{e^{(2,207 * OPRG) - 140,779}}{e^{(2,207 * OPRG) - 140,779} + e^{(2,292 * OPRG) - 151,742}}$$

$$P(2) = \frac{e^{(2,292 * OPRG) - 151,742}}{e^{(2,207 * OPRG) - 140,779} + e^{(2,292 * OPRG) - 151,742}}$$

Les scores de détermination obtenus d'après ces formules, pour les observations totales, puis pour le test de validation croisée, sont présentés dans le tableau XXI ci-dessous :

Résultats du classement^{b,c}

			Classe(s) d'affectation prévue(s)		Total
			1	2	
Original	Effectif	1	31	17	48
		2	12	23	35
	%	1	64,6	35,4	100,0
		2	34,3	65,7	100,0
Validé-croisé ^a	Effectif	1	31	17	48
		2	12	23	35
	%	1	64,6	35,4	100,0
		2	34,3	65,7	100,0

a. La validation croisée n'est effectuée que pour les observations de l'analyse. Dans la validation croisée, chaque observation est classée par les fonctions dérivées de toutes les autres observations.

b. 65,1% des observations originales classées correctement.

c. 65,1% des observations validées-croisées classées correctement.

Tableau XXI : récapitulatif des scores de classification obtenus d'après l'analyse discriminante 1.

Le tableau XXI témoigne que le score de classification correcte, aussi bien sur les observations complètes que sur les observations validées-croisées, est de 65,1%. Contrairement au modèle de régression logistique, les résultats de l'analyse discriminante sont directement présentés sans que nous ayons à choisir le point de césure, celui-ci étant déterminé de manière optimale par la régression. Si nous regardons la courbe ROC correspondant à l'analyse, nous voyons que la sensibilité et la spécificité calculées par le modèle correspondent bien à une des paires de coordonnées les plus proches de l'angle supérieur gauche de la représentation graphique (figure 51).

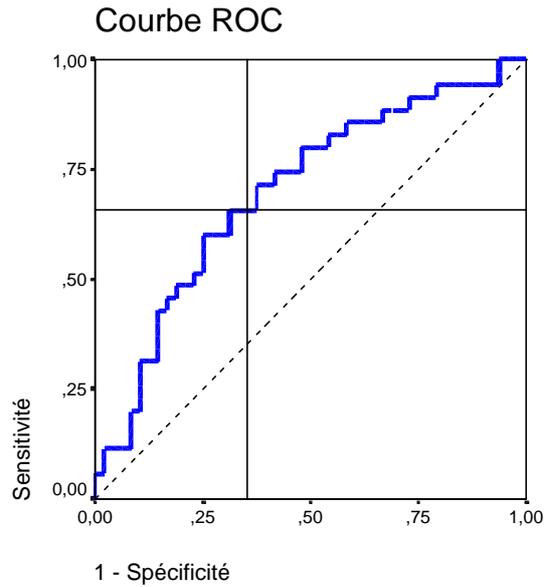


Figure 51 : Représentation graphique du rapport sensibilité / spécificité établi d'après les résultats du modèle d'analyse discriminante.

Coordonnées de la courbe

Variable(s) de résultats tests: Probabilité d'appartenance au groupe pour l'analyse 1

Positif si supérieur ou égal à	Sensibilité	1 - Spécificité
,4561750	,743	,438
,4612606	,743	,417
,4663790	,714	,417
,4689532	,714	,396
,4703253	,714	,375
,4741654	,686	,375
,4782515	,657	,375
,4894513	,657	,354
,5089047	,657	,333
,5178674	,657	,313
,5211254	,629	,313
,5253845	,600	,313
,5294923	,600	,292
,5349831	,600	,271
,5392467	,600	,250
,5415331	,571	,250
,5422612	,543	,250
,5453862	,514	,250
,5521789	,514	,229

Afin de connaître la valeur utilisée comme point de césure, nous pouvons nous référer à la table de représentation des coordonnées de la courbe. Sur une partie de celle-ci (nous ne présentons ici qu'une portion des données concernant le segment de courbe qui nous intéresse), nous pouvons voir que le seuil utilisé est de 0,489 (tableau XXII). Le point suivant étant supérieur à 0,5 nous pouvons utiliser 0,5 comme valeur stricte de césure.

Tableau XXII : Coordonnées de la courbe ROC présentant les rapports sensibilité / spécificité de l'analyse discriminante 1.

La manière dont se distribuent les probabilités en fonction du point de césure et les correspondances entre probabilités calculées et sexe réel sont représentées dans le graphique ci-dessous (figure 52) :

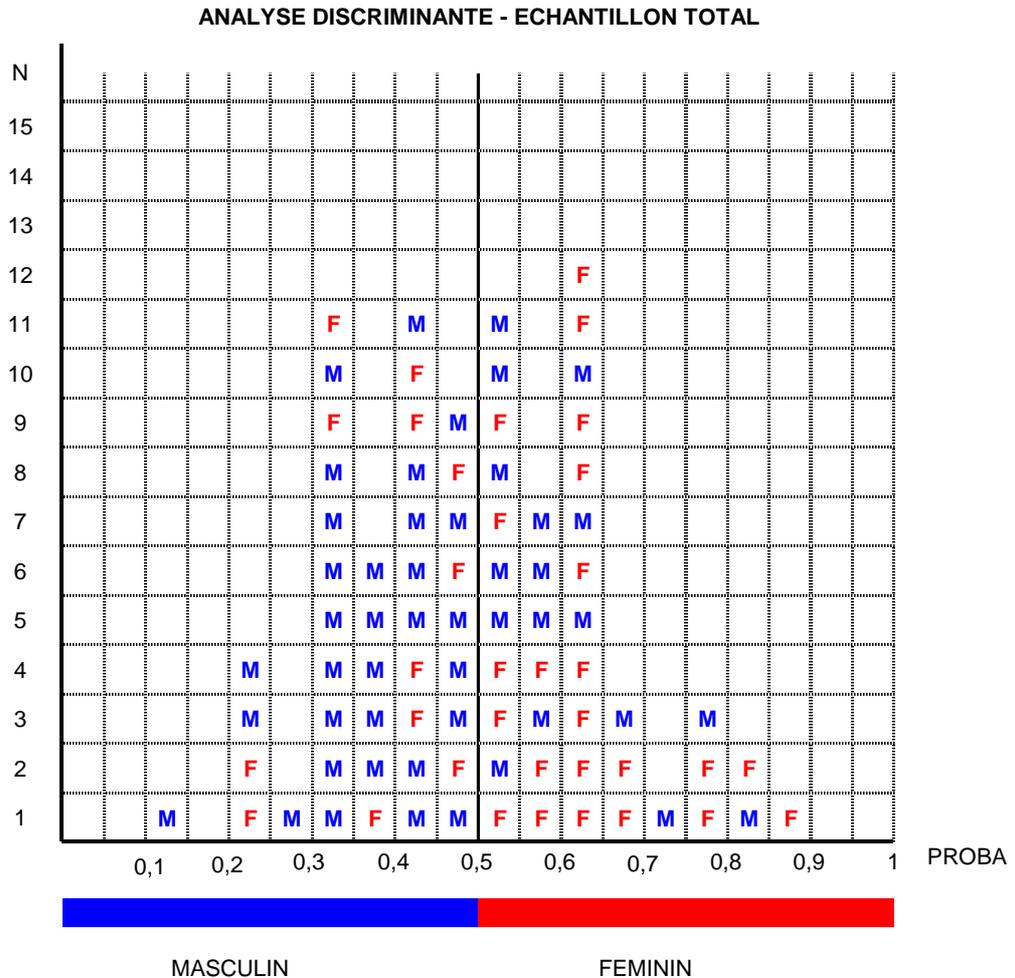


Figure 52 : Représentation des probabilités d'affectation des fœtus de la collection de Szeged et positionnement par rapport au point de césure selon leur sexe réel.

Dans notre démarche, nous avons ensuite fait varier les seuils d'entrée et de sortie dans le modèle. Le second paramètre à intégrer le modèle, avec les valeurs de 0,15 pour entrer et 0,2 pour sortir, est le rapport AB / GH du côté gauche. Cependant, le modèle établi n'est pas valide car il ne remplit pas les conditions d'égalité des matrices de covariance pour les groupes (test M de Box). De plus, celui-ci n'améliore pas le score de classification correcte.

Les aires et périmètres, ainsi que les différents rapports ou indices qu'ils nous ont servi à calculer, ont aussi été proposés pour établir un modèle d'analyse discriminante. Aucun de ces paramètres n'a été autorisé à rentrer dans l'établissement du modèle avec les valeurs d'entrée et de sortie de 0,05 et 0,1. Nous avons alors fait varier le seuil d'entrée et dès la valeur de 0,06 le rapport entre périmètre de l'ilium et périmètre de l'échancrure sciatique du côté droit est rentré dans le modèle. Cependant, le test de Box nous indique que les conditions d'application du modèle ne sont pas remplies, puisque l'hypothèse nulle des matrices de covariance est rejetée (p = 0,008). De plus, ce modèle n'autorisait que 52 % de classification correcte.

Il semble donc que nous ayons atteint les limites des classifications correctes de chacun des modèles (le modèle logistique et l'analyse discriminante) pour les fœtus de la collection de Szeged et que celle-ci se situe entre de 65 et 70 %.

Ce pourcentage représente un taux d'erreur important. Cependant, les diagrammes de dispersion de chacun des paramètres en fonction de l'âge et du sexe (voir annexes pages IV à XXXVII) nous ont permis d'observer une influence de l'âge sur certains d'entre eux.

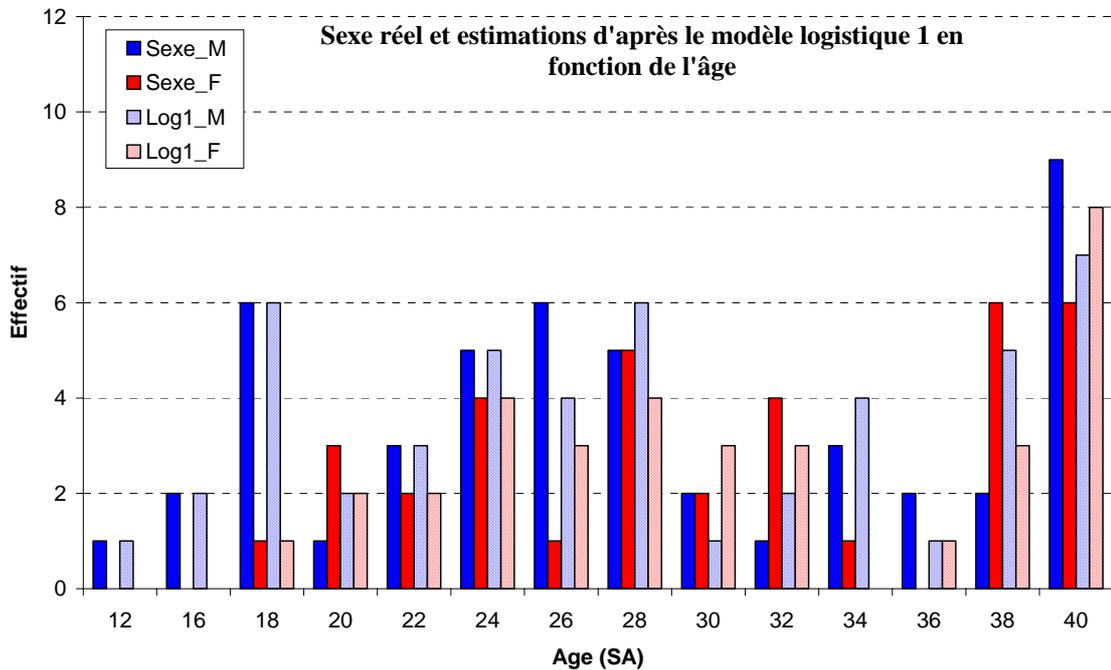
Nous avons alors recherché la répartition selon l'âge des erreurs de classification :

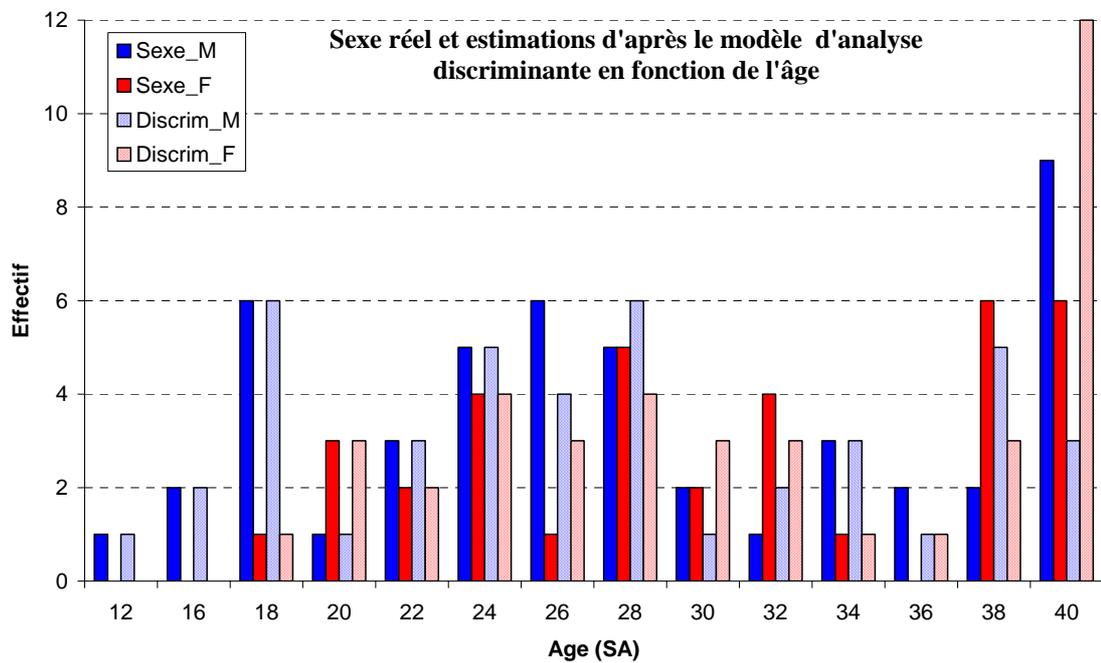
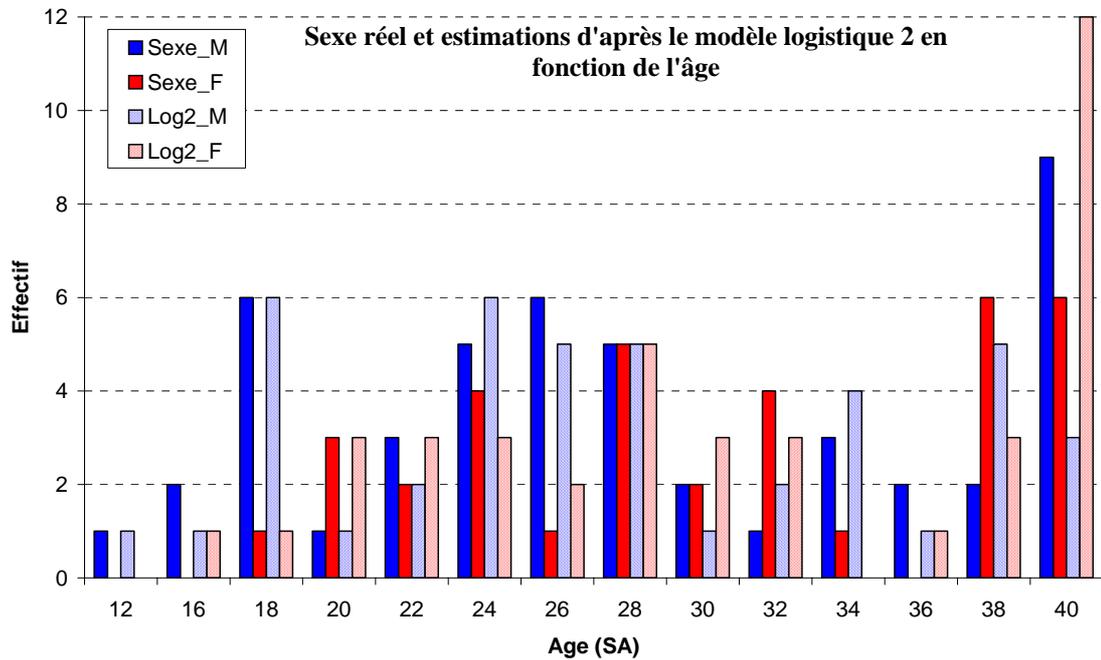
ERREURS DE CLASSEMENT						
Age (SA)	Logistique 1		Logistique 2		Discriminante	
	M ⇒ F	F ⇒ M	M ⇒ F	F ⇒ M	M ⇒ F	F ⇒ M
12	0	0	0	0	0	0
16	0	0	1	0	0	0
18	0	0	0	0	0	0
20	1	0	0	0	0	0
22	0	0	1	0	0	0
24	0	0	0	1	0	0
26	2	0	1	0	2	0
28	0	1	0	0	0	1
30	1	0	1	0	1	0
32	1	0	0	1	0	1
34	0	1	0	1	0	0
36	1	0	1	0	1	0
38	0	3	0	3	0	3
40	2	0	6	0	6	0

Tableau XXIII : Présentation du nombre d'erreurs de classement en fonction de l'âge pour chacune des trois formules prédictives établies. M ⇒ F : Fœtus Masculin pris pour un fœtus Féminin ; F ⇒ M : Fœtus Féminin pris pour un fœtus masculin.

Le tableau XXIII présentant les erreurs de classement en fonction de l'âge de chacun des fœtus de la collection de Szeged nous permet d'observer que ces erreurs ne sont pas réparties de manière homogène selon l'âge. Il semble que celles-ci soient d'autant plus fréquentes que le sujet est âgé. De plus, nous pouvons observer que la régression logistique 1 et l'analyse discriminante n'entraînent que très peu d'erreurs chez les fœtus âgés de moins de 26 semaines d'aménorrhée.

Le second type de représentation des erreurs en fonction de l'âge foetal – les trois histogrammes suivants – nous permet, d'une part de confirmer visuellement l'observation précédente (le nombre croissant d'erreurs en fonction de l'âge) et d'autre part d'observer les changements que ces erreurs entraînent sur le profil de la population.





Nous avons donc découpé notre effectif en tranches d'âge afin de voir si la diagnose sexuelle au sein d'un groupe d'individus d'âge plus homogène permettait d'obtenir un meilleur pourcentage de détermination.

RESUME

LA DETERMINATION DU SEXE SUR L'ECHANTILLON TOTAL

L'ETUDE DES PARAMETRES:

- 20 paramètres sur les 36 relevés présentent des différences selon la latéralité.
- L'observation des diagrammes de dispersion de chacun des paramètres en fonction de l'âge et du sexe :
 - ne permet pas d'observer de manière évidente l'existence d'un dimorphisme sexuel,
 - permet d'observer que certains paramètres sont dépendants de l'âge.
- 7 paramètres présentent des différences selon le sexe d'après le test de Student :
 - 3 angles : OPQ, RPQ et OPR, tous les trois pour le côté gauche,
 - 4 rapports : RO / PQ et PQ / AB à gauche ; AB / GH à gauche et à droite.

LES MOYENS PREDICTIFS:

La régression logistique 1 :

- Valeurs seuils : 0,05 pour entrer et 0,1 pour sortir.
- L'angle OPR gauche est le seul à rentrer dans le modèle.
- Le modèle établi est :

$$\text{Log (P/(1-P))} = 0,087 \text{ OPRG} - 11,557$$
- Score de classification général : 66,46 % avec une césure à 0,45
 - Fœtus féminins correctement classés (sensibilité) : 60 %
 - Fœtus masculins correctement classés (spécificité) : 72,92 %

La régression logistique 2 :

- Valeurs seuils : 0,15 pour entrer et 0,2 pour sortir.
- L'angle OPR gauche et le rapport AB / GH gauche rentrent dans le modèle.
- Le modèle établi est :

$$\text{Log (P/(1-P))} = 0,079 \text{ OPRG} + 1,633 \text{ AB / GH G} - 12,287$$
- Score de classification général : 70,09 % avec une césure à 0,4
 - Fœtus féminins correctement classés (sensibilité) : 71,43 %
 - Fœtus masculins correctement classés (spécificité) : 68,75 %

L'analyse discriminante :

- Valeurs seuils : 0,05 pour entrer et 0,1 pour sortir.
- L'angle OPR gauche est le seul à rentrer dans le modèle.
- Les fonctions discriminantes linéaires de Fisher établies sont :

$$F (\text{masculin}) = 2,207 \text{ OPRG} - 140,779$$

$$F (\text{féminin}) = 2,292 \text{ OPRG} - 151,742$$
- Score de classification de la validation croisée :
 - Score général : 65,1 % avec une césure à 0,5
 - Fœtus féminins correctement classés (sensibilité) : 64,6 %
 - Fœtus masculins correctement classés (spécificité) : 65,7 %

4.4 La détermination du sexe par groupe d'âge

De manière à étudier les possibilités de déterminer le sexe fœtal à partir de l'ilium au sein de groupes d'âge plus homogènes, nous avons décidé de restructurer notre échantillon total d'étude.

Pour cela, nous avons divisé la collection ostéologique fœtale du laboratoire de Médecine Légale de Szeged en trois groupes d'âges. Le découpage a été effectué de manière à obtenir trois groupes d'effectifs à peu près équivalents. Nous avons ainsi défini :

- Un groupe A, regroupant tous les fœtus de moins de 26 semaines d'aménorrhée. Ce groupe est composé de 28 fœtus, 18 de sexe masculin et 10 de sexe féminin.
- Un groupe B, regroupant les fœtus âgés de 28 à 34 semaines d'aménorrhée. Ce groupe est composé de 26 fœtus, dont 14 de sexe masculin et 12 de sexe féminin.
- Un groupe C, regroupant les fœtus âgés de plus de 34 semaines d'aménorrhée. Celui-ci comprend 29 fœtus parmi lesquels 16 de sexe masculin et 13 de sexe féminin.

Pour chacun de ces sous-échantillons, nous avons appliqué les mêmes moyens de prédiction du sexe que ceux décrits pour l'échantillon total. Les mesures linéaires, ainsi que les angles et rapports qui en découlent ont été étudiés, ainsi que les aires et périmètres. Cependant, ces derniers n'ont pas fait l'objet de calcul de formules de prédiction en raison de leur trop faible effectif. Nous avons donc limité notre recherche à l'existence de différences significatives en fonction du sexe. Ceci a été réalisé à l'aide du test du U de Mann Whitney.

4.4.1 Détermination du sexe dans le groupe A (< 26 SA)

4.4.1.1 Etude des paramètres

En raison des effectifs, la recherche des paramètres présentant des différences significatives en fonction du sexe a été réalisée à l'aide du test de Mann-Whitney, y compris pour les mesures linéaires et les paramètres qui en découlent.

Le tableau de résultats est présenté en annexes pages XLVI et XLVII. Dans un souci de concision, nous ne présentons ici que les paramètres révélant des différences significatives au seuil de 5% (tableau XXIV).

Test U de Mann Withney^b

	U de Mann-Whitney	W de Wilcoxon	Z	Sig.	Signification exacte
Angle RPQ du coté gauche	18,000	189,000	-3,481	,000	,000
Angle OPR du coté gauche	33,000	204,000	-2,733	,006	,005
Index RO / PQ du coté gauche	31,000	202,000	-2,831	,005	,004

b. Critère de regroupement : SEXE

Tableau XXIV : Test U de Mann-Whitney. Présentation des paramètres révélant des différences significatives selon le sexe dans le groupe A.

Le tableau ci-dessus (tableau XXIV) nous indique que trois paramètres présentent des différences significatives selon le sexe dans le groupe des fœtus de moins de 26 semaines d'aménorrhée. Il s'agit de deux angles relevés dans l'échancrure sciatique, RPQ et OPR du côté gauche, ainsi que d'un rapport relevé lui aussi dans l'échancrure sciatique : RO / PQ du côté gauche.

4.4.1.2 Régression logistique

La première régression logistique que nous ayons établie utilise la méthode pas à pas ascendante, avec des valeurs de p pour entrer et pour sortir qui sont respectivement de 0,05 et 0,1.

Celles-ci autorisent l'entrée de 4 paramètres, mais elles entraînent un sur-apprentissage (Hosmer-Lemeshow : $p = 1$) et ne peuvent donc pas être utilisés. Nous avons donc fait varier la valeur d'entrée et obtenu l'entrée d'un seul paramètre pour une valeur de 0,03. Celui-ci est le même que le premier paramètre à rentrer dans le modèle (non-valide) à 4 paramètres : il s'agit de l'angle RPQ à gauche. Pour ce paramètre, la valeur du test de Hosmer-Lemeshow est de 0,657.

Nous présentons donc ici les coefficients de la formule valide :

Variables dans l'équation

	B	E.S.	Wald	ddl	Signif.	Exp(B)
Étape 1 RPQG	,523	,196	7,149	1	,008	1,688
1 Constante	-33,585	12,466	7,258	1	,007	,000

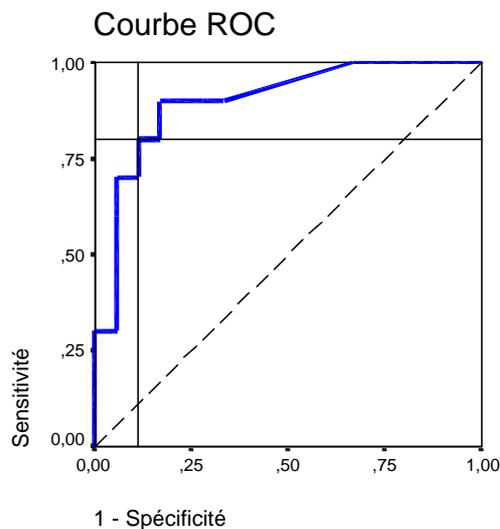
a. Variable(s) entrées à l'étape 1: RPQG.

Tableau XXV : Coefficients de la formule de régression logistique établie pour le groupe A.

Le modèle peut donc s'écrire sous la forme :

$$\text{Log}(P/(1-P)) = 0,523 * \text{RPQ G} - 33,585$$

Les probabilités calculées à partir de ce modèle sont présentées en annexes page XLVIII. Cependant, afin de rechercher le meilleur point de césure, nous pouvons observer la courbe ROC.



Les segments diagonaux sont générés par des liaisons.

Figure 53 : Courbe ROC établie d'après la régression logistique du groupe A. Les valeurs de sensibilité et de spécificité permettant le meilleur classement sont représentées par les lignes noires.

Sur cette courbe, deux points se distinguent des autres en présentant des coordonnées élevées, les rapprochant ainsi de l'angle supérieur gauche de la figure 53, c'est-à-dire des valeurs idéales d'un test de prédiction. Les coordonnées (sensibilité ; 1-spécificité) de ces points sont (0,8 ; 0,111) et (0,9 ; 0,167). Ces valeurs correspondent respectivement, en couples sensibilité – spécificité, aux couples de valeurs 80 – 88,9 % et 90 – 83,3 %.

En raison du déséquilibre des effectifs du groupe A selon le sexe (il y a environ deux fois plus de fœtus de sexe masculin), il est préférable de privilégier la spécificité, c'est-à-dire le pourcentage de fœtus masculins classés comme tel. Les premières coordonnées nous semblent donc les meilleures et autorisent un score de classification général de 84,45%.

Le tableau XXVI présentant les coordonnées de la courbe en fonction des points de césure nous permet d'observer que ce point correspondant aux coordonnées (sensibilité ; 1-spécificité) a pour valeur 0,5.

Coordonnées de la courbe

Variable(s) de résultats tests: Predicted probability

Positif si supérieur ou égal à	Sensibilité	1 - Spécificité
,0000000	1,000	1,000
2,147E-03	1,000	,944
6,442E-03	1,000	,889
1,050E-02	1,000	,833
1,388E-02	1,000	,778
2,199E-02	1,000	,722
6,482E-02	1,000	,667
,1686380	,900	,333
,2484422	,900	,278
,2687869	,900	,167
,3807446	,800	,167
,5021183	,800	,111
,5391079	,700	,111
,6327289	,700	,056
,7355997	,600	,056
,7939869	,300	,056
,8516476	,300	,000
,9066078	,200	,000
,9605174	,100	,000
1,0000000	,000	,000

Tableau XXVI : Coordonnées de la courbe ROC correspondant à la régression logistique établie sur le groupe A.

4.4.1.3 Analyse discriminante

L'analyse discriminante établie avec les paramètres linéaires, la méthode pas à pas (*stepwise*) et les valeurs d'entrée et de sortie de 0,05 et 0,1 a permis l'entrée d'un seul paramètre. Il s'agit de l'angle RPQ à gauche (le même angle que pour le modèle logistique). Le modèle est validé par une valeur p pour le test M de Box de 0,429.

Les coefficients du modèle établi sont présentés dans le tableau XXVII ci-dessous :

Variables introduites/éliminées^{a,c}

Pas	Introduite	Lambda de Wilks							
		Statistique	ddl1	ddl2	ddl3	F exact			
						Statistique	ddl1	ddl2	Signification
1	Angle RPQ du coté gauche	,601	1	1	26,00	17,278	1	26,000	,000

A chaque pas, la variable qui minimise le lambda de Wilks global est introduite.

b. La signification maximum du F pour introduire est .05.

c. La signification minimum du F pour éliminer est .10.

Tableau XXVII : Statistiques du modèle d'analyse discriminante établi pour le groupe A.

Ce modèle permet d'obtenir deux fonctions de classement linéaires de Fisher dont les coefficients sont présentés dans le tableau XXVIII :

Coefficients des fonctions de classement

	SEXE	
	1	2
Angle RPQ du coté gauche	3,462	3,858
(Constante)	-103,456	-128,303

Fonctions discriminantes linéaires de Fisher

Tableau XXVIII : Coefficients de Fisher.

Les deux fonctions peuvent donc s'écrire sous les formes suivantes :

$$F(1) = (3,462 * RPQG) - 103,456$$

$$F(2) = (3,858 * RPQG) - 128,303$$

Ces fonctions permettent le calcul des probabilités selon les formules :

$$P(1) = \frac{e^{(3,462 * RPQG) - 103,456}}{e^{(3,462 * RPQG) - 103,456} + e^{(3,858 * RPQG) - 128,303}}$$

$$P(2) = \frac{e^{(3,858 * RPQG) - 128,303}}{e^{(3,462 * RPQG) - 103,456} + e^{(3,858 * RPQG) - 128,303}}$$

Ces fonctions de classement permettent de calculer le score de détermination global donné par le modèle (tableau XXIX):

Résultats du classement^{b,c}

			Classe(s) d'affectation prévue(s)		Total
			1	2	
Original	Effectif	1	15	3	18
		2	2	8	10
	%	1	83,3	16,7	100,0
		2	20,0	80,0	100,0
Validé-croisé ^a	Effectif	1	15	3	18
		2	2	8	10
	%	1	83,3	16,7	100,0
		2	20,0	80,0	100,0

a. La validation croisée n'est effectuée que pour les observations de l'analyse. Dans la validation croisée, chaque observation est classée par les fonctions dérivées de toutes les autres observations.

b. 82,1% des observations originales classées correctement.

c. 82,1% des observations validées-croisées classées correctement.

Tableau XXIX : Résultats du classement des fœtus du groupe A selon l'analyse discriminante.

Il est donc possible, pour les 28 fœtus de groupe A, de déterminer correctement le sexe dans 82,1 % des cas.

4.4.2 Détermination du sexe dans le groupe B (26 SA ≤ âge < 34 SA)

Le test du U de Mann-Whitney ne présente pas de différence significative pour aucun des paramètres.

Il est donc impossible d'établir un modèle prédictif, ceux-ci n'autorisant l'entrée d'aucun paramètre avec les seuils classiquement utilisés.

L'augmentation des seuils d'entrée entraîne une perte de la significativité du modèle, c'est-à-dire une perte de l'adéquation du modèle avec la réalité.

4.4.3 Détermination du sexe dans le groupe C (≥ 34 SA)

4.4.3.1 Etude des paramètres

Le test de Mann-Whitney nous permet d'établir sur les sujets du groupe C, l'existence de 6 paramètres présentant des différences significatives en fonction du sexe. Il s'agit de 5 paramètres relevés du côté droit et un seul relevé du côté gauche. Ils sont présentés dans le tableau XXX :

Test ^b					
	U de Mann-Whitney	W de Wilcoxon	Z	Sig.	Signification exacte [2*(signification unilatérale)]
Distance AB du coté droit	59,000	195,000	-1,973	,048	,050
Distance CD du coté droit	57,500	193,500	-2,040	,041	,040
Distance AC du coté droit	58,500	194,500	-1,996	,046	,045
Distance AE du coté droit	56,500	192,500	-2,084	,037	,036
Distance BE du coté gauche	58,500	194,500	-1,996	,046	,045
Distance BE du coté droit	56,500	192,500	-2,084	,037	,036

b. Critère de regroupement : SEXE

Tableau XXX : Test de Mann-Whitney en fonction du sexe pour les 29 fœtus (16 Masculins et 13 Féminins) du groupe C. Seuls les paramètres révélant des différences significatives au seuil de 5 % sont présentés.

Les 6 paramètres sont des mesures linéaires qui sont toutes relevées sur l'aile iliaque. Nous constatons donc que contrairement au groupe A (fœtus les plus jeunes) et à l'échantillon total, pour lesquels les paramètres présentant des différences significatives en fonction du sexe étaient des angles relevés sur l'échancrure sciatique, il semble que pour les fœtus les plus âgés, le dimorphisme sexuel s'exprime essentiellement par la taille de l'ilium.

4.4.3.2 Régression logistique

La régression logistique, établie avec le seuil d'entrée de 0,05, a autorisé l'entrée d'un seul paramètre dans le modèle : il s'agit de la distance AC relevée du côté droit. L'adéquation du modèle avec la réalité est bonne, puisque le test d'Hosmer-Lemeshow donne une significativité de 0,249 et les coefficients du modèle sont les suivants :

Variables dans l'équation

	B	E.S.	Wald	ddl	Signif.	Exp(B)	
Étape 1	ACD	,425	,216	3,864	1	,049	1,530
	Constante	-8,373	4,180	4,013	1	,045	,000

a. Variable(s) entrées à l'étape 1: ACD.

Tableau XXXI : Coefficients du modèle de régression logistique établi pour les 29 fœtus (16 Masculins et 13 Féminins) du groupe C.

La formule de régression peut donc s'écrire sous la forme :

$$\text{Log} (P/(1-P)) = 0,425 \text{ ACD} - 8,373$$

Les probabilités calculées à partir de cette formule sont présentées en annexes (page XLVIII). Celles-ci permettent de tracer la courbe ROC ci-contre, afin de choisir le point de césure autorisant le meilleur score de détermination possible.

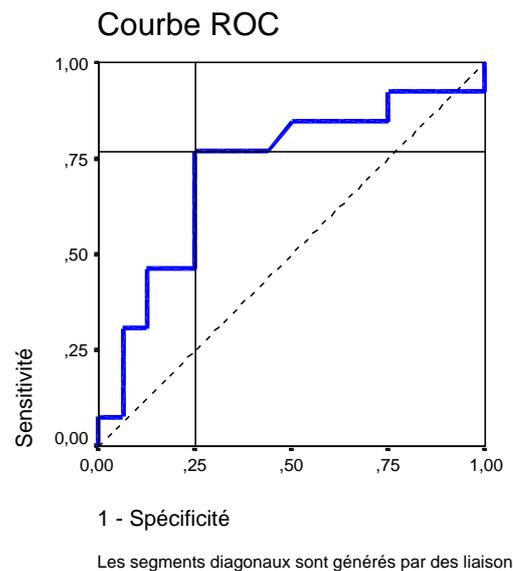


Figure 54 : Courbe ROC établie d'après le régression logistique pour les fœtus du groupe C (âge > 34 SA).

La courbe ROC de la figure 54 nous permet d'observer que le meilleur rapport sensibilité – spécificité est obtenu avec des valeurs respectives de 76,9% et 75%. Grâce au tableau des coordonnées de la courbe, il est possible de déterminer le point de césure autorisant ces classements. Ce point de césure est de 0,512, il autorise un score général de détermination correcte du sexe de 75,9%.

La régression logistique que nous venons d'établir a autorisé l'entrée d'un seul paramètre : AC du côté droit. Cependant, nous avons démontré que ce paramètre présentait un manque de répétabilité et de reproductibilité. Pour cette raison, nous avons établi une seconde régression logistique, toujours avec un seuil d'entrée de 0,05, en proposant au modèle uniquement les paramètres AB, CD et AE du côté droit, dont nous sommes sûrs de la fiabilité. Un seul paramètre rentre dans le modèle : AE du côté droit. L'adéquation du modèle est bonne puisque le test d'Hosmer-Lemeshow présente une significativité de 0,488. Nous pouvons donc établir un modèle dont les paramètres sont les suivants :

Variables dans l'équation

		B	E.S.	Wald	ddl	Signif.	Exp(B)
Étape 1	AED	,414	,220	3,547	1	,060	1,512
	Constante	-8,351	4,369	3,653	1	,056	,000

a. Variable(s) entrées à l'étape 1: AED.

Tableau XXXII : Coefficients du modèle de régression logistique 2, établi pour les 29 fœtus (16 Masculins et 13 Féminins) du groupe C.

La formule de régression peut donc s'écrire sous la forme :

$$\text{Log (P/(1-P))} = 0,414 \text{ AED} - 8,351$$

Les probabilités calculées à partir de cette formule sont présentées en annexes (page XLVIII). Celles-ci permettent de tracer la courbe ROC ci-après afin de choisir le point de césure autorisant le meilleur score de détermination possible (figure 55).

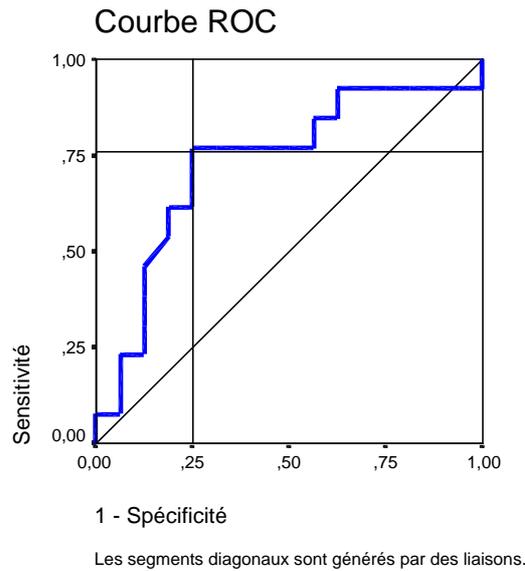


Figure 55 : Courbe ROC établie d'après le régression logistique 2 pour les fœtus du groupe C (âge > 34 SA).

La courbe ROC nous permet d'observer que le meilleur rapport sensibilité – spécificité est obtenu avec des valeurs respectives de 76,9% et 75%. Grâce au tableau des coordonnées de la courbe, il est possible de déterminer le point de césure autorisant ces classements. Ce point de césure est de 0,445 et autorise un score général de détermination correcte du sexe de 75,9%.

4.4.3.3 Analyse discriminante

L'analyse discriminante établie avec l'ensemble des paramètres linéaires, la méthode pas à pas (*stepwise*) et les valeurs d'entrée et de sortie de 0,05 et 0,1 a permis l'établissement d'un modèle utilisant le même paramètre que la régression logistique précédente : la distance AC du côté droit. Le modèle est validé par une valeur p pour le test M de Box de 0,264.

Les fonctions linéaires discriminantes de Fisher établies par ce modèle sont présentées dans le tableau ci-dessous (tableau XXXIII) :

Coefficients des fonctions de classement

	SEXE	
	1	2
Distance AC du coté droit	4,115	4,510
(Constante)	-38,491	-46,105

Fonctions discriminantes linéaires de Fisher

Tableau XXXIII : Fonctions discriminantes linéaires de Fisher utilisées pour le classement des fœtus du groupe C.

Les deux fonctions peuvent donc s'écrire sous les formes suivantes :

$$F(1) = (4,115 * ACD) - 38,491$$

$$F(2) = (4,510 * ACD) - 46,105$$

Ces fonctions permettent le calcul des probabilités selon les formules :

$$P(1) = \frac{e^{(4,115 * ACD) - 38,491}}{e^{(4,115 * ACD) - 38,491} + e^{(4,510 * ACD) - 46,105}}$$

$$P(2) = \frac{e^{(4,510 * ACD) - 46,105}}{e^{(4,115 * ACD) - 38,491} + e^{(4,510 * ACD) - 46,105}}$$

Ces fonctions de classement permettent de calculer le score de détermination global donné par le modèle du tableau XXXIV.

Résultats du classement^{b,c}

			Classe(s) d'affectation prévue(s)		Total
			1	2	
Original	Effectif	1	11	5	16
		2	3	10	13
	%	1	68,8	31,3	100,0
		2	23,1	76,9	100,0
Validé-croisé ^a	Effectif	1	11	5	16
		2	3	10	13
	%	1	68,8	31,3	100,0
		2	23,1	76,9	100,0

- a. La validation croisée n'est effectuée que pour les observations de l'analyse. Dans la validation croisée, chaque observation est classée par les fonctions dérivées de toutes les autres observations.
- b. 72,4% des observations originales classées correctement.
- c. 72,4% des observations validées-croisées classées correctement.

Tableau XXXIV : Résultats du classement établi par l'analyse discriminante concernant les fœtus du groupe C.

Il est donc possible, pour les 29 fœtus de la collection de Szeged composant le groupe C, c'est-à-dire pour les 16 fœtus masculins et les 13 fœtus féminins dont l'âge est estimé à plus de 34 semaines d'aménorrhée, de déterminer correctement le sexe dans 72,4% des cas si l'on utilise une analyse discriminante.

Nous pouvons constater sur la courbe ROC ci-contre que le rapport sensibilité-spécificité est le même que pour la régression logistique établie sur le même groupe (C).

Seul le score de classement varie très légèrement car dans le cas de l'analyse discriminante, le point de césure est de 0,5.

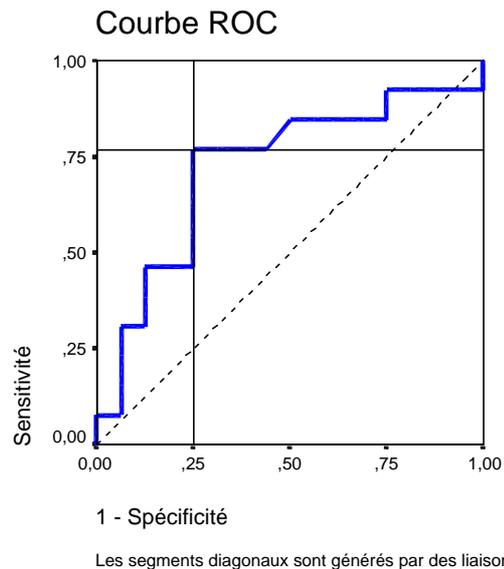


Figure 56 : Courbe ROC établie d'après l'analyse discriminante pour les fœtus du groupe C (âge > 34 SA).

L'analyse discriminante établie avec l'ensemble des paramètres linéaires, la méthode pas à pas (*stepwise*) et les valeurs d'entrée et de sortie de 0,05 et 0,1 a permis l'établissement d'un modèle utilisant le même paramètre que la régression logistique précédente : la distance AC du côté droit. Le modèle est validé par une valeur p pour le test M de Box de 0,264.

Cependant, de même que pour la première régression logistique établie pour le groupe C, cette analyse discriminante a retenu le paramètre AC, qui n'est ni répétable, ni reproductible. Nous avons donc établi une seconde analyse discriminante en proposant pour entrer dans le modèle les paramètres AB, CD et AE du côté droit.

Les fonctions linéaires discriminantes de Fisher établies par ce modèle sont présentées dans le tableau ci-dessous (tableau XXXV) :

Coefficients des fonctions de classement

	SEXE	
	1	2
Distance AE du coté droit (Constante)	4,980 -47,743	5,375 -55,516

Fonctions discriminantes linéaires de Fisher

Tableau XXXV : Coefficients des fonction linéaires de classement utilisées pour classer les fœtus du groupe C selon l'analyse discriminante 2.

Les deux fonctions peuvent donc s'écrire sous les formes suivantes :

$$F(1) = (4,980 * AED) - 47,743$$

$$F(2) = (5,375 * AED) - 55,516$$

Ces fonctions permettent le calcul des probabilités selon les formules :

$$P(1) = \frac{e^{(4,980 * AED) - 47,743}}{e^{(4,980 * AED) - 47,743} + e^{(5,375 * AED) - 55,516}}$$

$$P(2) = \frac{e^{(5,375 * AED) - 55,516}}{e^{(4,980 * AED) - 47,743} + e^{(5,375 * AED) - 55,516}}$$

Ces fonctions de classement et les probabilités qu'elles permettent de calculer, autorisent le calcul du score de détermination global donné par le modèle. Ces résultats sont présentés dans le tableau XXXVI.

Résultats du classement^{b,c}

		SEXE	Classe(s) d'affectation prévue(s)		Total
			1	2	
Original	Effectif	1	11	5	16
		2	3	10	13
	%	1	68,8	31,3	100,0
		2	23,1	76,9	100,0
Validé-croisé ^a	Effectif	1	10	6	16
		2	4	9	13
	%	1	62,5	37,5	100,0
		2	30,8	69,2	100,0

- a. La validation croisée n'est effectuée que pour les observations de l'analyse. Dans la validation croisée, chaque observation est classée par les fonctions dérivées de toutes les autres observations.
- b. 72,4% des observations originales classées correctement.
- c. 65,5% des observations validées-croisées classées correctement.

Tableau XXXVI : Résultats du classement global obtenu d'après l'analyse discriminante 2. Les scores de classification corrects sont à la fois présentés en effectif et en pourcentage, aussi bien pour les observations originales que pour les observations croisées.

Il est donc possible, pour les 29 fœtus de la collection de Szeged composant le groupe C, c'est à dire pour les 16 fœtus masculins et les 13 fœtus féminins dont l'âge est estimé à plus de 34 semaines d'aménorrhée, de déterminer correctement le sexe dans 65,5% des cas si l'on utilise l'analyse discriminante 2.

Nous pouvons constater sur la courbe ROC ci-contre que le rapport sensibilité-spécificité est identique à celui obtenu pour les observations directes dans l'analyse discriminante 1 (72,4%) mais qu'il est inférieur pour les observations validées croisées (65,5%). Le point de césure utilisé dans cette analyse discriminante 2 est de 0,5.

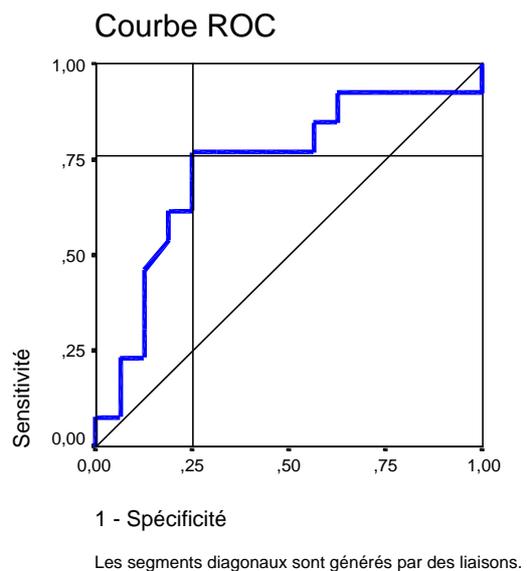


Figure 57 : Courbe ROC établie d'après l'analyse discriminante 2 pour les fœtus du groupe C (âge > 34 SA).

RESUME

LA DETERMINATION DU SEXE SUR LES GROUPES D'AGES

GROUPE A (FŒTUS DE MOINS DE 26 SA):

L'étude des paramètres :

- 3 paramètres présentent des différences selon le sexe : les angles RPQ et OPR gauches et le rapport RO/PQ à gauche.

La régression logistique :

- Valeurs seuils : 0,03 pour entrer et 0,1 pour sortir.
- L'angle RPQ gauche est le seul à rentrer dans le modèle.
- Le modèle établi est : $\text{Log}(P/(1-P)) = 0,523 \text{ RPQG} - 33,585$
- Score de classification général : 84,45 % avec une césure à 0,45

L'analyse discriminante :

- Valeurs seuils : 0,05 pour entrer et 0,1 pour sortir.
- L'angle RPQ gauche est le seul à rentrer dans le modèle.
- Les fonctions discriminantes linéaires de Fisher établies sont :

$$F(\text{masculin}) = 3,462 \text{ RPQG} - 103,456$$

$$F(\text{féminin}) = 3,898 \text{ RPQG} - 128,303$$
- Score de classification de la validation croisée : 82,1 %.

GROUPE B (FŒTUS ENTRE 26 ET 34 SA):

Aucun paramètre ne présente de différences en fonction du sexe.
 Il n'est pas possible d'établir de modèle de régression.

GROUPE C (FŒTUS DE PLUS DE 34 SA):

L'étude des paramètres :

- 6 paramètres présentent des différences selon le sexe : les distances AB, CD, AC, AE et BE à droite, ainsi que BE à gauche.
- Si on utilise l'ensemble de ces paramètres, les analyses (logistique 1 et discriminante 1) retiennent le paramètre AC du côté droit. Cependant, celui-ci n'est pas fiable.

La régression logistique 2 :

- Valeurs seuils : 0,05 pour entrer et 0,1 pour sortir.
- La distance AE droite est la seule à rentrer dans le modèle.
- Le modèle établi est : $\text{Log}(P/(1-P)) = 0,414 \text{ AED} - 8,351$
- Score de classification général : 75,9 % avec une césure à 0,445

L'analyse discriminante 2 :

- Valeurs seuils : 0,05 pour entrer et 0,1 pour sortir.
- La distance AE droite est la seule à rentrer dans le modèle.
- Les fonctions discriminantes linéaires de Fisher établies sont :

$$F(\text{masculin}) = 4,980 \text{ AED} - 47,743$$

$$F(\text{féminin}) = 5,375 \text{ ACD} - 55,516$$
- Score de classification de la validation croisée : 65,5 %.

~ 5 ~

RESULTATS Partie II

DETERMINATION DE L'AGE A PARTIR DE L'ILIUM

5.1 La détermination de l'âge à partir de l'ilium

5.1.1 La corrélation des mesures avec l'âge

Les représentations en nuages de points de chacun des paramètres selon l'âge et le sexe (annexes pages IV à XXXVII) nous ont permis d'observer la forte corrélation de certains paramètres avec l'âge. Nous avons donc recherché l'existence de corrélations significatives au moyen d'un test de corrélation bivarié de Pearson.

Tableau XXXVII :
Présentation des coefficients de corrélation de Pearson de chacun des paramètres linéaires, angles et index avec l'âge. Nous présentons aussi le significativité du coefficient de corrélation et les effectifs à partir desquels les calculs ont été établis.

	Age en semaines d'aménorrhée		
	Corrélation de Pearson	N	Significativité
Distance AB du coté gauche	0,944	83	0,000
Distance AB du coté droit	0,950	83	0,000
Distance CD du coté gauche	0,919	83	0,000
Distance CD du coté droit	0,921	83	0,000
Distance AC du coté gauche	0,933	83	0,000
Distance AC du coté droit	0,936	83	0,000
Distance CB du coté gauche	0,937	83	0,000
Distance CB du coté droit	0,928	83	0,000
Distance EF du coté gauche	0,916	83	0,000
Distance EF du coté droit	0,922	83	0,000
Distance AE du coté gauche	0,937	83	0,000
Distance AE du coté droit	0,945	83	0,000
Distance BE du coté gauche	0,938	83	0,000
Distance BE du coté droit	0,942	83	0,000
Distance RO du coté gauche	0,893	83	0,000
Distance RO du coté droit	0,868	83	0,000
Distance PQ du coté gauche	0,818	83	0,000
Distance PQ du coté droit	0,813	83	0,000
Distance PR du coté gauche	0,788	83	0,000
Distance PR du coté droit	0,565	83	0,000
Distance PO du coté gauche	0,896	83	0,000
Distance PO du coté droit	0,879	83	0,000
Distance OQ du coté gauche	0,890	83	0,000
Distance OQ du coté droit	0,855	83	0,000
Distance GH du coté gauche	0,704	83	0,000
Distance GH du coté droit	0,706	83	0,000
Angle ACD du coté gauche	-0,041	83	0,712
Angle ACD du coté droit	0,106	83	0,338
Angle AEF du coté gauche	-0,171	83	0,123
Angle AEF du coté droit	0,107	83	0,336
Angle BCD du coté gauche	-0,124	83	0,262
Angle BCD du coté droit	0,013	83	0,906
Angle BEF du coté gauche	-0,157	83	0,158
Angle BEF du coté droit	0,133	83	0,232
Angle OPQ du coté gauche	0,364	83	0,001
Angle OPQ du coté droit	0,476	83	0,000
Angle RPQ du coté gauche	0,012	83	0,911
Angle RPQ du coté droit	-0,132	83	0,235
Angle OPR du coté gauche	0,216	83	0,050
Angle OPR du coté droit	0,156	83	0,160
Index RO / PQ du coté gauche	0,246	83	0,025
Index RO / PQ du coté droit	0,269	83	0,014
Index CD / AB du coté gauche	0,155	83	0,162
Index CD / AB du coté droit	-0,080	83	0,472
Index EF / AB du coté gauche	0,189	83	0,087
Index EF / AB du coté droit	-0,096	83	0,389
Index PQ / AB du coté gauche	-0,052	83	0,643
Index PQ / AB du coté droit	-0,119	83	0,287
Index RO / AB du coté gauche	0,264	83	0,017
Index RO / AB du coté droit	0,169	83	0,129
Index AB / GH du coté gauche	0,176	83	0,111
Index AB / GH du coté droit	0,191	83	0,084

	Age en semaines d'aménorrhée		
	Corrélation de Pearson	N	Significativité
Aire de l'ilium droit en mm	0,886	51	0,000
Aire de l'ilium gauche en mm	0,873	33	0,000
Aire moyenne de la surface auriculaire droite en mm	0,878	51	0,000
Aire moyenne de la surface auriculaire gauche en mm	0,840	32	0,000
périmètre de l'ilium droit en mm	0,871	50	0,000
périmètre de l'ilium gauche en mm	0,865	32	0,000
périmètre moyen de la surface auriculaire droite en mm	0,857	50	0,000
périmètre moyen de la surface auriculaire gauche en mm	0,817	31	0,000
Aire échancrure droite en mm	0,840	51	0,000
Aire échancrure gauche en mm	0,830	33	0,000
Périmètre échancrure droite en mm	0,774	51	0,000
Périmètre échancrure gauche en mm	0,773	33	0,000
Index aire ilium / aire surface auriculaire à droite	0,646	51	0,000
Index aire ilium / aire surface auriculaire à gauche	0,691	32	0,000
Index aire ilium / aire échancrure sciatique à droite	-0,235	51	0,097
Index aire ilium / aire échancrure sciatique à gauche	-0,248	33	0,164
Index périmètre ilium / périmètre surface auriculaire à droite	0,357	50	0,011
Index périmètre ilium / périmètre surface auriculaire à gauche	0,544	31	0,002
Index périmètre ilium / périmètre échancrure sciatique à droite	0,032	51	0,824
Index périmètre ilium / périmètre échancrure sciatique à gauche	-0,035	33	0,848

Tableau XXXVIII : Présentation des coefficients de corrélation de Pearson des aires, périmètres et index avec l'âge. Nous présentons aussi les effectifs et le significativité du coefficient.

Sur le premier des deux tableaux précédents (tableau XXXVII), nous pouvons voir que toutes les distances présentent une très bonne corrélation avec l'âge puisque toutes les valeurs des coefficients sont supérieures à 70 % et correspondent à des corrélations très hautement significatives. Cependant, en raison de leurs mauvaises répétabilité et/ou reproductibilité, les distances AC, BE et PR ont été exclues de l'établissement de modèles prédictifs dans la suite de l'étude.

Sur le second tableau (tableau XXXVIII), nous observons que toutes les mesures d'aires et de périmètres sont fortement corrélées à l'âge, puisqu'elles présentent des coefficients - très hautement significatifs - dont les valeurs sont toutes supérieures à 64,6 %. De plus, nous observons que les deux rapports surface de l'ilium sur la surface de l'aire auriculaire, à droite comme à gauche, présentent des corrélations très hautement significatives avec l'âge.

5.1.2 Le choix du type de régression

Afin d'établir des formules de régression permettant de déterminer l'âge de la manière qui soit à la fois la plus simple et la meilleure possible, nous avons recherché le type de régression le mieux adapté aux données. Celles-ci ont été comparées sur la base du coefficient de détermination qu'elles permettaient d'obtenir.

	Linéaire	Logarithmique	Inverse	Quadratique	Cubique	Puissance	LIN - Max
Distance AB du coté gauche	89,2	89	83,2	90	90,4	89,1	1,20
Distance AB du coté droit	90,3	90	84	91	91,4	90	1,10
Distance CD du coté gauche	84,5	85,3	79,5	86,2	87,1	85,6	2,60
Distance CD du coté droit	84,9	84,2	76,5	85,7	86,9	84,9	2,00
Distance CB du coté gauche	87,8	87,3	80,7	88,5	89,3	87,9	1,50
Distance CB du coté droit	86,1	84,8	76,1	86,7	88	85,9	1,90
Distance EF du coté gauche	83,9	84,9	79,3	85,7	86,5	84,9	2,60
Distance EF du coté droit	84,9	84,2	76,4	85,7	87,1	84,6	2,20
Distance AE du coté gauche	87,8	88,1	82,1	89	89,8	88,1	2,00
Distance AE du coté droit	89,3	89	82,5	90,1	90,7	89	1,40
Distance RO du coté gauche	79,8	79,2	70,8	80,6	80,9	80,2	1,10
Distance RO du coté droit	75,4	75,7	66,8	77,2	78,2	76	2,80
Distance PQ du coté gauche	66,8	66,1	53,1	68	68,2	67	1,40
Distance PQ du coté droit	66,1	67,7	61,5	68,7	69,2	68,6	3,10
Distance PO du coté gauche	80,2	80,8	72,1	82,1	82,5	80,6	2,30
Distance PO du coté droit	77,3	78,6	70,6	79,7	80,1	78,8	2,80
Distance OQ du coté gauche	79,2	79,7	71,1	81	81,3	80,8	2,10
Distance OQ du coté droit	73,1	75,8	68	76,8	77,1	75,4	4,00
Distance GH du coté gauche	49,6	47,2	40,7	49,6	52,9	47,9	3,30
Distance GH du coté droit	49,8	47,2	40,7	49,8	53,2	47,9	3,40

Tableau XXXIX : Présentation des coefficients de détermination (en %) obtenus d'après différents modèles régressifs pour chacune des mesures de distances relevées sur les iliums de la collection de Szeged. Nous présentons aussi la différence entre le coefficient de détermination obtenu d'après la régression linéaire et le meilleur des coefficients de détermination, présenté en rouge.

Nous pouvons observer sur le tableau précédent que dans chacun des cas, le meilleur coefficient de détermination est obtenu avec une régression polynomiale du troisième degré (cubique). De plus, nous observons que les différences entre le coefficient de détermination obtenu par régression linéaire et celui obtenu par les régression cubiques varient entre 1,1 et 4 %.

	Linéaire	Logarithmique	Inverse	Quadratique	Cubique	Puissance	LIN - Max
Aire de l'ilion droit en mm	78,50	81,20	75,00	81,90	82,00	80,80	3,50
Aire de l'ilion gauche en mm	76,20	79,00	76,10	79,60	78,90	78,70	2,80
Aire moyenne de la surface auriculaire droite en mm	77,00	76,00	69,50	77,30	77,50	76,20	0,50
Aire moyenne de la surface auriculaire gauche en mm	70,50	70,80	67,20	71,30	71,70	71,70	1,20
périmètre de l'ilion droit en mm	75,90	76,70	74,70	77,20	77,50	76,10	1,60
périmètre de l'ilion gauche en mm	74,80	76,50	76,40	77,50	77,80	76,60	3,00
périmètre moyen de la surface auriculaire droite en mm	73,40	73,60	71,80	74,10	74,20	73,50	0,80
périmètre moyen de la surface auriculaire gauche en mm	66,80	66,50	64,80	66,90	67,00	67,50	0,20
Aire échancrure droite en mm	70,50	75,40	65,60	78,30	78,80	72,20	8,30
Aire échancrure gauche en mm	68,90	74,90	69,00	77,80	78,40	72,00	9,50
Périmètre échancrure droite en mm	60,00	60,50	57,90	61,00	63,00	58,30	3,00
Périmètre échancrure gauche en mm	59,70	60,40	59,00	60,70	60,80	58,10	1,10
Index aire ilion / aire surface auriculaire à droite	41,80	41,70	40,90	41,90	42,00	40,40	0,20
Index aire ilion / aire surface auriculaire à gauche	47,70	47,60	46,80	47,80	47,80	44,70	0,10

Tableau XL : Présentation des coefficients de détermination (en %) obtenus d'après différents modèles régressifs pour chacune des mesures d'aires et de périmètres relevées sur les ilia de la collection de Szeged, ainsi que pour deux index calculés à partir de ces valeurs. Nous présentons aussi la différence entre le coefficient de détermination obtenu d'après la régression linéaire et le meilleur des coefficients de détermination, présenté en rouge.

De la même manière que pour le tableau précédent, nous pouvons constater ici que les meilleurs coefficients de détermination sont obtenus à l'aide d'une régression polynomiale de troisième degré, à l'exception d'un seul cas.

Il résulte des deux tableaux précédents que certains paramètres permettent d'obtenir, avec le modèle de régression linéaire, des coefficients de détermination proches du coefficient de détermination maximum obtenu avec 6 types de régressions différentes. Dans un souci de simplicité de la formule proposée, nous avons donc choisi le modèle linéaire lorsque les conditions d'applications de ce modèle étaient réunies (voir chapitres 3.7.3 et 3.7.4).

5.1.3 La détermination de l'âge

De manière à ne pas réduire le nombre de cas servant à l'établissement de la formule de régression, nous avons séparé les paramètres linéaires et les angles et rapports qui en découlent, des aires et périmètres.

La première régression a donc été établie avec les paramètres linéaires (à l'exception de AC, BE et PR pour lesquels nous avons vu qu'il existait des difficultés dans la répétabilité et la reproductibilité) avec une méthode pas à pas (*stepwise*) et les valeurs pour entrer et pour sortir de 0,05 et 0,1.

Récapitulatif du modèle^b

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation	Durbin-Watson
1	,950 ^a	,903	,902	2,46	2,186

a. Valeurs prédites : (constantes), Distance AB du côté droit

b. Variable dépendante : Age en semaines d'aménorrhée

Tableau XLI : Récapitulatif du modèle de régression linéaire de détermination de l'âge : présentation du coefficient de détermination, de l'erreur standard de l'estimation et de la statistique de Durbin-Watson.

Ce tableau récapitulatif du modèle nous permet d'observer qu'un seul paramètre est autorisé à rentrer dans l'établissement de l'équation. Il s'agit de la distance AB relevée du côté droit et nous avons vu précédemment que ce paramètre présentait la meilleure corrélation avec l'âge et un coefficient de détermination par la régression linéaire qui n'était que de 1,1 % inférieur au coefficient obtenu d'après une régression polynomiale du troisième degré. La statistique de Durbin-Watson, proche de 2, permet d'assumer la l'absence d'autocorrélation des résidus.

ANOVA^b

Modèle		Somme des carrés	ddl	Carré moyen	F	Signification
1	Régression	4553,827	1	4553,827	751,550	,000 ^a
	Résidu	490,799	81	6,059		
	Total	5044,627	82			

a. Valeurs prédites : (constantes), Distance AB du côté droit

b. Variable dépendante : Age en semaines d'aménorrhée

Tableau XLII : Analyse de variance du modèle de régression linéaire.

Le carré moyen des résidus, dont la valeur est présentée dans le tableau précédent (tableau XLII) témoigne de l'adéquation relative du modèle au données. Cependant le modèle est valide et nous pouvons établir les coefficients de la régression.

Coefficients^a

Modèle	Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
	B	Erreur standard	Bêta		
1 (constante)	5,888	,895		6,579	,000
Distance AB du coté droit	1,085	,040	,950	27,414	,000

a. Variable dépendante : Age en semaines d'aménorrhée

Tableau XLIII : Coefficients du modèle de régression linéaire.

Le tableau précédent (tableau XL), nous permet de vérifier la significativité des paramètres inclus dans le modèle et permet d'établir la formule suivante :

$$\text{Age (SA)} = 1,085 \text{ distance AB du côté droit (mm)} + 5.888$$

Cette équation permet de déterminer l'âge foetal avec un intervalle de confiance de la prédiction individuelle de $\pm 4,95$ semaines.

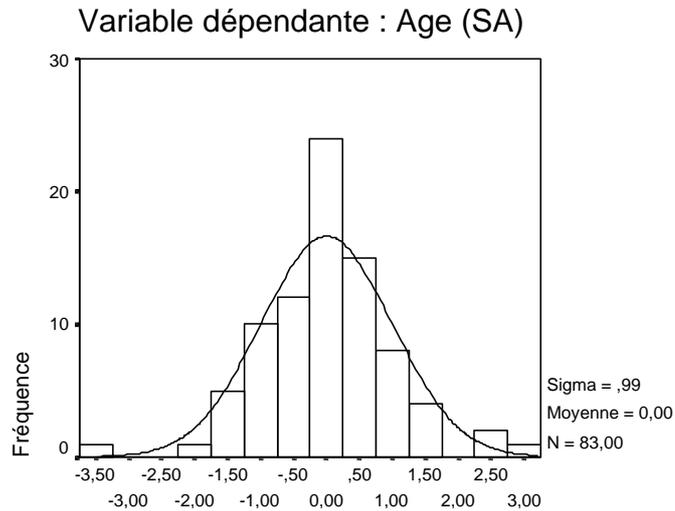


Figure 58 : Distribution de fréquence des résidus standardisés.

Le graphique précédent nous permet de vérifier la normalité de la distribution des résidus, validant ainsi le modèle (figure 58).

Une seconde régression linéaire a été établie à partir des aires et périmètres et autorise l'entrée d'un seul paramètre dans le modèle avec les seuils entrée/sortie de 0,05 et 0,1 : l'aire de l'ilium droit.

Récapitulatif du modèle

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation	Durbin-Watson
1	,877 ^a	,769	,761	3,32	1,988

a. Valeurs prédites : (constantes), Aire de l'ilium droit en mm

b. Variable dépendante : Age en semaines d'aménorrhée

Tableau XLIV : Récapitulatif du modèle de régression linéaire de détermination de l'age : présentation du coefficient de détermination, de l'erreur standard de l'estimation et de la statistique de Durbin-Watson.

La statistique de Durbin-Watson assure l'absence d'autocorrélation des résidus.

ANOVA^b

Modèle		Somme des carrés	ddl	Carré moyen	F	Signification
1	Régression	1066,759	1	1066,759	96,495	,000 ^a
	Résidu	320,596	29	11,055		
	Total	1387,355	30			

a. Valeurs prédites : (constantes), Aire de l'ilium droit en mm

b. Variable dépendante : Age en semaines d'aménorrhée

Tableau XLV : Analyse de variance du modèle de régression linéaire.

Le carré moyen des résidus est de 11,055 et permet d'affirmer que l'adéquation du modèle aux données est moins bonne que celle obtenue avec la régression utilisant les paramètres linéaires.

Coefficients^a

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
		B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	18,244	1,559		11,704	,000
	Aire de l'ilium droit en mm	3,220E-02	,003	,877	9,823	,000

a. Variable dépendante : Age en semaines d'aménorrhée

Tableau XLVI : coefficients du modèle de régression linéaire.

Les coefficients du modèle permettent d'écrire la formule de régression sous la forme suivante :

$$\text{Age (SA)} = 0,0322 \text{ Aire de l'ilium droit (mm}^2\text{)} + 18.244$$

Cette équation permet de prédire l'âge foetal avec une précision de ± 7 semaines.

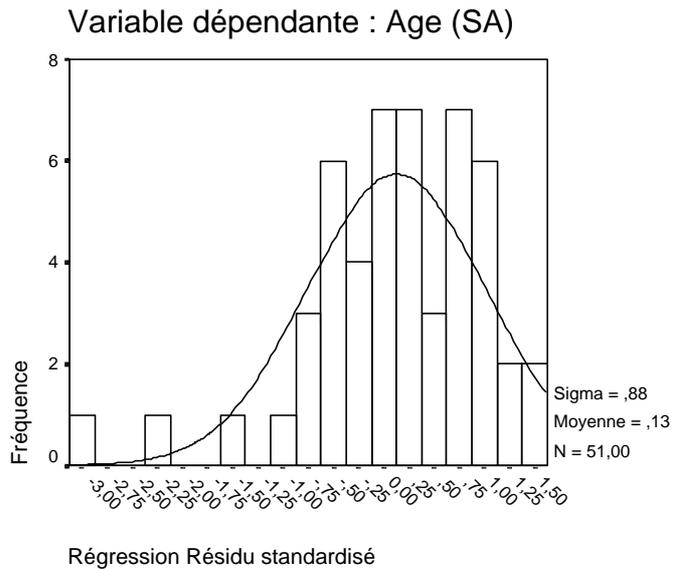


Figure 59 : Distribution de fréquence des résidus standardisés.

La distribution des résidus ne correspond pas parfaitement à une distribution normale, sans toutefois entraîner la non-validité du modèle.

RESUME

LA DETERMINATION DE L'AGE A PARTIR DE L'ILIUM

La corrélation des paramètres avec l'âge est très hautement significative pour :

- Toutes les distances.
- Toutes les aires et périmètres, le rapport aire ilium / aire surface auriculaire (droite et gauche).

La détermination de l'âge :

- A partir des distances :

$$\text{Age (SA)} = 1,085 \text{ distance AB du côté droit (mm)} + 5.888$$

Estimation à $\pm 4,95$ semaines.

- A partir des aires et périmètres :

$$\text{Age (SA)} = 0,0322 \text{ Aire de l'ilium droit (mm}^2\text{)} + 18.244$$

Estimation à ± 7 semaines

~ 6 ~

RESULTATS Partie III

**DETERMINATION DE L'AGE
A PARTIR DES PARAMETRES
ANTHROPOMETRIQUES
CLASSIQUES**

6.1 La méthodologie de mesure

6.1.1 La fiabilité des mesures osseuses

6.1.1.1 Les mesures radiographiques in situ

6.1.1.1.1 La répétabilité

De manière à vérifier l'importance des différences de mesures intra-observateur, 30 clichés radiographiques (tirés au hasard) ont fait l'objet d'une seconde mesure trois mois après la première. Le détail des mesures répétées est présenté en annexe (page XLIX).

Le tableau ci-contre (tableau XLVII) permet d'observer que pour les mesures répétées de chaque os, la différence moyenne n'excède pas 0,38 mm et l'écart-type n'excède pas 0,46 mm. Pour l'ensemble des os, les 112 mesures répétées entraînent une différence moyenne de 0,27 mm et un écart-type de 0,4 mm.

Statistiques descriptives

	N	Moyenne	Ecart-type
HUMERUS	19	,2474	,4623
RADIUS	20	,1950	,2819
ULNA	20	,2350	,2996
FEMUR	25	,3800	,4416
TIBIA	14	,2214	,2860
FIBULA	14	,1214	,2155

Tableau XLVII : Effectif, différence moyenne et écart-type des différences des mesures répétées pour chacun des os. Les moyennes et écart-types sont en millimètres.

Le test de Wilcoxon pour valeurs appariées nous permet d'observer qu'il n'existe de différence significative pour aucun des os (tableau XLVIII).

Test^c

	Z	Signification asymptotique (bilatérale)
HUM_M2 - HUM_M1	-,674 ^a	,500
RAD_M2 - RAD_M1	-,085 ^a	,933
ULN_M2 - ULN_M1	-1,483 ^b	,138
FEM_M2 - FEM_M1	-,283 ^a	,777
TIB_M2 - TIB_M1	-,631 ^a	,528
FIB_M2 - FIB_M1	-,730 ^a	,465

a. Basée sur les rangs négatifs.

b. Basée sur les rangs positifs.

c. Test de Wilcoxon

Tableau XLVIII : Test de Wilcoxon pour valeurs appariées. Les résultats sont présentés pour chacun des os mesurés. Le nom de l'os est tronqué à trois lettres, puis suivi de M1 ou M2 pour "Mesure1" et "Mesure2".

Par ailleurs, si nous considérons globalement l'ensemble des mesures répétées, nous pouvons affirmer que de manière générale, le fait de doubler une mesure n'entraîne pas de différence significative au seuil de 5% ($Z = -0,18$ et $p = 0,857$). Enfin, la prise en considération du nombre de mesures nous apprend que si 112 mesures ont été répétées, 131 avaient été relevées lors de la première séance. Ceci signifie que lors de la seconde séance de mesure, le critère qualitatif n'a pas été jugé "suffisant" pour 19 os (12,9 % des cas).

6.1.1.1.2 La reproductibilité

De la même manière que pour le test précédent, nous avons vérifié l'importance des différences inter-observateurs. Pour effectuer ce test, nous avons demandé à un second observateur, laissé dans l'ignorance des mesures effectuées par le premier, de mesurer 30 clichés radiographiques. Nous avons tiré 30 clichés au hasard et nous lui avons expliqué quel était le critère qualitatif autorisant la prise de mesures.

Statistiques			
	N	Moyenne	Ecart-type
HUMERUS	3	-,6333	,6028
RADIUS	3	-,1667	,2887
ULNA	3	-,1333	,2309
FEMUR	29	-,1310	,4892
TIBIA	21	-,1190	,6555
FIBULA	21	-4,29E-02	,6720

Tableau XLIX : Effectif, différence moyenne et écart-type des différences des mesures reproduites pour chacun des os. Les moyennes et écart-types sont en millimètres.

Le tableau ci-contre (tableau XLIX) permet d'observer que l'erreur moyenne la plus importante est de 0,63 mm. L'écart-type le plus grand est de 0,67mm.

D'autre part, ce tableau nous permet d'observer des effectifs très faibles (3 cas) pour les humérus, radius et ulna. Ceci

s'explique par l'utilisation du critère qualitatif : alors que l'observateur numéro 1 a relevé un ensemble de 159 longueurs diaphysaires, l'observateur numéro 2 n'a jugé le critère qualitatif satisfaisant que dans 80 cas et dans seulement 9 cas pour les os du membre supérieur, soit dans seulement 7,56 % des cas par rapport à l'observateur numéro 1.

La recherche de différences significatives entre les différentes séries de mesures a cependant été effectuée, toujours à l'aide du test de Wilcoxon pour valeurs appariées. En raison des effectifs, les tests n'ont pas été réalisés pour les 3 os du membre supérieur.

Test ^b		
	Z	Signification asymptotique (bilatérale)
FEM_O2 - FEM_O1	-1,531 ^a	,126
TIB_O2 - TIB_O1	-,748 ^a	,454
FIB_O2 - FIB_O1	-,561 ^a	,575

a. Basée sur les rangs négatifs.

b. Test de Wilcoxon

Tableau L : Test de Wilcoxon pour valeurs appariées. Les résultats sont présentés pour chacun des os du membre inférieur. Le nom de l'os est tronqué à trois lettres, puis suivi de O1 ou O2 pour "Observateur1" et "Observateur2".

Le test de Wilcoxon nous permet de vérifier qu'il n'existe pas de différences significatives au seuil de 5 % pour les os du membre inférieur.

6.1.1.1.3 La corrélation intra-classe

		R		
		Intervalle de confiance à 95 %		
		Borne Inf.		Borne Sup.
REPET.	Humérus	99,71%	99,89%	99,96%
	Radius	99,75%	99,90%	99,96%
	Ulna	99,80%	99,92%	99,97%
	Fémur	99,82%	99,92%	99,97%
	Tibia	99,87%	99,96%	99,99%
	Fibula	99,93%	99,98%	99,98%
REPRO.	Fémur	99,85%	99,93%	99,97%
	Tibia	99,65%	99,86%	99,94%
	Fibula	99,56%	99,82%	99,93%

Tableau LI : Valeur du coefficient de corrélation intra-classe et des bornes de son intervalle de confiance à 95 % pour chacun des os ayant fait l'objet de mesures doublées (présentées dans les deux chapitres précédents).

Les très fortes valeurs des coefficients de corrélation intra-classes, toutes supérieures à 99 % témoignent de la grande fiabilité de la mesure et de la faible importance de l'erreur par rapport à la valeur mesurée.

6.1.1.2 Les mesures radiographiques *ex situ*

6.1.1.2.1 La répétabilité

Chacun des 6 os longs de 30 fœtus ont été disséqués puis radiographiés *ex situ*, c'est à dire posés à plat contre la table radiographique. Ces derniers ont fait l'objet d'une double mesure par le même observateur à trois mois d'intervalle, tout comme pour le test concernant les mesures radiographiques des os en place. Seuls les fémurs ont fait l'objet de 30 dissections supplémentaires. L'ensemble des mesures répétées est présenté en annexes (pages L et LI). La valeur moyenne, l'écart-type et les quartiles des pourcentages de différences pour chacun des os sont présentés dans le tableau LII.

Statistiques						
	N	Moyenne	Ecart-type	Centiles		
	Valide			25	50	75
HUM_D_PM	30	,1528	,6123	,0000	,0000	,1475
HUM_G_PM	29	,1936	,6528	,0000	,0000	,6008
RAD_D_PM	27	,3309	,5686	,0000	,0000	,6431
RAD_G_PM	30	,3529	,5934	,0000	,0000	,6861
ULN_D_PM	28	,4667	,5549	,0000	,5935	,9155
ULN_G_PM	30	,3153	,4508	,0000	,0000	,6252
FEM_D_PM	30	-8,10E-02	,3188	,0000	,0000	,0000
FEM_G_PM	30	-,1442	,3869	,0000	,0000	,0000
TIB_D_PM	30	,1849	,5097	,0000	,0000	,6252
TIB_G_PM	30	4,629E-02	,7119	,0000	,0000	,5917
FIB_D_PM	28	,2897	,5581	,0000	1,392E-03	,7730
FIB_G_PM	27	,2116	,7838	,0000	,0000	,6375

Tableau LII : Test de répétabilité *ex situ*. Ce tableau présente la moyenne, l'écart type et les quartiles des différences, exprimées en pourcentages, des mesures répétées pour chacun des os. Les os sont nommés par les trois premières lettres de leur nom, suivies de D ou G indiquant leur latéralité (Droit ou Gauche) et de l'indication PM : Pourcentages de la différence entre deux Mesures.

Nous observons sur ce tableau les très faibles différences moyennes ainsi que les écart-types très réduits de ces différences : ces derniers n'excèdent pas 0,71 %. Enfin, les quartiles permettent d'illustrer le très grand nombre de différences nulles.

6.1.1.2.2 La reproductibilité

Le doublement des mesures par un second observateur (annexes page LII et LIII), nous a permis de présenter des résultats de reproductibilité dans le tableau suivant (tableau LIII) :

Statistiques

	N	Moyenne	Ecart-type	Centiles		
				25	50	75
HUM_D_PO	30	,5444	,7526	,0000	,4926	1,0123
HUM_G_PO	29	,5871	,8554	,0000	,3736	1,1330
RAD_D_PO	28	,5792	,7689	,0000	,3504	1,1092
RAD_G_PO	30	,5987	,8867	,0000	,2739	1,2540
ULN_D_PO	28	,5606	,8609	,0000	,6274	1,1040
ULN_G_PO	30	,4944	,9970	-,1558	,7582	1,2956
FEM_D_PO	25	-,4418	,9522	-1,4602	,0000	,0000
TIB_D_PO	30	,3960	,7481	,0000	,3517	,9754
TIB_G_PO	30	,2313	,8705	,0000	,2853	,8034
FIB_D_PO	28	,6582	,8047	6,962E-04	,8858	1,1020
FIB_G_PO	27	,3512	,9777	,0000	,0000	,9662

Tableau LIII : Test de reproductibilité *ex situ*. Ce tableau présente la moyenne, l'écart type et les quartiles des différences, exprimées en pourcentages, des mesures reproduites pour chacun des os. Les os sont nommées par les trois premières lettres de leur nom, suivies de D ou G indiquant leur latéralité (Droit ou Gauche) et de l'indication PO : Pourcentages de la différence entre deux Observateurs.

Une fois de plus, nous constatons que les différences moyennes et les écarts-types de ces différences sont très faibles, avec des valeurs maximales respectives de 0,59 % et de 0,99 %.

6.1.1.2.3 La corrélation intra-classe

Les tests de corrélation intra-classe des mesures doublées *ex situ* ne sont pas présentés de manière détaillée : les valeurs du coefficient de corrélation de chacun des os mesurés sont toutes supérieures à 99 %.

6.1.1.3 Les mesures "directes" sur pièce anatomique

Les tests de répétabilité et de reproductibilité ont tous les deux été effectués sur 30 paires de fémurs disséqués. Aucun de ces deux tests n'a présenté de différences significatives au seuil de 5 %, puisqu'ils présentaient des significativités dont les valeurs respectives étaient de 0,734 et 0,682 (Piercecchi *et al.*, 2002).

6.1.2 La fiabilité de la méthode de mesure

6.1.2.1 La comparaison entre les trois types de mesures

6.1.2.1.1 Les mesures *in situ* et *ex situ*

Les différences entre les mesures radiographiques relevées *in situ* et *ex situ* ont été comparées, de manière appariée, pour les 30 fœtus dont l'ensemble de 6 os longs a été disséqué. Les différences sont exprimées en pourcentages afin de rendre au mieux compte de l'importance de l'erreur par rapport à la valeur. La distribution de ces différences est relatée par la figure 60 ci dessous :

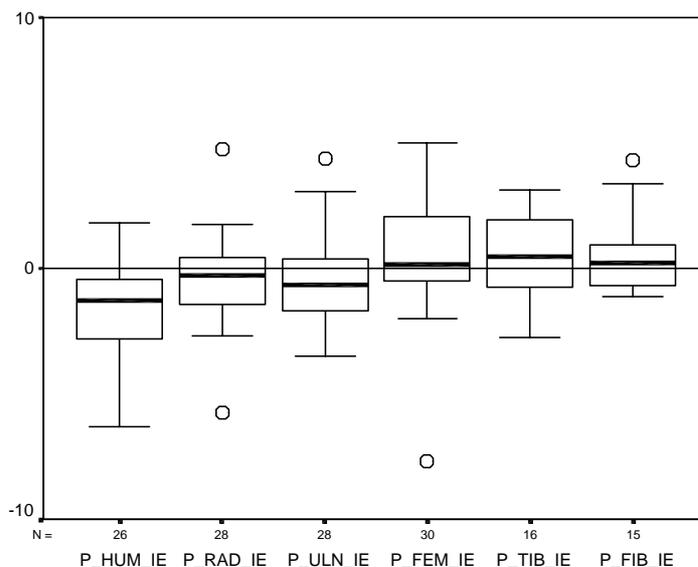


Figure 60 : Boîtes de Tuckey illustrant les différences entre les mesures *in situ* et *ex situ* de chacun des os longs. Les différences sont exprimées en pourcentages. Les os sont identifiés par les trois premières lettres de leur nom, précédées de la lettre 'P' signifiant "pourcent" et suivies des lettres 'IE' pour "*In situ* / *Ex situ*". Les valeurs sur l'axe des modalités indiquent le nombre de fois ou les mesures ont été relevées.

La lecture de la figure 60 semble indiquer une fréquente sous estimation de la mesure *in situ* de l'humérus (les différences sont calculées selon la formule : valeur *in situ* – valeur *ex situ*).

La recherche de différences significatives entre les séries de mesures relevées, effectuée à l'aide du test de Wilcoxon, nous donne les résultats présentés dans le tableau suivant (tableau LIV) :

Test^c

	Z	Signification asymptotique (bilatérale)
EX_HUM - IN_HUM	-3,086 ^a	,002
EX_RAD - IN_RAD	-1,177 ^a	,239
EX_ULN - IN_ULN	-1,640 ^a	,101
EX_FEM - IN_FEM	-1,491 ^b	,136
EX_TIB - IN_TIB	-1,138 ^b	,255
EX_FIB - IN_FIB	-,454 ^b	,650

- a. Basée sur les rangs négatifs.
- b. Basée sur les rangs positifs.
- c. Test de Wilcoxon

Tableau LIV : Test de Wilcoxon pour valeurs appariées testant les différences entre mesures *in situ* et *ex situ*.

Le test de Wilcoxon nous apprend que seules mesures de l'humérus présentent des différences significatives au seuil de 5 % selon le type de mesure effectué (*in situ* ou *ex situ*).

6.1.2.1.2 Les mesures *ex situ* et les mesures "anatomiques" directes

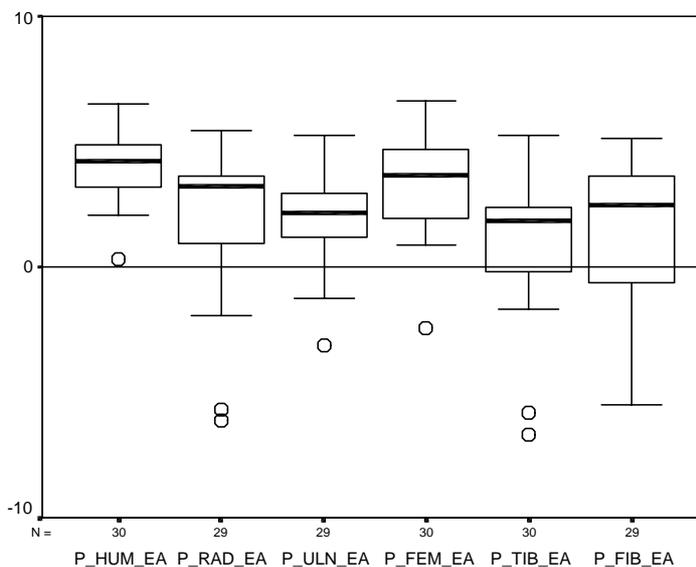


Figure 61 : Boîtes de Tuckey illustrant les différences entre les mesures *ex situ* et anatomiques de chacun des os longs. Les différences sont exprimées en pourcentages. Les os sont identifiés par les trois premières lettres de leur nom, précédées de la lettre 'P' signifiant "pourcent" et suivies des lettres 'EA' pour "Ex situ / Anatomique". Les valeurs sur l'axe des modalités indiquent le nombre de fois ou les mesures ont été relevées.

La figure 61 illustre parfaitement la sur-évaluation quasi systématique de la valeur de la diaphyse osseuse lors de la mesure sur cliché radiographique *ex situ* (les différences sont calculées dans le sens mesure *ex situ* - mesure anatomique directe).

6.1.2.1.3 Les mesures *in situ* et les mesures "anatomiques" directes

Les différences, exprimées en pourcentages, entre les mesures relevées *in situ* sur les clichés radiographiques et les mesures relevées directement sur les diaphyses osseuses après dissection sont relatées par la figure 62 ci-dessous :

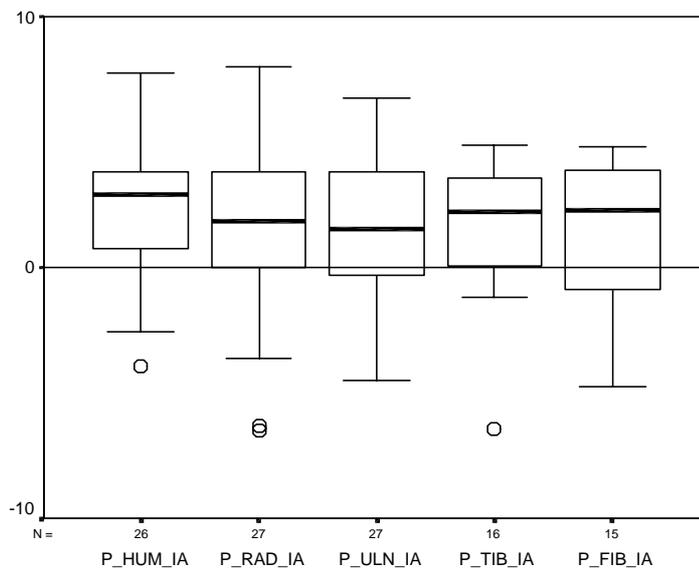


Figure 62 : Boîtes de Tuckey illustrant les différences entre les mesures *in situ* et anatomiques de chacun des os longs à l'exception du fémur. Les différences sont exprimées en pourcentages. Les os sont identifiés par les trois premières lettres de leur nom, précédées de la lettre 'P' signifiant "pourcent" et suivies des lettres 'IA' pour "In situ / Anatomique". Les valeurs sur l'axe des modalités indiquent le nombre de fois où les mesures ont été relevées.

Cette représentation graphique des différences nous permet d'observer une quasi-systématique sur-évaluation de la mesure radiographique par rapport à la mesure directe de la diaphyse osseuse.

Le test de Wilcoxon pour valeurs appariées (tableau LV ci-après) nous apprend que cette sur-évaluation entraîne des différences significatives au seuil de 5 % pour l'humérus, le radius, l'ulna et le tibia. La fibula ne franchit pas le seuil de significativité bien qu'elle en soit proche et le fémur a été traité séparément (Piercecchi-Marti *et al.*, 2002) (Voir annexes Publications).

Test^b

	Z	Signification asymptotique (bilatérale)
AN_HUM - IN_HUM	-3,619 ^a	,000
AN_RAD - IN_RAD	-2,306 ^a	,021
AN_ULN - IN_ULN	-2,787 ^a	,005
AN_TIB - IN_TIB	-2,223 ^a	,026
AN_FIB - IN_FIB	-1,761 ^a	,078

a. Basée sur les rangs positifs.

b. Test de Wilcoxon

Tableau LV : Test de Wilcoxon pour valeurs appariées testant les différences entre mesures *in situ* et anatomiques. Les différents os sont identifiés par les trois premières lettres de leur nom précédées de IN pour "*in situ*" ou de AN pour "anatomique".

6.1.3 Les facteurs de correction radio-anatomiques

6.1.3.1 L'humérus

De manière à établir un moyen permettant de corriger la mesure radiographique de l'humérus pour qu'elle corresponde à la mesure anatomique directe de la diaphyse de cet os, différents types de régressions ont été évalués. Les meilleurs résultats sont obtenus avec un modèle de régression linéaire. Celui-ci s'ajuste parfaitement aux données puisqu'il est caractérisé par un coefficient de détermination de 99,3 % et un carré moyen des résidus de 0,73 mm. L'adéquation du modèle aux données est donc très bonne et son utilisation est légitimée par une valeur de la statistique de Durbin-Watson de 1,97, assurant la non auto-corrélation des résidus. Le modèle de correction établi peut s'écrire sous la forme :

$$\text{Hum_corr} = 0,934 \text{ in_hum} + 1,68$$

Ce modèle de correction permet de calculer la valeur corrigée de l'humérus avec un intervalle de confiance de la prédiction individuelle à $\pm 1,8$ mm et entraîne des résidus supprimés (cross-validation) ayant pour moyenne 0,0115 et pour écart-type 0,93 mm.

6.1.3.2 Le radius

La correction de la mesure radiographique du radius pour que celle-ci corresponde à la mesure anatomique directe a , elle aussi, été établie par régression linéaire. Le modèle de régression présente un coefficient de détermination de 97,3 % et un carré moyen des résidus de 1,278 mm. L'adéquation du modèle aux données est donc bonne et son utilisation validée par la non auto-corrélation des résidus (Durbin-Watson = 2,17). Le modèle établi est du type :

$$\text{Rad_corr} = 0,972 \text{ in_rad} + 0,432$$

La correction de la valeur radiographique de la mesure se fait à $\pm 2,4$ mm (intervalle de confiance à 95 % de la prévision individuelle) et entraîne une valeur moyenne des résidus supprimés de 0,023 mm avec un écart-type de 1,23 mm.

6.1.3.3 L'ulna

La correction de la mesure radiographique de l'ulna se fait par l'intermédiaire d'un modèle de régression linéaire dont le coefficient de détermination est de 99 % et la valeur du carré moyen des résidus est de 0,912 mm. Cette bonne adéquation du modèle aux données et l'absence d'autocorrélation des résidus d'après le test de Durbin-Watson (1,89) permet d'utiliser le modèle de correction suivant :

$$\text{Uln_corr} = 0,993 \text{ in-uln} - 0,325$$

La correction de la mesure se fait avec des bornes de l'intervalle de confiance à 95 % de la prédiction individuelle de $\pm 2,04$ mm et entraîne une valeur moyenne des résidus supprimés de 0,013 avec un écart-type de 1,02 mm.

6.1.3.4 Le fémur

La différence relative moyenne (exprimée en pourcentages) entre la mesure radiographique (*in situ*) et anatomique (mesure directe de la diaphyse osseuse sur la pièce anatomique) de 30 fémurs fœtaux est de 4,027 % et présente un écart-type de 0,234 mm (et de ce fait des bornes d'intervalle de confiance à 95 % de la différence qui sont de 3,62 et 4,55 mm). Le test non paramétrique de Wilcoxon révèle que ces différences sont statistiquement significatives au seuil de 5 %.

Des différences significatives existants, nous avons divisé en deux notre échantillon de 30 fœtus, regroupant d'une part les 15 fœtus les plus jeunes et d'autre part les 15 fœtus les plus âgés, de manière à étudier la potentielle influence du taux de calcification dans la détermination radiographique des bords de la diaphyse à mesurer. Le test de Wilcoxon appliqué à chacun de ces sous échantillons nous apprend qu'il existe des différences significatives pour les deux groupes (Piercecchi-Marti *et al.*, 2002) (Voir annexes Publications).

De manière à corriger la valeur radiographique de la mesure pour estimer la mesure anatomique réelle, nous avons établi un modèle de régression linéaire. L'équation obtenue ($0,958 \text{ in_fem} + 0,432$) présente un coefficient de détermination de 97 %. Afin de tester l'efficacité de cette correction de la mesure, nous l'avons appliquée sur un échantillon de 30 nouveaux cas et avons comparé les valeurs corrigées aux mesures des diaphyses après dissection. Le test de Wilcoxon confirme l'absence de différences significatives au seuil de 5 % ($p = 0,773$).

De manière à affiner la précision de cette correction de la mesure, nous avons appliqué une méthode de bootstrapping à l'ensemble de 60 fœtus : nous avons tiré au hasard, 5000 groupes de 30 individus parmi les 60 de notre échantillon total. Pour chacun de ces groupes, un modèle de régression linéaire à été établi et nous avons utilisé les moyennes des coefficients des 5000 équations établies pour établir la formule de correction finale :

$$\text{Fem_corr} = 0,94 \text{ in_fem} + 0,811$$

Cette formule permet de déterminer la longueur anatomique réelle de la diaphyse fémorale avec une erreur moyenne de 0,153 % et un écart-type de 0,252 mm (et de ce fait des bornes d'intervalle de confiance à 95 % de -0,35 et 0,65 mm).

6.1.3.5 Le tibia

Le modèle de régression linéaire permettant la correction de la mesure radiographique de la diaphyse tibiale présente un coefficient de détermination de 99 % et un carré moyen des résidus de 1,8 mm. Le modèle établi est le suivant :

$$\text{tib_corr} = 0,97 \text{ in_tib} + 0,424$$

La correction de la mesure se fait avec des bornes de l'intervalle de confiance à 95 % de la prédiction individuelle de ± 3 mm et entraîne une valeur moyenne des résidus supprimés de 0,02 avec un écart-type de 1,51 mm.

6.1.3.6 La fibula

Le modèle de régression linéaire permettant la correction de la mesure radiographique de la diaphyse fibulaire présente un coefficient de détermination de 99,2 % et un carré moyen des résidus de 1,14 mm. Le modèle établi est le suivant :

$$\text{fib_corr} = 0,949 \text{ in_fib} + 1,397$$

La correction de la mesure se fait avec des bornes de l'intervalle de confiance à 95 % de la prédiction individuelle de $\pm 2,45$ mm et entraîne une valeur moyenne des résidus supprimés de 0,004 avec un écart-type de 1,18 mm.

RESUME

LA FIABILITE DES MESURES DE DIAPHYSES OSSEUSES

MESURES RADIOGRAPHIQUES *IN SITU* :

La répétabilité (différences intra-observateur) :

- Aucun des os mesurés ne présente de différences significatives au seuil de 5 %.
- Dans 12,9 % des cas, le critère qualitatif n'a pas été jugé suffisant à la 2^{ème} mesure.

La reproductibilité (différences inter-observateur):

- Aucun des os mesurés ne présente de différences significatives au seuil de 5 %.
- Dans 50 % des cas, le critère qualitatif n'a pas été jugé suffisant par le 2^{ème} observateur.

La corrélation intra-classe :

- Toutes les mesures doublées présentent des corrélation intra-classes supérieures à 99%.

MESURES RADIOGRAPHIQUES *EX SITU* :

La répétabilité (différences intra-observateur) :

- L'écart type des différences n'excède pas 0,71 %.

La reproductibilité (différences inter-observateur):

- L'écart type des différences n'excède pas 0,99 %.

La corrélation intra-classe :

- Toutes les mesures doublées présentent des corrélation intra-classes supérieures à 99%.

MESURES ANATOMIQUES DIRECTES :

Il n'existe pas de différences significatives au seuil de 5 % pour les mesures doublées (Piercecchi-Marti *et al.*, 2002 – voir annexes).

LES DIFFERENTS TYPES DE MESURES :

Les mesures *in situ* et *ex situ* :

- Seul l'humérus présente des différences significatives au seuil de 5 % : la mesure *in situ* sous-évalue la diaphyse par rapport à la mesure *ex situ*.

Les mesures *ex situ* et anatomique :

- Toutes les mesures *ex situ* sur-évaluent la taille de la diaphyse par rapport à la mesure anatomique.

Les mesures *in situ* et anatomique :

- Tous les os, à l'exception de la fibula, présentent des différences significatives au seuil de 5%. Toutes ces différences vont dans le sens d'une sur-estimation de la taille de la diaphyse osseuse par la mesure radiographique.

LES FACTEURS DE CORRECTION :

- | | | | |
|-------------|---------------------------------|-------------------------|----------------|
| • Humérus : | Hum_corr = 0,934 in_hum + 1,68 | R ² : 99,3 % | IC : ± 1,8 mm |
| • Radius : | Rad_corr = 0,972 in_rad + 0,432 | R ² : 97,3 % | IC : ± 2,4 mm |
| • Ulna : | Uln_corr = 0,993 in-uln - 0,325 | R ² : 99 % | IC : ± 2,04 mm |
| • Fémur : | Fem_corr = 0,94 in_fem + 0,811 | R ² : 99 % | IC : ± 0,5 mm |
| • Tibia : | tib_corr = 0,97 in_tib + 0,424 | R ² : 99 % | IC : ± 3 mm |
| • Fibula.: | fib_corr = 0,949 in_fib + 1,397 | R ² : 99,2 % | IC : ± 2,45 mm |

6.2 La population d'étude et les paramètres relevés

6.2.1 La population d'étude

Parmi l'ensemble des fiches de comptes rendus que nous avons examinées, soit plus de 2500 au total, seules 782 correspondaient aux critères définis pour être incluses dans notre étude. La répartition par âge et par sexe des 371 fœtus féminins et des 411 fœtus masculins constituant notre population d'étude est présentée dans les deux figures suivantes (figures 63 et 64) :

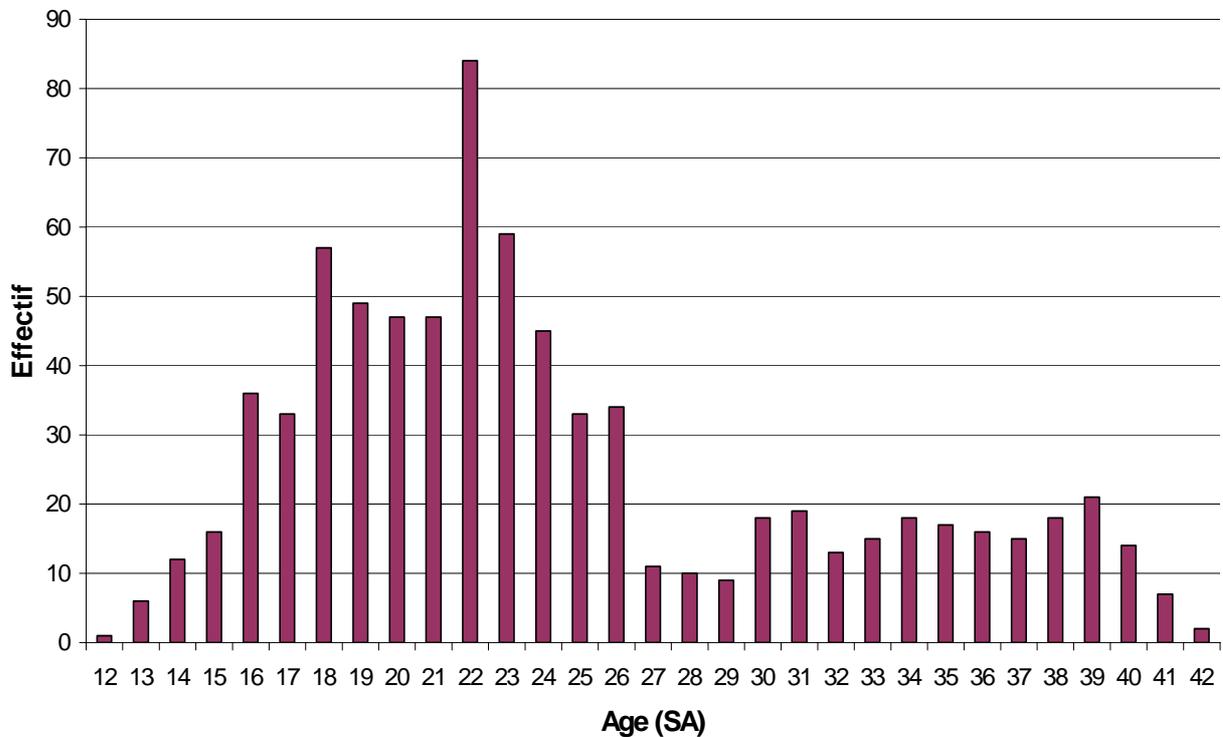


Figure 63 : Répartition par âges, en semaines d'aménorrhée (SA), des 782 fœtus "normaux" constituant notre population d'étude.

La lecture de cet histogramme nous permet de nous rendre compte de la faible représentation de certains âges, ainsi que de la forte représentation des fœtus âgés de 16 à 26 semaines d'aménorrhée.

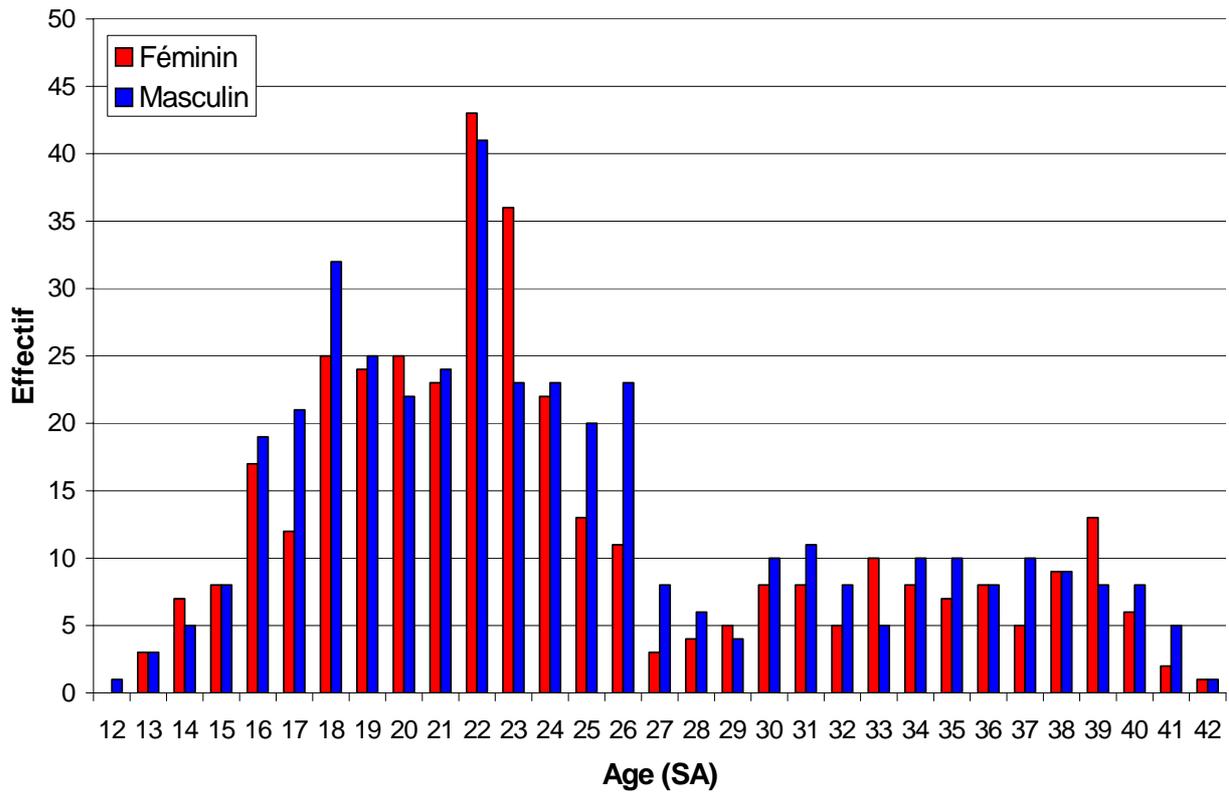


Figure 64 : Distribution par âge (SA) et par sexe des 371 fœtus féminins et 411 fœtus masculins qui constituent notre population d'étude.

6.2.2 Les paramètres relevés

Le nombre de fois où chacun des paramètres utilisés pour notre étude a pu être relevé est présenté dans le tableau LVI ci-dessous :

	Masculin	Féminin	Total
POIDS	409	370	779
VT	405	365	770
VC	402	365	767
PC	340	297	637
PIED	397	357	754
IN_HUM	164	136	300
IN_RAD	182	150	332
IN_ULN	181	151	332
IN_FEM	202	172	374
IN_TIB	168	146	314
IN_FIB	159	139	298

Tableau LVI : Présentation des effectifs de chacun des paramètres relevés au total, puis en fonction du sexe.

Dans le tableau précédent (tableau LVI), nous ne présentons pas les effectifs des longueurs diaphysaires "corrigées" dans la mesure ou ces effectifs sont identiques à ceux des mesures *in situ* (in_XXX).

6.2.3 Les différences selon la latéralité

Les mesures radiographiques ayant été relevées indifféremment sur les os droits ou gauches, nous avons vérifié l'existence éventuelle de différences selon la latéralité. Nous avons pour cela utilisé les mesures directes effectuées sur les os disséqués.

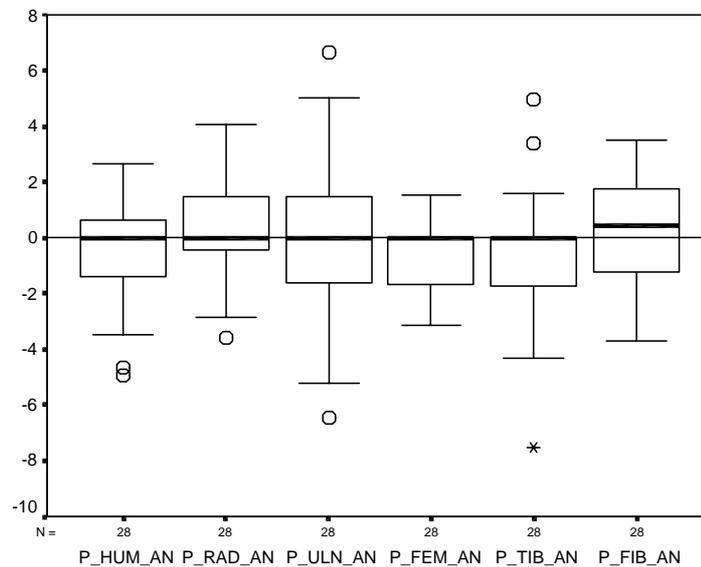


Figure 65 : Boxplots des différences, exprimées en pourcentages, entre les mesures diaphysaires des os droits et gauches. Les effectifs sont présentés sous l'axe des modalités. les paramètres sont identifiés par les trois premières lettres du nom de l'os, précédées de P signifiant "pourcent" et suivies de AN rappelant que nous avons utilisé les mesures anatomiques directes.

La lecture de la figure ci-dessus (figure 65) pourrait sembler indiquer des différences importantes (certaines allant jusqu'à 6 %). Cependant; en valeur réelle, la différence maximale observée entre la droite et la gauche est de 2 mm, quel que soit l'os considéré.

La recherche de différences significatives entre la droite et la gauche, effectuée à l'aide du test de Wilcoxon pour valeurs appariées, présente les résultats suivants :

Test ^c		
	Z	Signification asymptotique (bilatérale)
AN_HUM_G - AN_HUM_D	-,949 ^a	,342
AN_RAD_G - AN_RAD_D	-,702 ^b	,483
AN_ULN_G - AN_ULN_D	-,341 ^a	,733
AN_FEM_G - AN_FEM_D	-1,187 ^a	,235
AN_TIB_G - AN_TIB_D	-1,724 ^a	,085
AN_FIB_G - AN_FIB_D	-1,612 ^b	,107

a. Basée sur les rangs négatifs.

b. Basée sur les rangs positifs.

c. Test de Wilcoxon

Tableau LVII : Test de Wilcoxon effectué pour la recherche de différences significatives en fonction de la latéralité.

Ce test nous indique qu'aucun des 6 os ne présente de différences significatives selon la latéralité. Dans la suite de notre étude, nous considèrerons donc indifféremment les mesures relevées du côté gauche ou du côté droit.

6.2.4 Les différences selon le sexe

La recherche de différences significatives selon le sexe a été effectuée, pour chacun des paramètres utilisés dans la détermination de l'âge fœtal, avec le test de Student (en raison d'effectifs importants).

Le tableau LVIII suivant nous permet d'affirmer qu'aucun des paramètres ne présente de différences significatives au seuils de 5 % en fonction du sexe. Dans la suite de cette étude, nous ne tiendrons donc pas compte d'un éventuel effet du sexe dans la détermination de l'âge.

NB : Le test de Student est présenté dans son intégralité en annexes page LIV à LV.

Test d'échantillons indépendants

	Test de Levene sur l'égalité des variances		Test-t pour égalité des moyennes		
	F	Sig.	t	ddl	Sig. (bilatérale)
POIDS	1,005	,316	,971	775,400	,332
VT	,328	,567	,408	761,990	,683
VC	,038	,846	,725	758,269	,469
PC	,186	,666	,143	627,578	,887
PIED	,236	,627	-,177	747,142	,860
IN_HUM	,399	,528	-,926	289,908	,355
IN_RAD	,071	,790	-,542	322,910	,588
IN_ULN	,377	,540	-,833	320,949	,405
IN_FEM	1,260	,262	-1,320	358,552	,188
IN_TIB	,887	,347	-1,060	303,248	,290
IN_FIB	,446	,505	-,990	290,466	,323

Tableau LVIII : Test de Student effectué pour la recherche de différences significatives en fonction du sexe.

Dans ce tableau, nous ne présentons que les résultats du test, les calculs ayant permis d'aboutir à ces résultats étant présentés en annexes, comme nous l'avons déjà mentionné. Cependant, il nous faut aussi préciser que les valeurs corrigées de chacun des os ne sont pas présentées, puisqu'elles montrent exactement les mêmes valeurs de significativité que les mesures radiographiques ayant servi à leur calcul. Le détail figure en annexes, de la page LIV à la page LV.

RESUME

LA POPULATION D'ETUDE ET LES PARAMETRES RELEVES

LA POPULATION D'ETUDE :

- Sur plus de 2500 fiches examinées, seules 782 correspondaient aux critères d'inclusion choisis.
- Notre population se divise en 371 fœtus de sexe féminin et 411 de sexe masculin.

LES PARAMETRES RELEVES :

Les effectifs de chacun des paramètres :

- Poids \Rightarrow 779 cas :
 - 409 fœtus masculins et 370 féminins.
- Distance Vertex-Talon \Rightarrow 770 cas :
 - 405 fœtus masculins et 365 féminins.
- Distance Vertex-Coccyx \Rightarrow 767 cas :
 - 402 fœtus masculins et 365 féminins.
- Périmètre crânien \Rightarrow 637 cas :
 - 340 fœtus masculins et 297 féminins.
- Longueur du pied \Rightarrow 754 cas :
 - 397 fœtus masculins et 357 féminins.
- Humérus \Rightarrow 300 cas :
 - 164 fœtus masculins et 136 féminins.
- Radius \Rightarrow 332 cas :
 - 182 fœtus masculins et 150 féminins.
- Ulna \Rightarrow 332 cas :
 - 181 fœtus masculins et 151 féminins.
- Fémur \Rightarrow 374 cas :
 - 202 fœtus masculins et 172 féminins.
- Tibia \Rightarrow 314 cas :
 - 168 fœtus masculins et 146 féminins.
- Fibula \Rightarrow 298 cas :
 - 159 fœtus masculins et 139 féminins.

Les différences selon la latéralité :

- Aucun des paramètres pairs (les mesures des diaphyses osseuses) ne présente de différence significative au seuil de 5 %.

Les différences selon le sexe :

- Aucun des 18 paramètres relevés (5 paramètres "morphologiques", les mesures radiographiques des 6 os longs et les mesures corrigées de ces mêmes 6 os longs) ne présente de différence significative au seuil de 5%.

6.3 Les régressions uniparamétrées

6.3.1 La distance Vertex-Talon (VT)

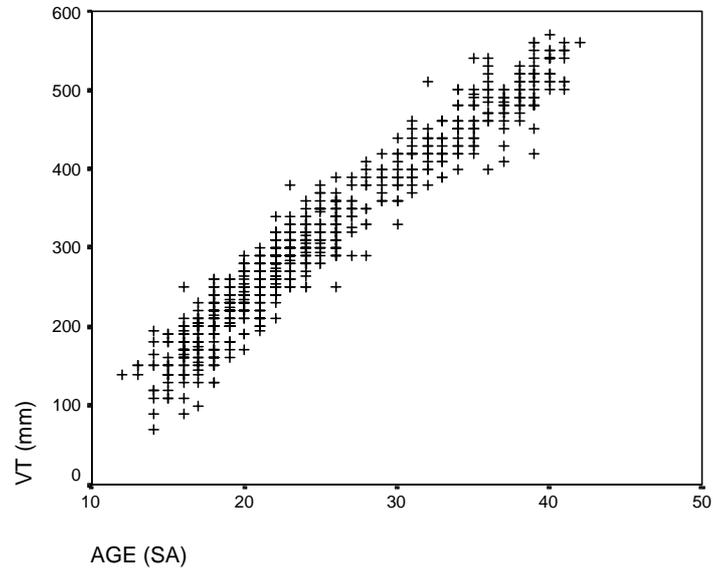


Figure 66 : Diagramme de dispersion de la distance Vertex-Talon (VT) en fonction de l'âge exprimé en semaines d'aménorrhées (SA).

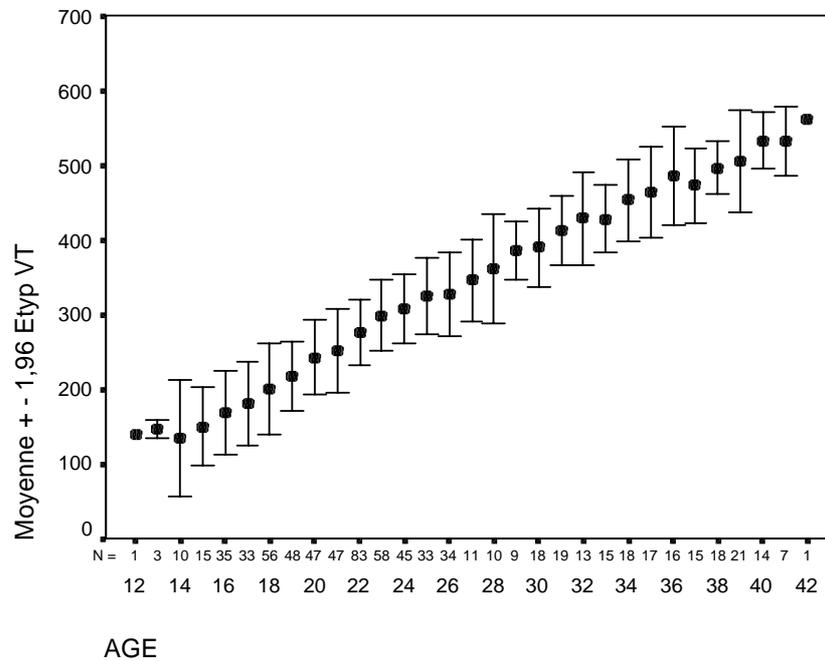


Figure 67 : Moyenne des distances Vertex-Talon pour chaque âge. Les barres représentent $\pm 1,96$ écart-type. Les effectifs ayant servi à calculer ces valeurs pour chaque âge sont indiqués sous l'axe des abscisses (N).

La deux graphiques précédents (figures 66 et 67) permettent d'observer la bonne linéarité de la distribution du paramètre selon l'âge. Nous pouvons donc établir un modèle de régression linéaire.

Le modèle établi présente un coefficient de détermination (R^2) de 93,4 % et une erreur standard de l'estimation (la racine carrée du carré moyen des résidus) de 1,83 semaines. Ces deux paramètres assurent la bonne adéquation du modèle aux données. De plus, la valeur de la statistique de Durbin-Watson (1,987) écarte toute possibilité d'autocorrélation de premier ordre des résidus et la distribution des résidus standardisés (figure 68), qui est très proche d'une distribution normale, témoignent de la validité du modèle.

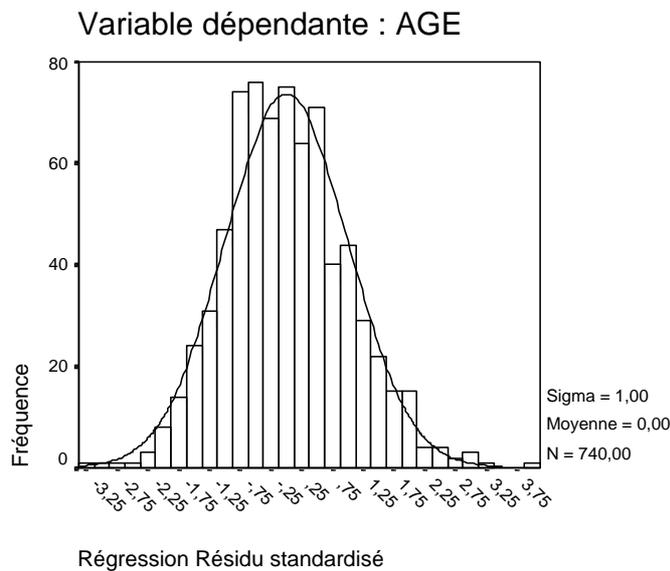


Figure 68 : Histogramme de fréquence des résidus standardisés de la régression.

Les coefficients de la régression permettent d'écrire la formule de prédiction de l'âge sous la forme suivante :

$$\text{Age (SA)} = 0,0626 \text{ VT (mm)} + 5,348$$

Cette équation permet une prédiction d'âge avec un intervalle de confiance à 95 % de la prédiction individuelle de $\pm 3,59$ semaines.

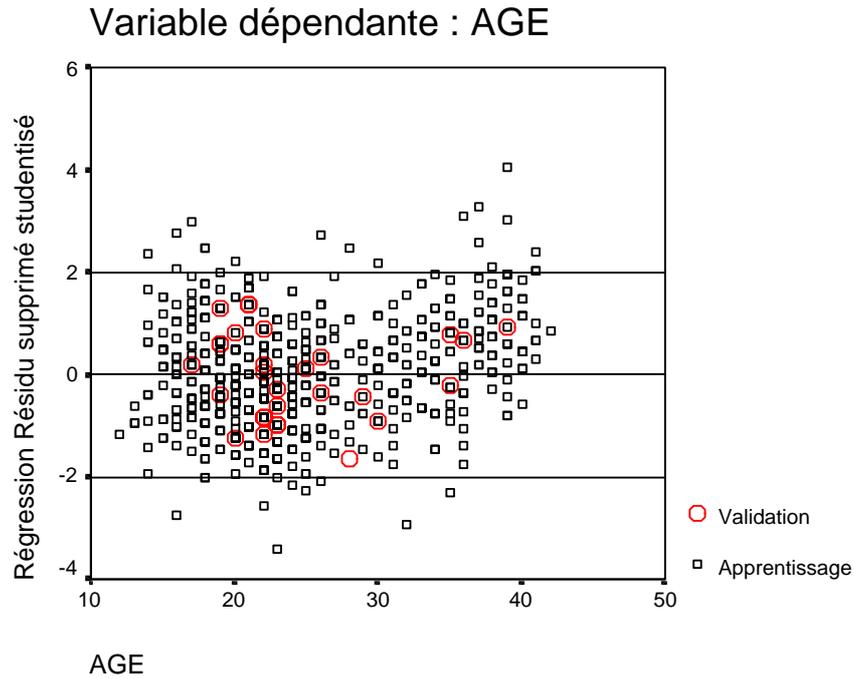


Figure 69 : Diagramme de dispersion des résidus supprimés studentisés de la régression en fonction de l'âge. Les résidus établis pour les 30 individus de l'échantillon de validation sont représentés par les cercles rouges.

La figure précédente (figure 69) permet d'observer qu'aucun des 30 individus de l'échantillon de validation ne présente de prédiction sortant des bornes de l'intervalle de confiance à 95 %. Ceci est par ailleurs confirmé par les statistiques descriptives des résidus (non standardisés) de l'échantillon de validation, présentées dans le tableau LIX ci-dessous :

Unstandardized Residual		
N	Valide	30
Moyenne		-9,3E-02
Ecart-type		1,5602094
Minimum		-3,03684
Maximum		2,49448
Centiles	25	-1,51805
	50	-,1872186
	75	1,2670461

Tableau LIX : Statistiques descriptives des résidus non standardisés de l'échantillon de validation.

6.3.2 La distance Vertex-Coccyx (VC)

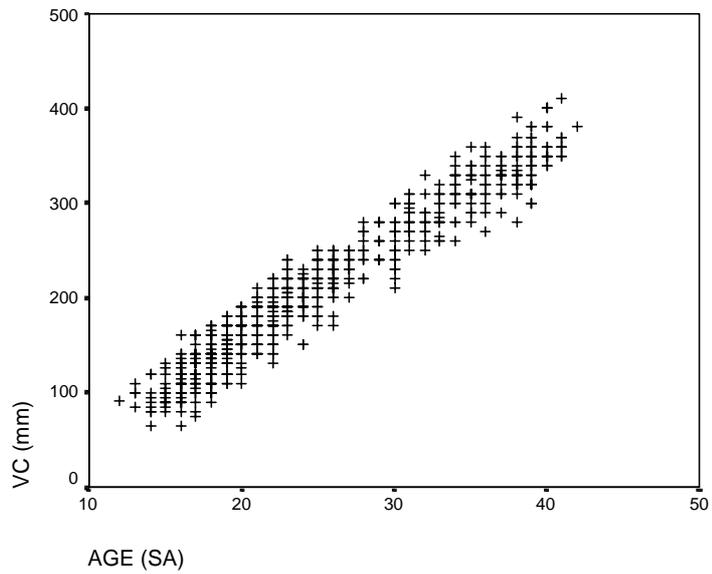


Figure 70 : Diagramme de dispersion de la distance Vertex-Coccyx (VC) en fonction de l'âge exprimé en semaines d'aménorrhées (SA).

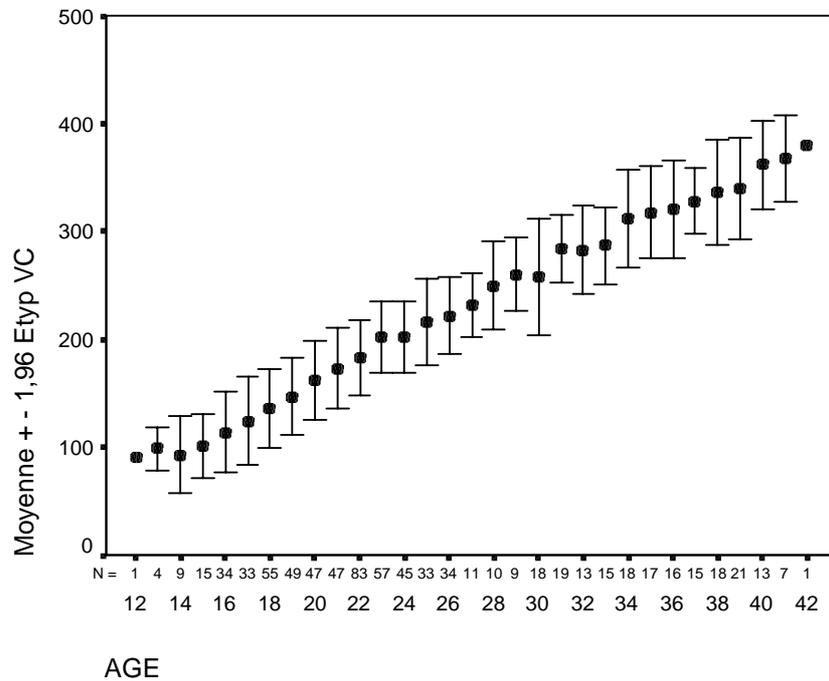


Figure 71 : Moyenne des distances Vertex-Coccyx pour chaque âge. Les barres représentent $\pm 1,96$ écart-type. Les effectifs ayant servi à calculer ces valeurs pour chaque âge sont indiqués sous l'axe des abscisses (N).

La linéarité apparente de la distribution du paramètre selon l'âge nous autorise à établir un modèle de régression linéaire.

Le modèle établi présente un coefficient de détermination (R^2) de 93 % et une erreur standard de l'estimation de 1,88 semaines. Ces deux paramètres certifient la bonne adéquation du modèle aux données. De plus, la valeur de la statistique de Durbin-Watson (1,943) assure la non autocorrélation des résidus et le graphique présentant les probabilités cumulées observées contre les valeurs théoriques (figure 72), confirme la distribution très proche de la normalité des résidus et de ce fait valide le modèle.

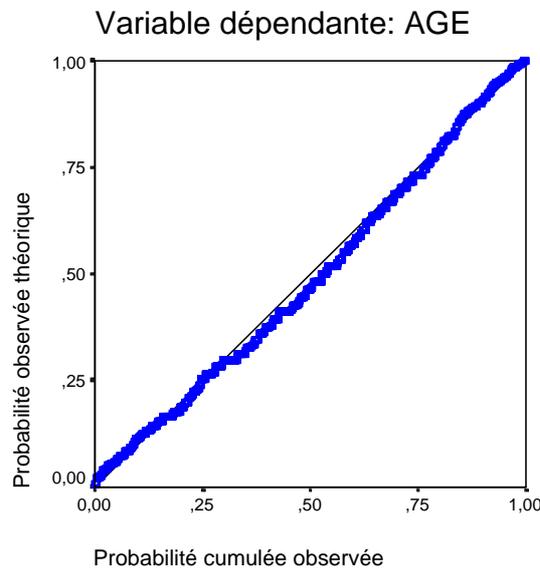


Figure 72 : Présentation des probabilités cumulées observées contre les probabilités théoriques des résidus de la régression.

La formule de prédiction de l'âge peut s'exprimer sous la forme suivante :

$$\text{Age (SA)} = 0,0916 \text{ VC (mm)} + 5,602$$

Cette équation permet une prédiction d'âge avec un intervalle de confiance à 95 % de la prédiction individuelle de $\pm 3,7$ semaines.

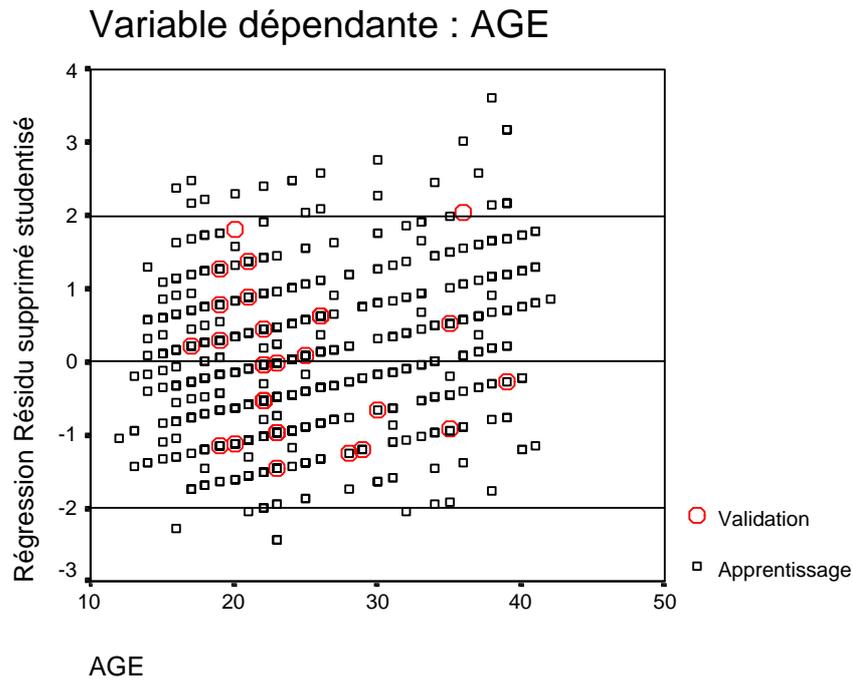


Figure 73 : Diagramme de dispersion des résidus supprimés studentisés de la régression en fonction de l'âge. Les résidus établis pour les 30 individus de l'échantillon de validation sont représentés par les cercles rouges.

La figure précédente (figure 73) permet d'observer que parmi les 30 individus de l'échantillon de validation, au moins l'un d'entre eux (ce type de diagramme ne rend pas compte des possibles superposition des points) atteint la limite de la borne supérieure de l'intervalle de confiance à 95 %. Ceci est par ailleurs confirmé par les statistiques descriptives des résidus (non standardisés) de l'échantillon de validation, présentées dans le tableau LX ci-dessous : il existe 1 individu sur 30 pour lequel l'erreur de prédiction d'âge est de 3,8 semaines.

Unstandardized Residual		
N	Valide	30
Moyenne		-7,7E-02
Ecart-type		1,7740150
Minimum		-2,75329
Maximum		3,83504
Centiles	25	-1,76788
	50	-8,9E-02
	75	1,1626660

Tableau LX : Statistiques descriptives des résidus non standardisés de l'échantillon de validation. L'erreur maximale (le résidu maximum) est de 3,8 semaines, ce qui entraîne une sortie de l'intervalle de confiance à 95 % de la prédiction d'âge.

6.3.3 Le Périmètre Crânien (PC)

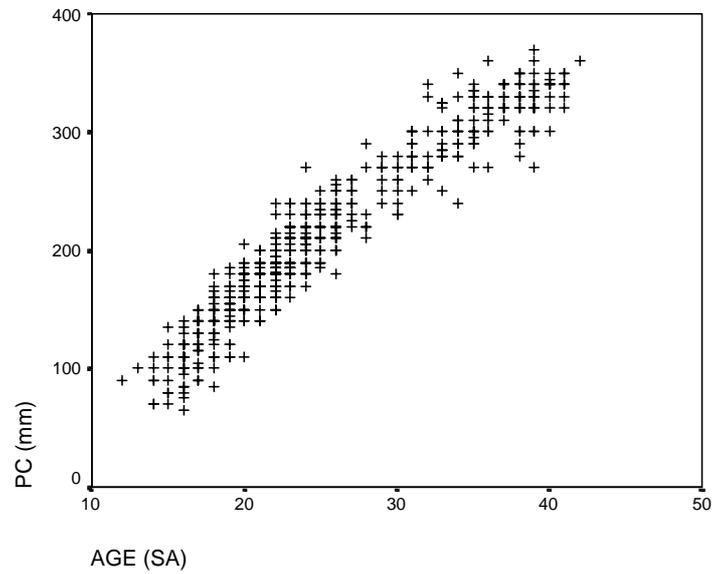


Figure 74 : Diagramme de dispersion du Périmètre Crânien (PC) en fonction de l'âge exprimé en semaines d'aménorrhées (SA).

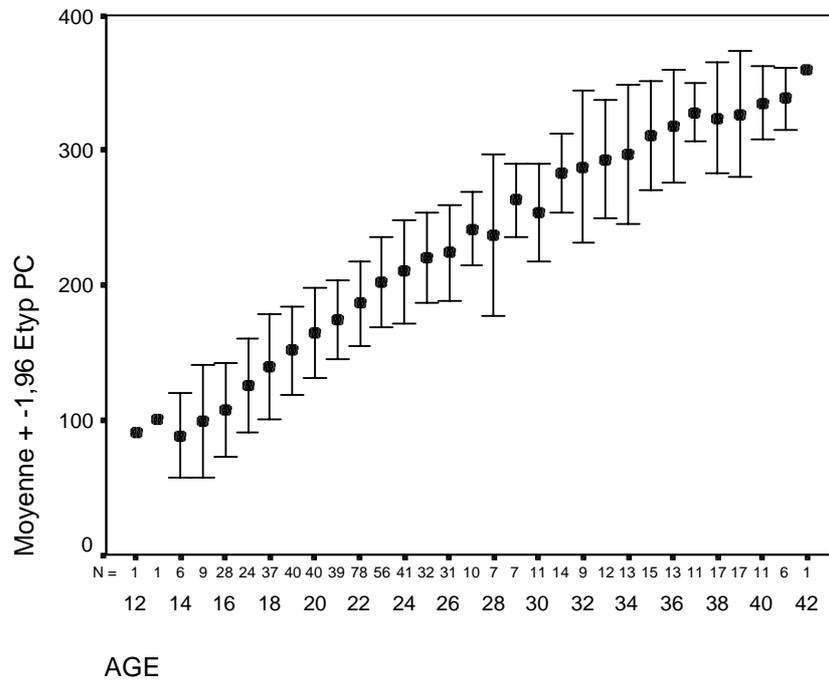


Figure 75 : Moyenne de la mesure du Périmètre Crânien pour chaque âge. Les barres représentent $\pm 1,96$ écart-type. Les effectifs ayant servi à calculer ces valeurs pour chaque âge sont indiqués sous l'axe des abscisses (N).

Les figures 74 et 75 présentent la bonne linéarité du paramètre selon l'âge. Toutefois, certains points s'éloignent du nuage de dispersion, figurant l'existence de valeurs légèrement atypiques. Nous pouvons cependant établir un modèle de régression linéaire.

Le modèle établi présente un R^2 de 91,5 % et une erreur standard de l'estimation de 2,02 semaines. L'adéquation du modèle aux données est bonne et le modèle est validé par une valeur de la statistique de Durbin-Watson de 1,969 et une distribution des résidus standardisés (figure 76) proche d'une distribution normale.

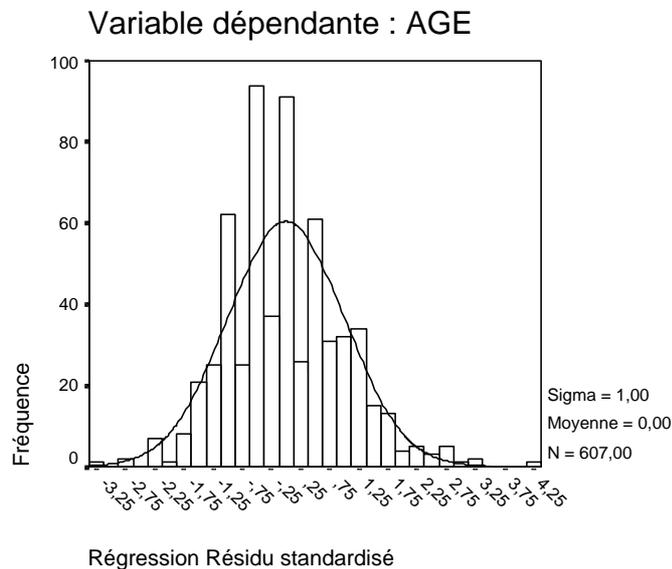


Figure 76 : Histogramme de fréquence des résidus standardisés de la régression.

Les coefficients de la régression permettent d'écrire la formule de prédiction de l'âge sous la forme suivante :

$$\text{Age (SA)} = 0,0965 \text{ PC (mm)} + 4,561$$

Cette équation permet une prédiction d'âge avec un intervalle de confiance à 95 % de la prédiction individuelle de $\pm 3,98$ semaines.

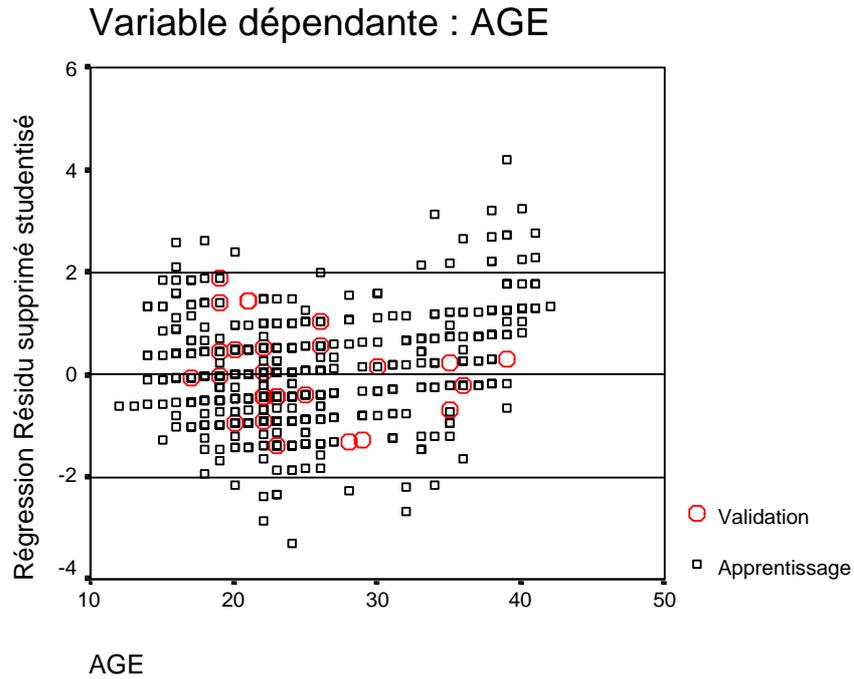


Figure 77 : Diagramme de dispersion des résidus supprimés studentisés de la régression en fonction de l'âge. Les résidus établis pour les 30 individus de l'échantillon de validation sont représentés par les cercles rouges.

La figure précédente (figure 77) permet d'observer qu'aucun des 30 individus de l'échantillon de validation ne présente de prédiction sortant des bornes de l'intervalle de confiance à 95 %, bien qu'au moins l'un d'entre eux soit très proche de la borne supérieure. Le tableau LXI ci-dessous nous apprend qu'il s'agit d'une valeur maximale de 3,8 semaines :

Unstandardized Residual		
N	Valide	30
Moyenne		-2,7E-02
Ecart-type		1,7276322
Minimum		-2,80876
Maximum		3,81533
Centiles	25	-,9112770
	50	-,2745826
	75	,9691153

Tableau LXI : Statistiques descriptives des résidus non standardisés de l'échantillon de validation.

6.3.4 La longueur du pied

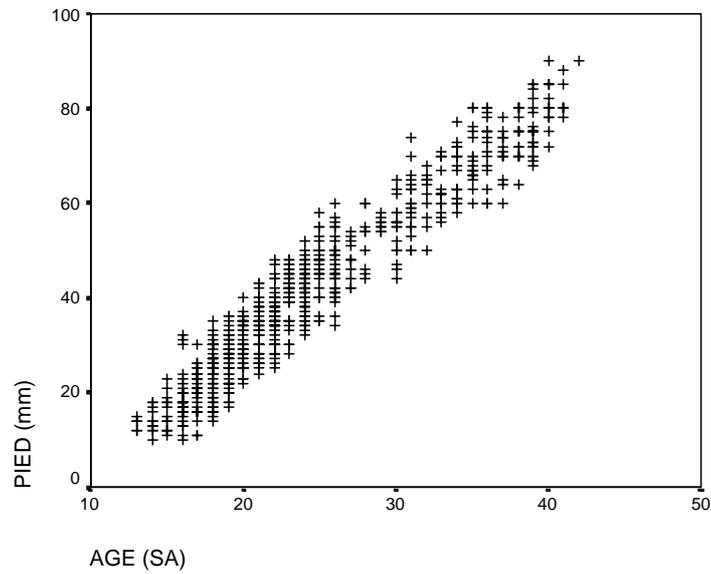


Figure 78 : Diagramme de dispersion de la longueur du pied (Pied) en fonction de l'âge exprimé en semaines d'aménorrhées (SA).

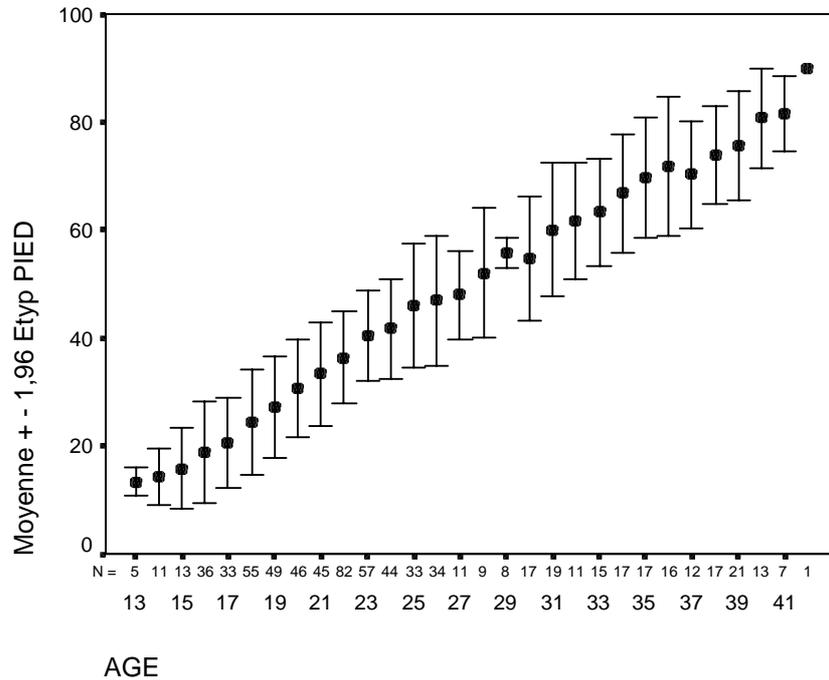


Figure 79 : Moyenne des longueurs de pied pour chaque âge. Les barres représentent $\pm 1,96$ écart-type. Les effectifs ayant servi à calculer ces valeurs pour chaque âge sont indiqués sous l'axe des abscisses (N).

La deux graphiques précédents (figures 78 et 79) illustrent la bonne linéarité de la distribution du paramètre selon l'âge. Nous pouvons donc établir un modèle de régression linéaire.

Le modèle établi présente un coefficient de détermination (R^2) de 92,6 % et une erreur standard de l'estimation de 1,93 semaines. Ces deux paramètres assurent la bonne adéquation du modèle aux données. De plus, la valeur de la statistique de Durbin-Watson (2,006) écarte toute possibilité d'autocorrélation de premier ordre des résidus et la distribution des résidus standardisés (figure 80), qui est très proche d'une distribution normale, témoigne de la validité du modèle.

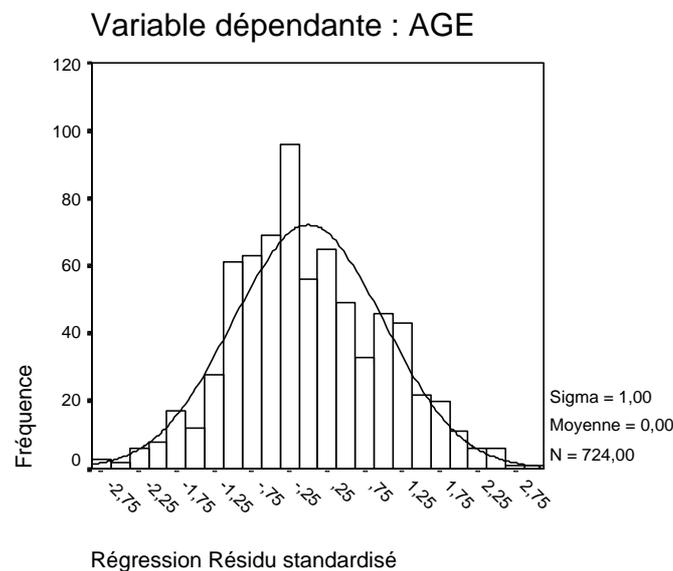


Figure 80 : Histogramme de fréquence des résidus standardisés de la régression.

Les coefficients de la régression permettent d'écrire la formule de prédiction de l'âge sous la forme suivante :

$$\text{Age (SA)} = 0,365 \text{ Pied (mm)} + 9,149$$

Cette équation permet une prédiction d'âge avec un intervalle de confiance à 95 % de la prédiction individuelle de $\pm 3,78$ semaines.

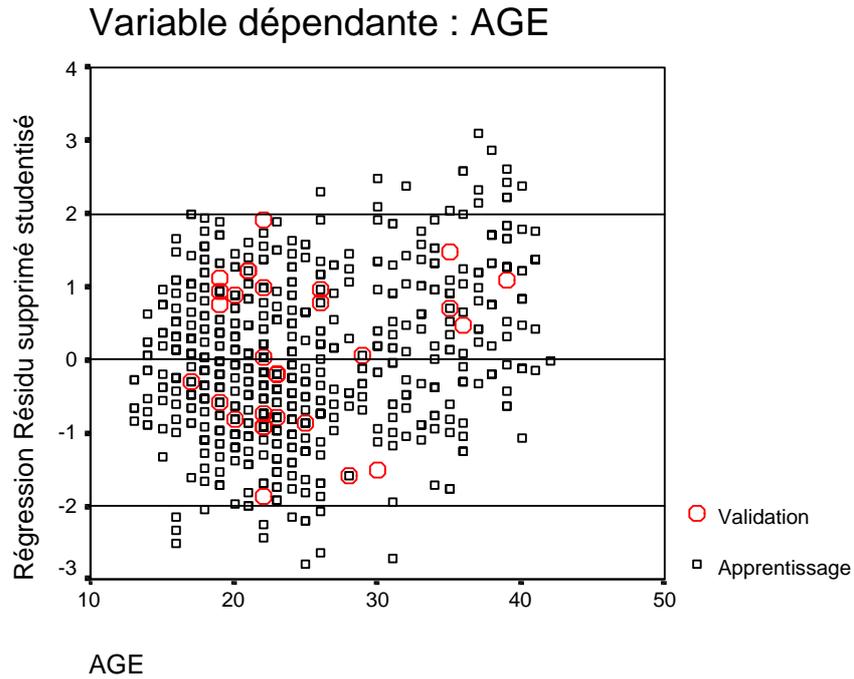


Figure 81 : Diagramme de dispersion des résidus supprimés studentisés de la régression en fonction de l'âge. Les résidus établis pour les 30 individus de l'échantillon de validation sont représentés par les cercles rouges.

La figure 81 permet d'observer qu'aucun des 30 individus de l'échantillon de validation ne présente de prédiction sortant des bornes de l'intervalle de confiance à 95 %. Ceci est par ailleurs confirmé par les statistiques descriptives des résidus (non standardisés) de l'échantillon de validation, présentées dans le tableau LXII ci-dessous :

Unstandardized Residual		
N	Valide	30
Moyenne		,2054892
Ecart-type		1,9437737
Minimum		-3,58915
Maximum		3,71739
Centiles	25	-1,51252
	50	9,35E-02
	75	1,8768047

Tableau LXII : Statistiques descriptives des résidus non standardisés de l'échantillon de validation.

6.3.5 Le poids

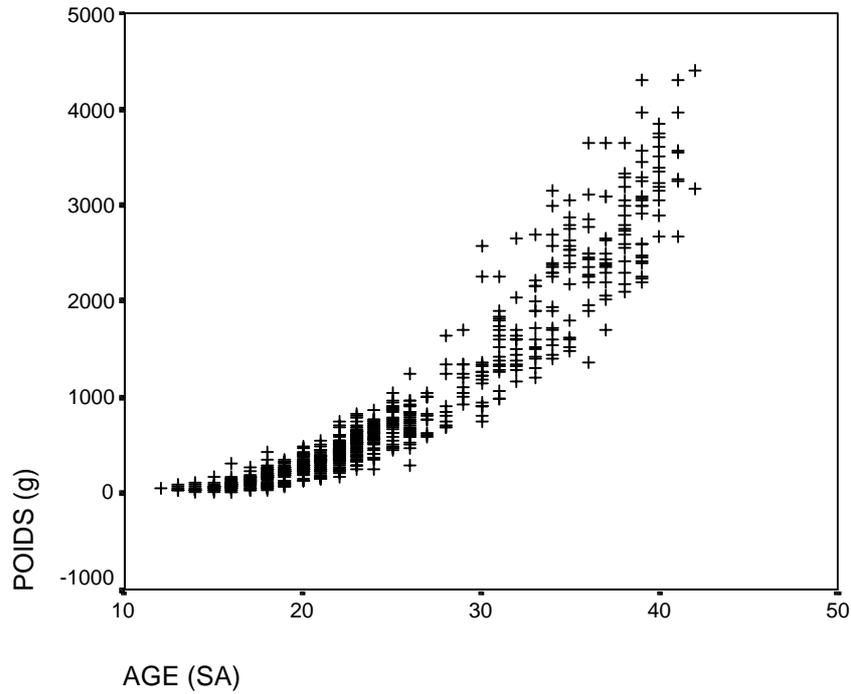


Figure 82 : Diagramme de dispersion du poids, exprimé en grammes, en fonction de l'âge exprimé en semaines d'aménorrhées (SA).

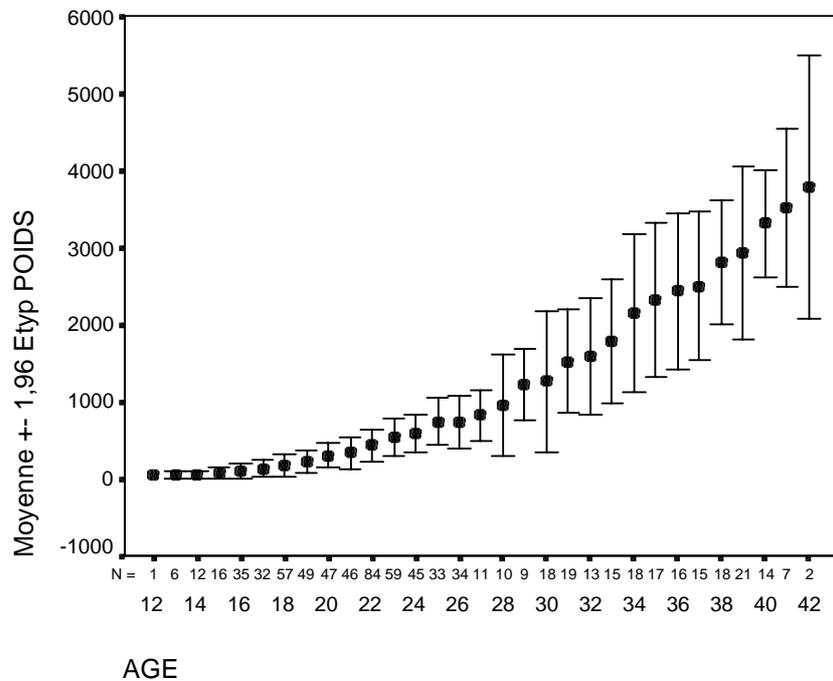


Figure 83 : Moyenne des poids relevés pour chaque âge. Les barres représentent $\pm 1,96$ écart-type. Les effectifs ayant servi à calculer ces valeurs pour chaque âge sont indiqués sous l'axe des abscisses (N).

Nous pouvons observer, sur les deux graphiques précédents (figure 82 et 83), que le poids n'évolue pas du tout de manière linéaire en fonction de l'âge. De plus, le graphique de la figure 83 permet d'observer la très nette augmentation de la variance avec l'âge. L'observation du nuage de points rappelant une courbe exponentielle, nous avons établi une régression quadratique selon la méthode des moindres carrés. Celle-ci permet d'obtenir un coefficient de détermination de 93,8 % et s'écrit sous la forme :

$$\text{Age} = -0,000006 \text{ Poids}^2 + 0.0133 \text{ Poids} + 16,2306$$

Cependant, la distribution des résidus en fonction de l'âge engendrés par cette formule ne permet pas une application correcte de la détermination de l'âge (figure 84).

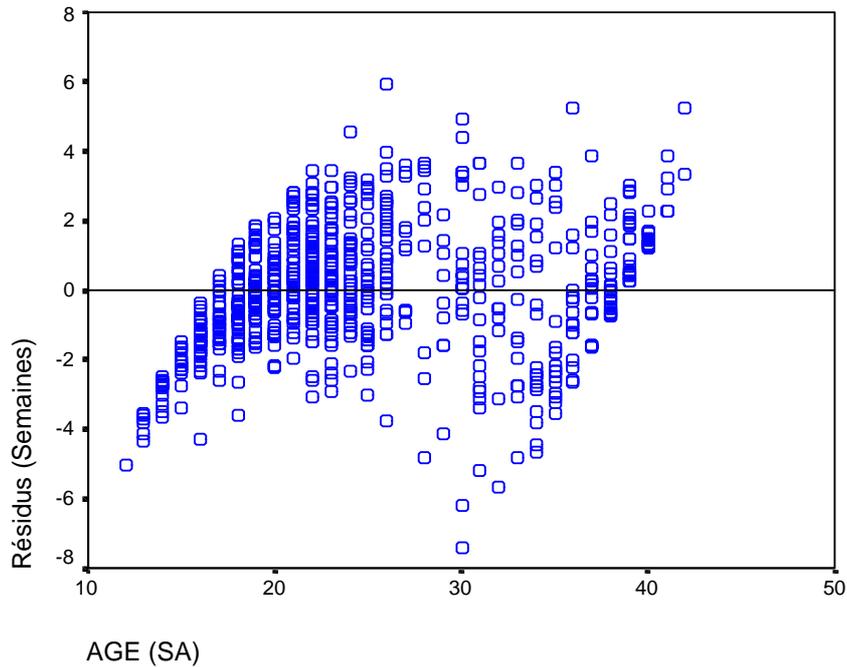


Figure 84 : Distribution des résidus en fonction de l'âge pour la régression quadratique utilisant le poids comme prédicteur de l'âge.

REMARQUE :

Pour chacun des paramètres "osseux" inclus dans cette étude, nous avons relevé deux mesures différentes de la longueur de la diaphyse. La première est une mesure radiographique *in situ* (in_XXX) et la seconde correspond à une correction de la mesure *in situ* afin que la valeur relevée soit identique à la taille réelle de la diaphyse (XXX_corr). La valeur corrigée résulte d'une transformation linéaire de la mesure *in situ*. Ainsi, les régressions linéaires établies pour estimer l'âge à partir de chacun de ces paramètres seront très proches en de nombreux points, en particulier concernant le modèle lui même (R^2 , erreur standard de l'estimation, statistique de Durbin-Watson, distribution des résidus, intervalles de confiance...). Seules les formules établies présenteront des coefficients différents.

De manière à simplifier la présentation des résultats, nous présentons ici les régressions relatant les mesures du paramètre corrigé et indiquons uniquement la formule établie à partir des mesures *in situ*.

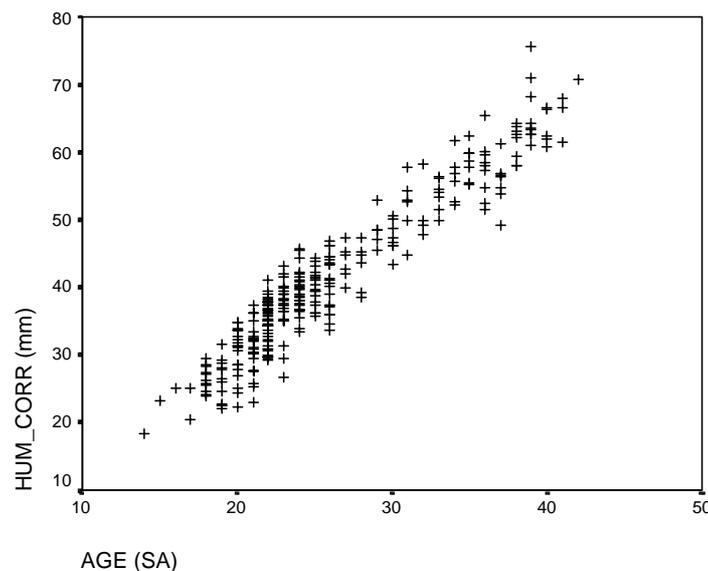
6.3.6 L'humérus

Figure 85 : Diagramme de dispersion de la mesure corrigée de la diaphyse humérale (hum_corr) en fonction de l'âge, exprimé en semaines d'aménorrhée (SA).

Le diagramme de dispersion (figure 85) permet de voir que la mesure de la diaphyse humérale présente une bonne linéarité en fonction de l'âge. Ceci est confirmé par le graphique suivant (figure 86), qui, de plus, nous permet d'observer qu'il n'existe pas de forte augmentation de la variabilité en fonction de l'âge dans notre échantillon d'études.

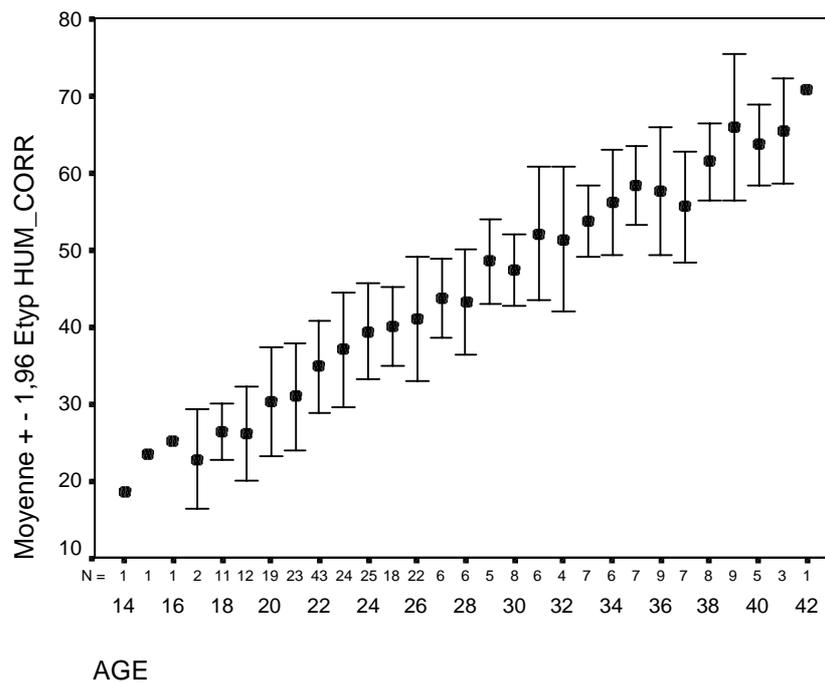


Figure 86 : Moyenne des valeurs corrigées de la diaphyse humérale (hum_corr) relevées pour chaque âge. Les barres représentent $\pm 1,96$ écart-type. Les effectifs ayant servi à calculer ces valeurs pour chaque âge sont indiqués sous l'axe des abscisses (N).

Les modèles établis (selon les mesures *in situ* et les mesures *in situ* corrigées) présentent tous les deux un coefficient de détermination (R^2) de 91,1 % et une erreur standard de l'estimation de 1,93 semaines. Ces deux paramètres certifient la bonne adéquation des modèles aux données. De plus, la valeur – identique pour les deux modèles – de la statistique de Durbin-Watson (2,104) assure l'absence d'autocorrélation des résidus et l'histogramme des résidus standardisés (figure 88), confirme la distribution très proche de la normalité des résidus permettant de valider les modèles.

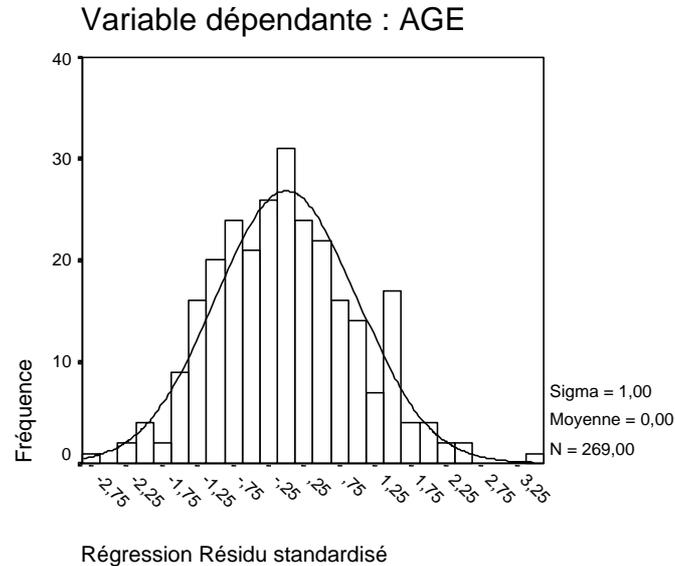


Figure 87 : Histogramme de fréquence des résidus standardisés. Cet histogramme est identique pour les deux régressions établies à partir des différents types de mesures de la diaphyse humérale.

Les deux formules de régressions établies sont les suivantes :

- Pour la mesure radiographique :

$$\text{Age (SA)} = 0,495 \text{ in_hum (mm)} + 5,07$$

- Pour la mesure corrigée :

$$\text{Age (SA)} = 0,530 \text{ hum_corr (mm)} + 4,179$$

Ces formules donnent toutes les deux des estimations de l'âge avec un intervalle de confiance à 95 % de la prédiction de $\pm 3,81$ semaines.

La distribution des résidus supprimés studentisés, présentée en figure 88, permet d'observer la bonne distribution des résidus du modèle (aucune tendance ne se dégage en fonction de l'âge). Par ailleurs, nous observons que le modèle de régression établi entraîne 2 "sorties de l'intervalle de confiance" sur l'ensemble des 30 individus de l'échantillon de validation.

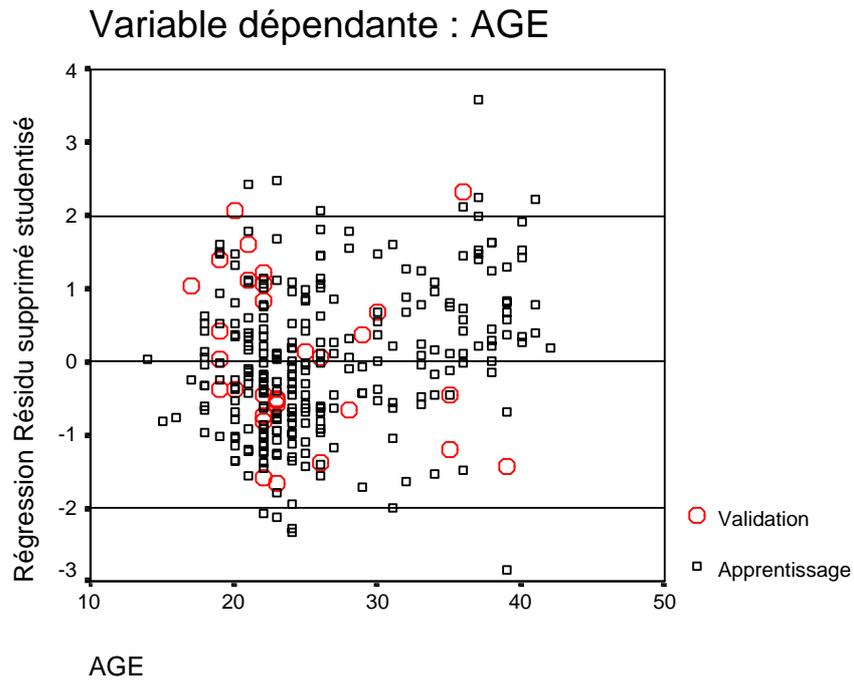


Figure 88 : Diagramme de dispersion des résidus supprimés studentisés de la régression en fonction de l'âge. Les résidus établis pour les 30 individus de l'échantillon de validation sont représentés par les cercles rouges.

6.3.7 Le radius

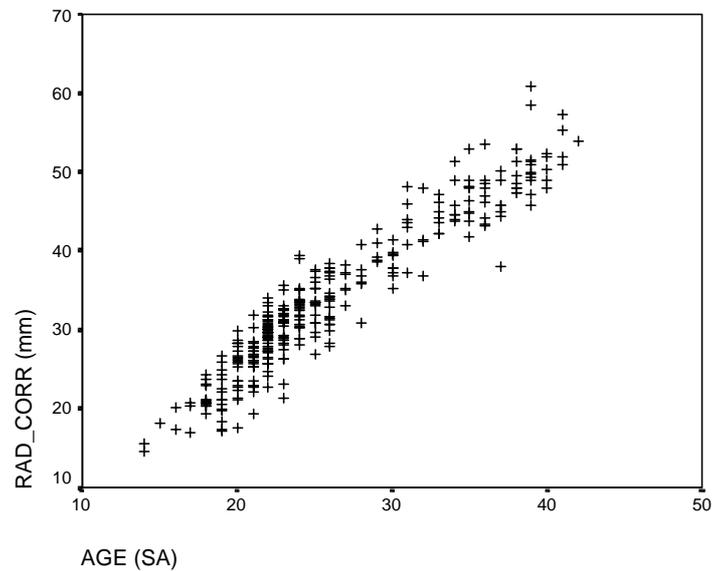


Figure 89 : Diagramme de dispersion de la mesure corrigée de la diaphyse radiale (rad_corr) en fonction de l'âge, exprimé en semaines d'aménorrhée (SA).

Le diagramme de dispersion (figure 89) permet de voir que la mesure de la diaphyse radiale présente une bonne linéarité en fonction de l'âge. La figure ci-dessous (figure 90), nous permet d'observer, de plus, qu'il n'existe pas de forte augmentation de la variabilité en fonction de l'âge dans notre échantillon.

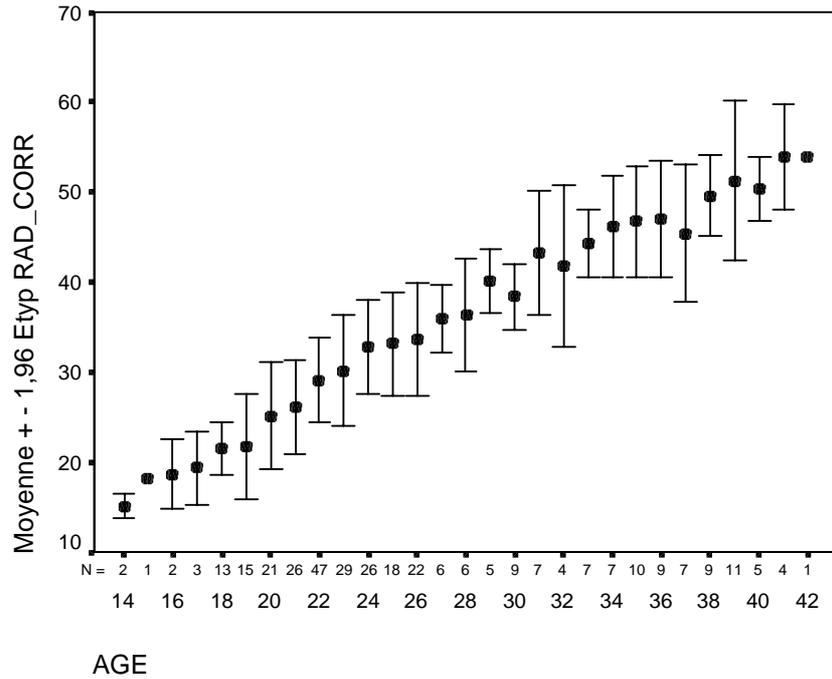


Figure 90 : Moyenne des valeurs corrigées de la diaphyse radiale (rad_corr) relevées pour chaque âge. Les barres représentent $\pm 1,96$ écart-type. Les effectifs ayant servi à calculer ces valeurs pour chaque âge sont indiqués sous l'axe des abscisses (N).

Les modèles établis présentent tous les deux un coefficient de détermination (R^2) de 90 % et une erreur standard de l'estimation de 2,09 semaines. Ces deux paramètres certifient la bonne adéquation des modèles aux données. De plus, la valeur – identique pour les deux modèles – de la statistique de Durbin-Watson (2,114) assure la non autocorrélation des résidus et l'histogramme des résidus standardisés (figure 91), confirme la distribution très proche de la normalité des résidus, validant les modèles.

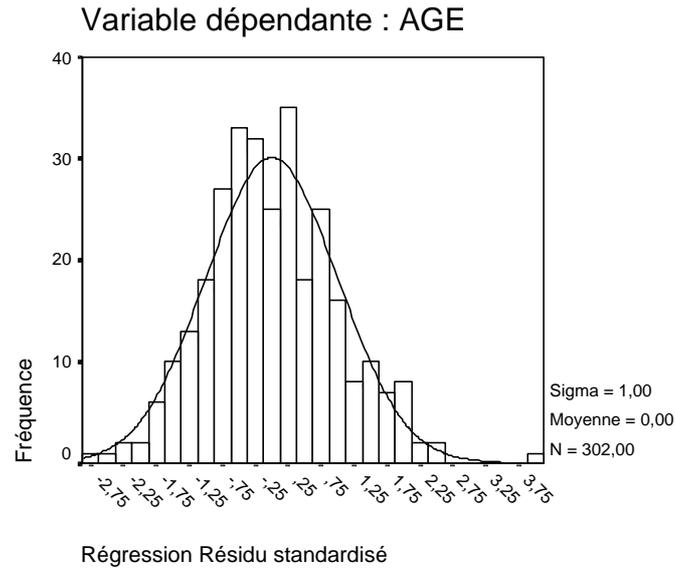


Figure 91 : Histogramme de fréquence des résidus standardisés. Cet histogramme est identique pour les deux régressions établies à partir des différents types de mesures de la diaphyse radiale.

Les deux formules de régressions établies sont les suivantes :

- Pour la mesure radiographique :

$$\text{Age (SA)} = 0,643 \text{ in_rad (mm)} + 3,914$$

- Pour la mesure corrigée :

$$\text{Age (SA)} = 0,661 \text{ rad_corr (mm)} + 3,629$$

Ces formules donnent toutes les deux des estimations de l'âge avec un intervalle de confiance à 95 % de $\pm 4,1$ semaines.

La distribution des résidus supprimés studentisés, présentée en figure 92, permet d'une part d'observer la bonne distribution des résidus du modèle (aucune tendance ne se dégage en fonction l'âge) et d'autre part montre que le modèle de régression établi entraîne une "sortie de l'intervalle de confiance" sur l'ensemble des 30 individus de l'échantillon de validation.

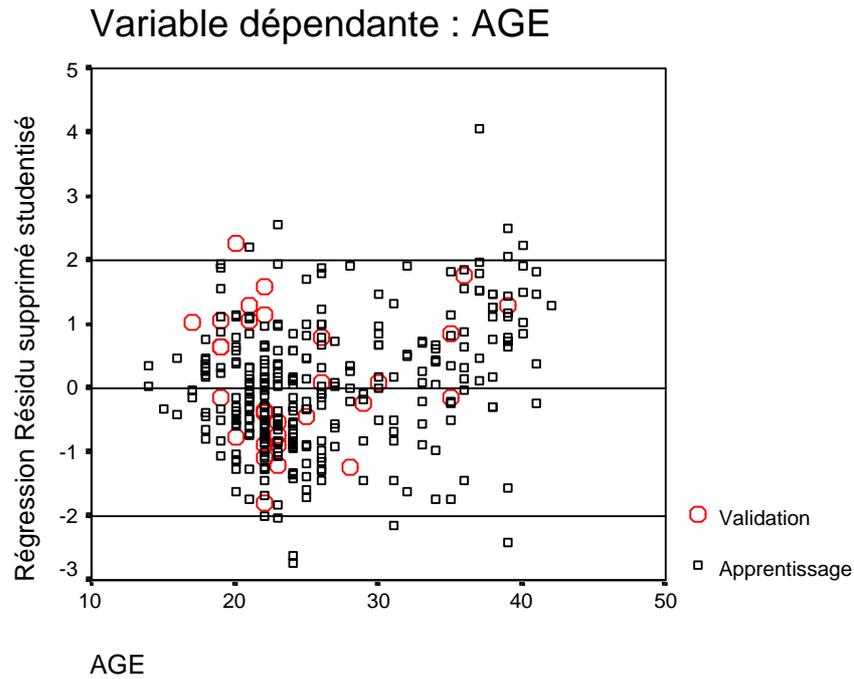


Figure 92 : Diagramme de dispersion des résidus supprimés « studentisés » de la régression en fonction de l'âge. Les résidus établis pour les 30 individus de l'échantillon de validation sont représentés par les cercles rouges.

Outre l'erreur de prédiction qu'entraîne cette formule sur un des individus de l'échantillon de validation, nous observons un résidu supprimé présentant une valeur très grande, malgré la « studentisation ». Celui-ci, qui correspond à un résidu réel de 8,21 semaines, concerne un fœtus âgé de 37 semaines d'aménorrhée, dont la valeur atypique de la diaphyse radiale était déjà identifiable sur le diagramme de dispersion (figure 92).

6.3.8 L'ulna

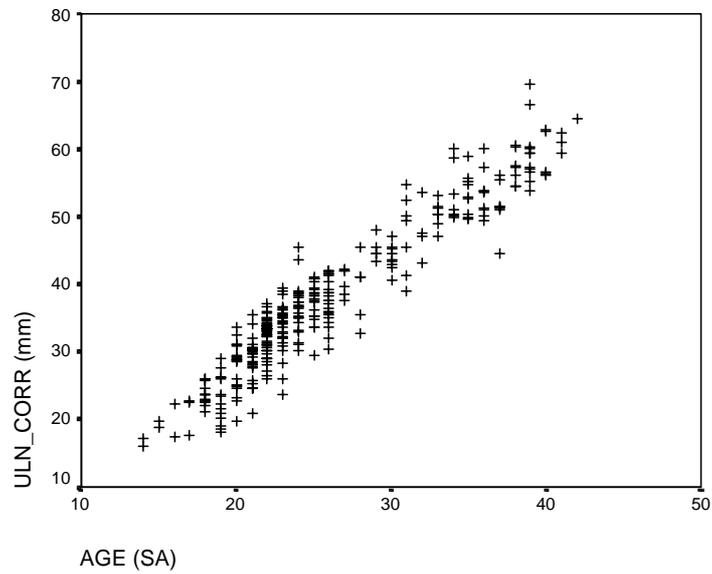


Figure 93 : Diagramme de dispersion de la mesure corrigée de la diaphyse ulnaire (uln_corr) en fonction de l'âge, exprimé en semaines d'aménorrhée (SA).

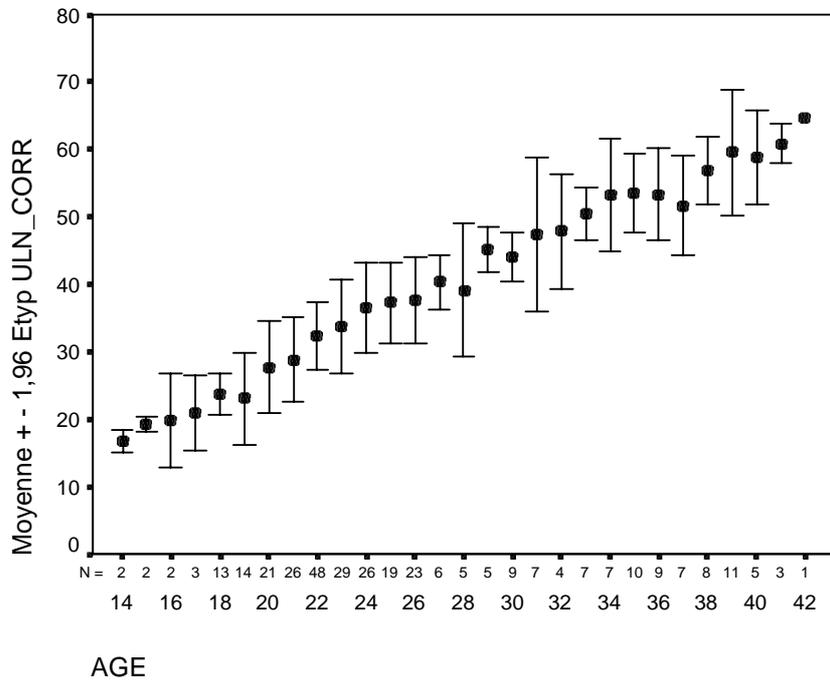


Figure 94 : Moyenne des valeurs corrigées de la diaphyse ulnaire (uln_corr) relevées pour chaque âge. Les barres représentent $\pm 1,96$ écart-type. Les effectifs ayant servi à calculer ces valeurs pour chaque âge sont indiqués sous l'axe des abscisses (N).

Le diagramme de dispersion (figure 93) permet d'observer que la mesure de la diaphyse ulnaire présente une bonne linéarité en fonction de l'âge. Ceci est confirmé par le graphique de la figure 94, qui permet d'observer qu'il n'existe pas de forte augmentation de la variabilité en fonction de l'âge. Il faut cependant noter, qu'en raison de faibles effectifs entre 28 et 32 semaines d'aménorrhée, de fortes variations de la variance sont observées d'une semaine à l'autre.

Les modèles établis présentent un coefficient de détermination (R^2) de 90,7 % et une erreur standard de l'estimation de 1,99 semaines. Ces deux paramètres certifient la bonne adéquation des modèles aux données. De plus, la valeur de la statistique de Durbin-Watson (2,153) assure l'absence d'autocorrélation des résidus et l'histogramme des résidus standardisés (figure 95), confirme la distribution très proche de la normalité des résidus, validant les modèles.

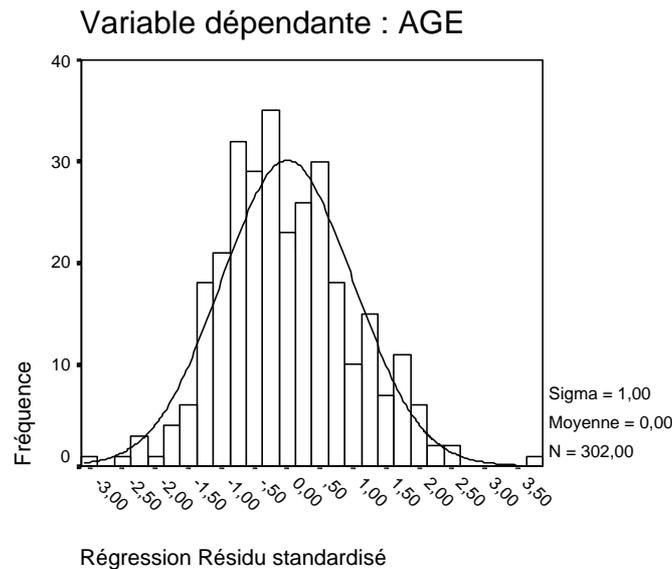


Figure 95 : Histogramme de fréquence des résidus standardisés. Cet histogramme est identique pour les deux régressions établies à partir des différents types de mesures de la diaphyse de l'ulna.

Les deux formules de régressions établies sont les suivantes :

- Pour la mesure radiographique :

$$\text{Age (SA)} = 0,554 \text{ in_uln (mm)} + 4,626$$

- Pour la mesure corrigée :

$$\text{Age (SA)} = 0,558 \text{ uln_corr (mm)} + 4,807$$

Ces formules donnent des estimations de l'âge avec un intervalle de confiance à 95 % de $\pm 3,92$ semaines.

La figure 96, permet d'une part d'observer la bonne distribution des résidus supprimés « studentisés » du modèle et, d'autre part, de rendre compte que le modèle entraîne 1 erreur de prédiction sur l'ensemble des 30 individus de l'échantillon de validation.

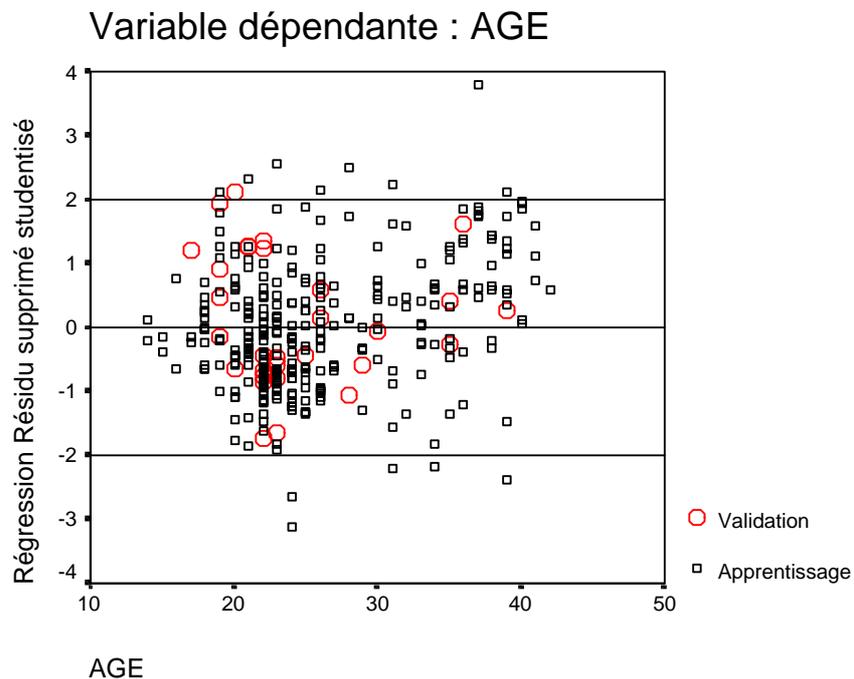


Figure 96 : Diagramme de dispersion des résidus supprimés « studentisés » de la régression en fonction de l'âge. Les résidus établis pour les 30 individus de l'échantillon de validation sont représentés par les cercles rouges.

6.3.9 Le fémur

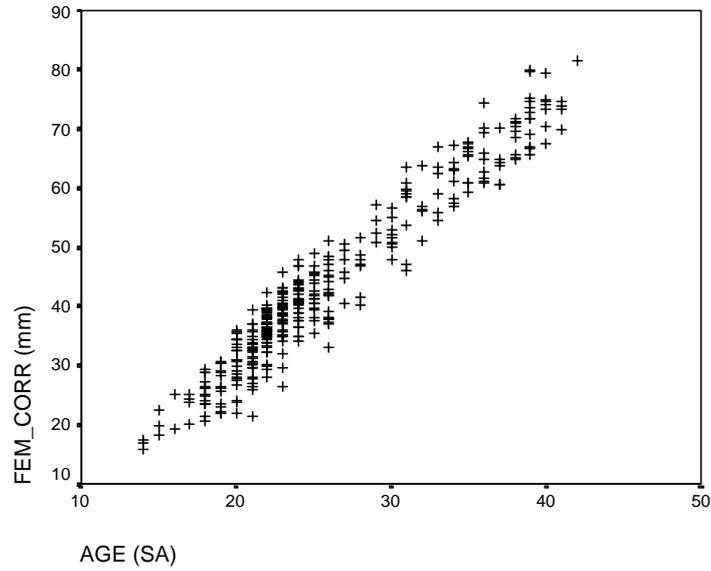


Figure 97 : Diagramme de dispersion de la mesure corrigée de la diaphyse fémorale (fem_corr) en fonction de l'âge, exprimé en semaines d'aménorrhée (SA).

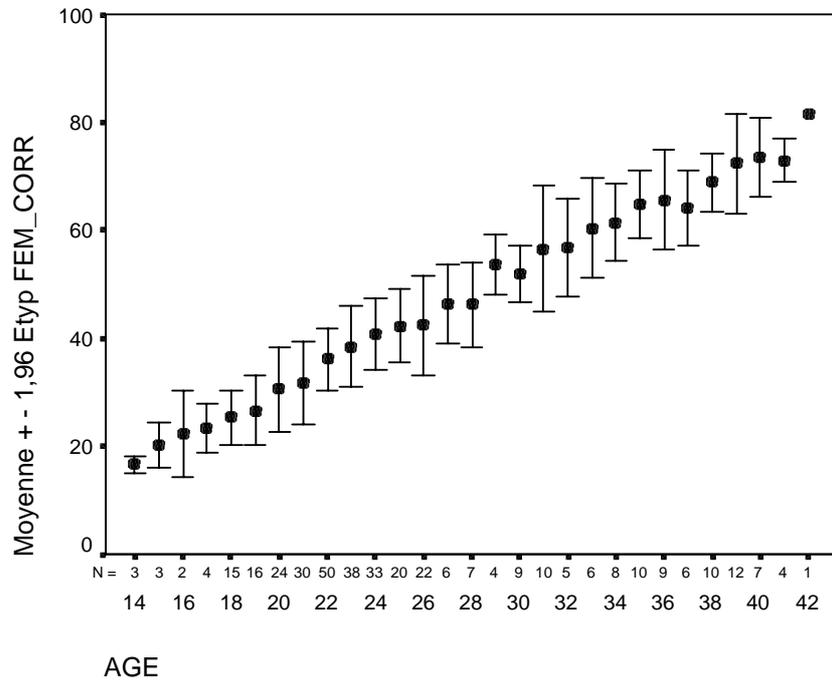


Figure 98 : Moyenne des valeurs corrigées de la diaphyse fémorale (fem_corr) relevées pour chaque âge. Les barres représentent $\pm 1,96$ écart-type. Les effectifs ayant servi à calculer ces valeurs pour chaque âge sont indiqués sous l'axe des abscisses (N).

Le diagramme de dispersion (figure 97) permet de voir que la mesure de la diaphyse fémorale présente une bonne linéarité en fonction de l'âge.

Les modèles établis présentent un fort coefficient de détermination (R^2) de 93,4 % et une erreur standard de l'estimation de 1,69 semaines. Ces deux paramètres certifient la bonne adéquation des modèles aux données. De plus, la valeur de la statistique de Durbin-Watson (2,189) assure l'absence d'auto-corrélation des résidus et les figures 99 et 100 confirment la distribution très proche de la normalité des résidus. Les modèles sont donc valides.

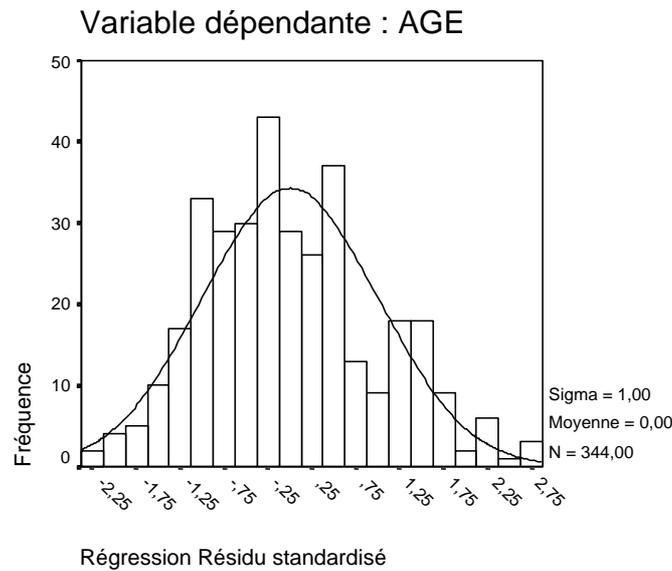


Figure 99 : Histogramme de fréquence des résidus standardisés. Cet histogramme est identique pour les deux régressions établies à partir des différents types de mesures de la diaphyse fémorale.

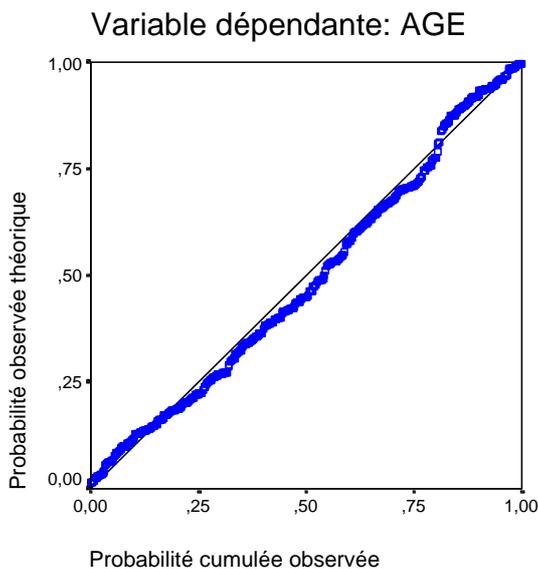


Figure 100 : Présentation des probabilités cumulées observées contre les probabilités théoriques des résidus des deux régression utilisant le mesure de la diaphyse fémorale pour établi une estimation de l'âge fœtal.

Les deux formules de régressions établies sont les suivantes :

- Pour la mesure radiographique :

$$\text{Age (SA)} = 0,408 \text{ in_fem (mm)} + 7,294$$

- Pour la mesure corrigée :

$$\text{Age (SA)} = 0,434 \text{ fem_corr (mm)} + 6,942$$

Ces formules donnent des estimations de l'âge avec un intervalle de confiance à 95 % de $\pm 3,33$ semaines.

La figure 101, permet d'une part d'observer la bonne distribution des résidus supprimés studentisés du modèle et, d'autre part, de nous rendre compte que le modèle de régression établi entraîne 1 erreur de prédiction sur l'ensemble des 30 individus de l'échantillon de validation.

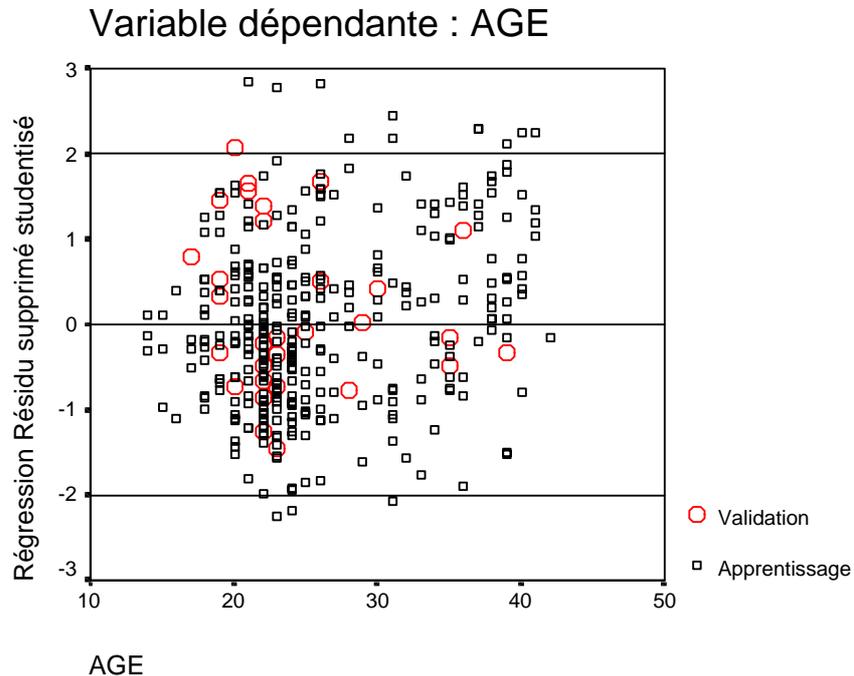


Figure 101 : Diagramme de dispersion des résidus supprimés « studentisés » de la régression en fonction de l'âge. Les résidus établis pour les 30 individus de l'échantillon de validation sont représentés par les cercles rouges.

6.3.10 Le tibia

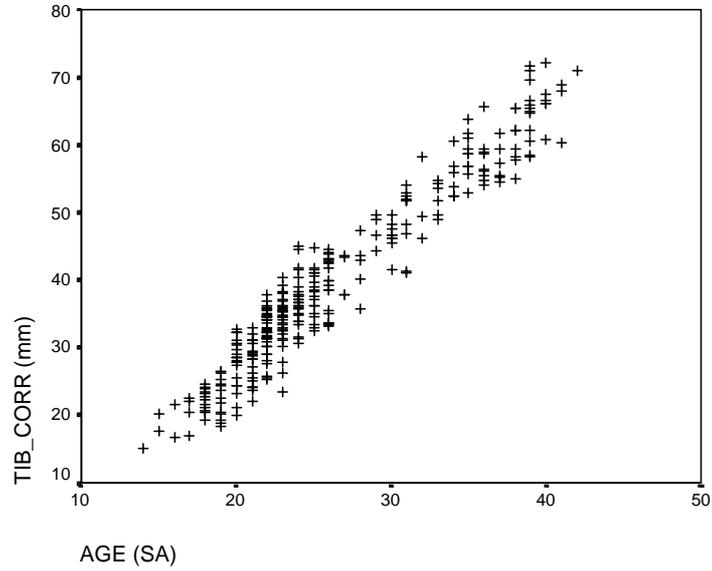


Figure 102 : Diagramme de dispersion de le mesure corrigée de la diaphyse tibiale (tib_corr) en fonction de l'âge, exprimé en semaines d'aménorrhée (SA).

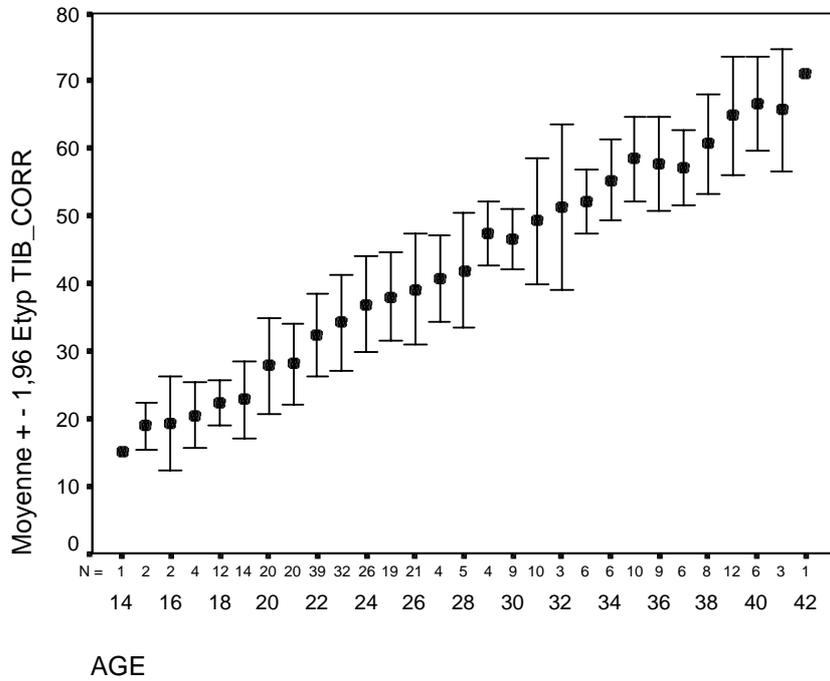


Figure 103 : Moyenne des valeurs corrigées de la diaphyse tibiale (tib_corr) relevées pour chaque âge. Les barres représentent $\pm 1,96$ écart-type. Les effectifs ayant servi à calculer ces valeurs pour chaque âge sont indiqués sous l'axe des abscisses (N).

Le diagramme de dispersion (figure 102) permet d'observer que la mesure de la diaphyse tibiale présente une bonne linéarité en fonction de l'âge. Le graphique suivant (figure 103) confirme qu'il n'existe pas de forte augmentation de la variabilité en fonction de l'âge. Néanmoins, en raison de faibles effectifs entre 28 et 32 semaines d'aménorrhée, il existe de fortes variations de la variance d'une semaine à l'autre.

Les modèles établis présentent un coefficient de détermination (R^2) de 92,9 % et une erreur standard de l'estimation de 1,78 semaines. Ces deux paramètres certifient la bonne adéquation des modèles aux données. De plus, la statistique de Durbin-Watson (1,965) assure la non autocorrélation des résidus et l'histogramme des résidus standardisés (figure 104), confirme la distribution très proche de la normalité des résidus et de ce fait valide les modèles.

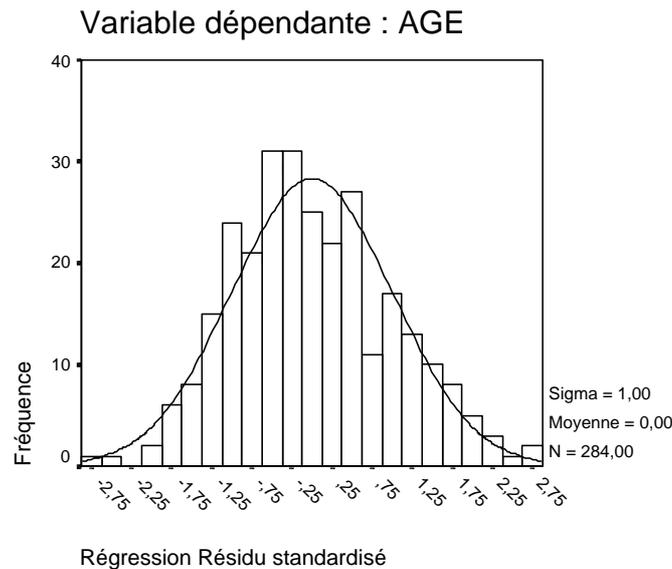


Figure 104 : Histogramme de fréquence des résidus standardisés. Cet histogramme est identique pour les deux régressions établies à partir des différents types de mesures de la diaphyse du tibia.

Les deux formules de régressions établies sont les suivantes :

- Pour la mesure radiographique :

$$\text{Age (SA)} = 0,471 \text{ in_tib (mm)} + 7,148$$

- Pour la mesure corrigée :

$$\text{Age (SA)} = 0,485 \text{ tib_corr (mm)} + 6,942$$

Ces formules donnent des estimations de l'âge avec un intervalle de confiance à 95 % de $\pm 3,5$ semaines.

La figure 105, permet d'observer la bonne distribution des résidus supprimés studentisés du modèle. De plus, il n'existe aucune erreur de prédiction sur l'ensemble des 30 individus de l'échantillon de validation.

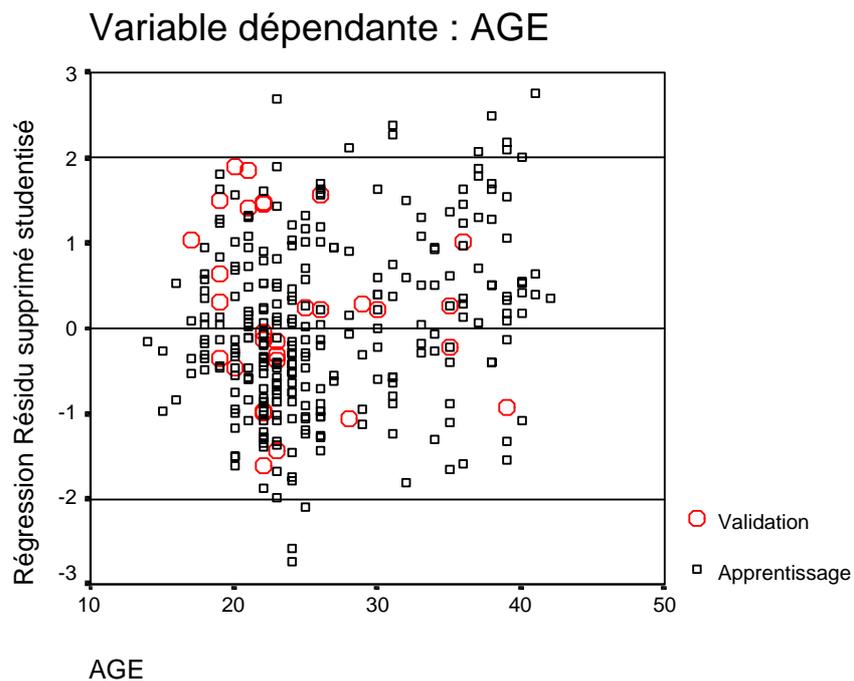


Figure 105 : Diagramme de dispersion des résidus supprimés « studentisés » de la régression en fonction de l'âge. Les résidus établis pour les 30 individus de l'échantillon de validation sont représentés par les cercles rouges.

6.3.11 La fibula

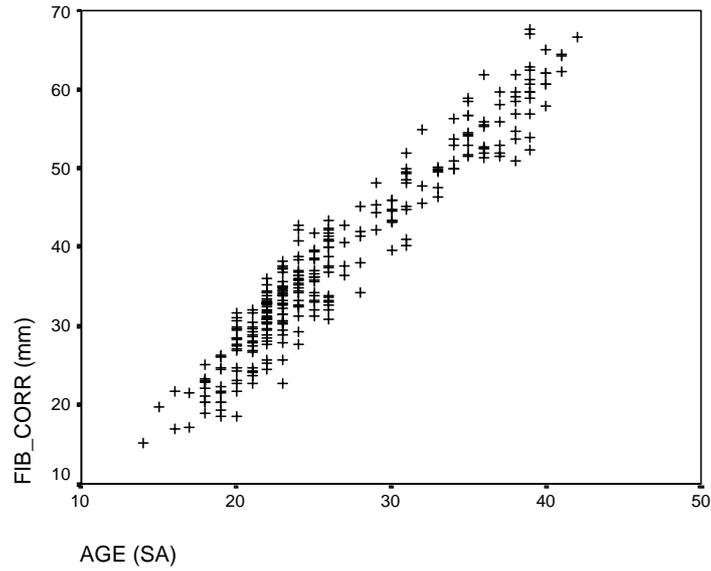


Figure 106 : Diagramme de dispersion de la mesure corrigée de la diaphyse de la fibula (fib_corr) en fonction de l'âge, exprimé en semaines d'aménorrhée (SA).

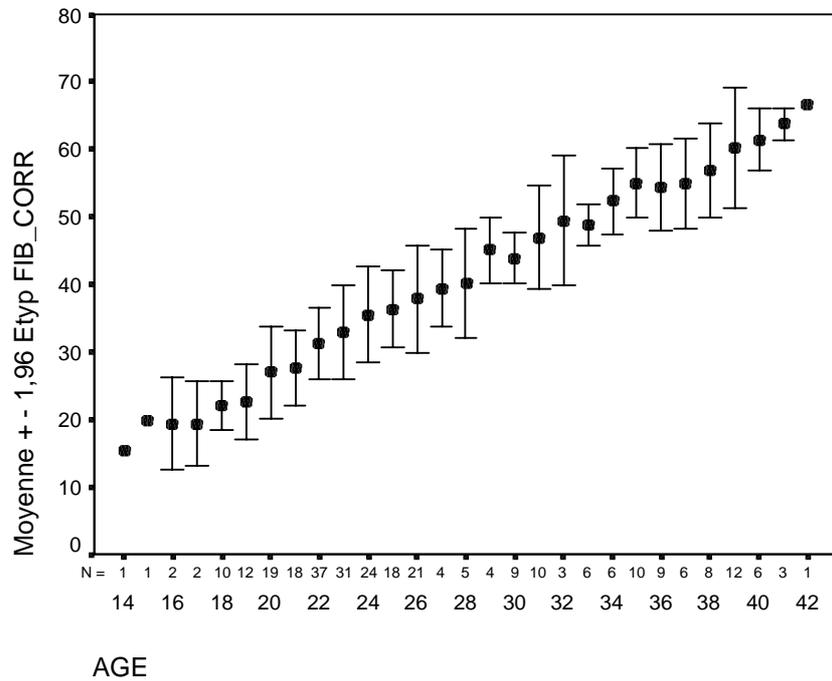


Figure 107 : Moyenne des valeurs corrigées de la diaphyse fibulaire (fib_corr) relevées pour chaque âge. Les barres représentent $\pm 1,96$ écart-type. Les effectifs ayant servi à calculer ces valeurs pour chaque âge sont indiqués sous l'axe des abscisses (N).

Le diagramme de dispersion (figure 106) permet d'observer que la mesure de la diaphyse de la fibula présente une bonne linéarité en fonction de l'âge. Ceci est confirmé par le graphique suivant (figure 107), qui, de plus, nous permet d'observer qu'il n'existe pas de forte augmentation de la variabilité en fonction de l'âge.

Les modèles établis présentent un coefficient de détermination (R^2) de 92,7 % et une erreur standard de l'estimation de 1,8 semaines. Ces deux paramètres certifient la bonne adéquation des modèles aux données. De plus, la statistique de Durbin-Watson (1,949) assure l'absence d'autocorrélation des résidus et l'histogramme des résidus standardisés (figure 108), confirme la distribution très proche de la normalité des résidus. Le modèle est donc valide.

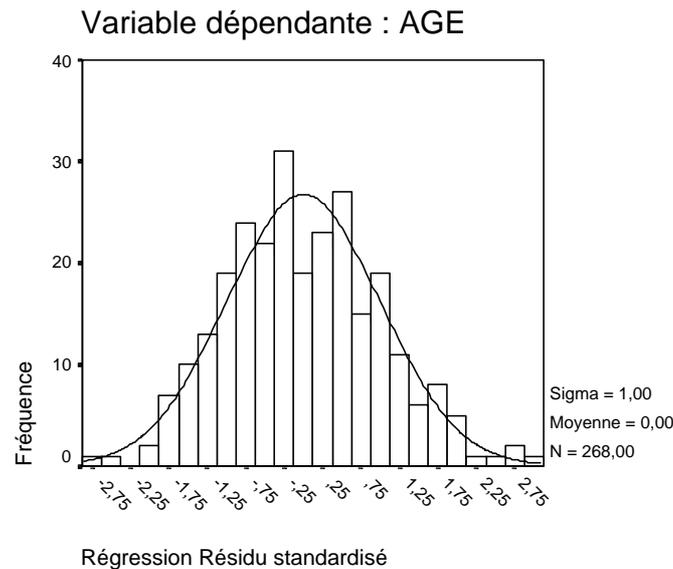


Figure 108 : Histogramme de fréquence des résidus standardisés. Cet histogramme est identique pour les deux régressions établies à partir des différents types de mesures de la diaphyse de la fibula.

Les deux formules de régressions établies sont les suivantes :

- Pour la mesure radiographique :

$$\text{Age (SA)} = 0,507 \text{ in_fib (mm)} + 6,676$$

- Pour la mesure corrigée :

$$\text{Age (SA)} = 0,534 \text{ fib_corr (mm)} + 5,93$$

Ces formules donnent toutes les deux des estimations de l'âge avec un intervalle de confiance à 95 % de la prédiction de $\pm 3,55$ semaines.

La figure 109, permet d'une part d'observer la bonne distribution des résidus supprimés « studentisés » du modèle. De plus, il n'existe qu'une seule erreur de prédiction sur l'ensemble des 30 individus de l'échantillon de validation.

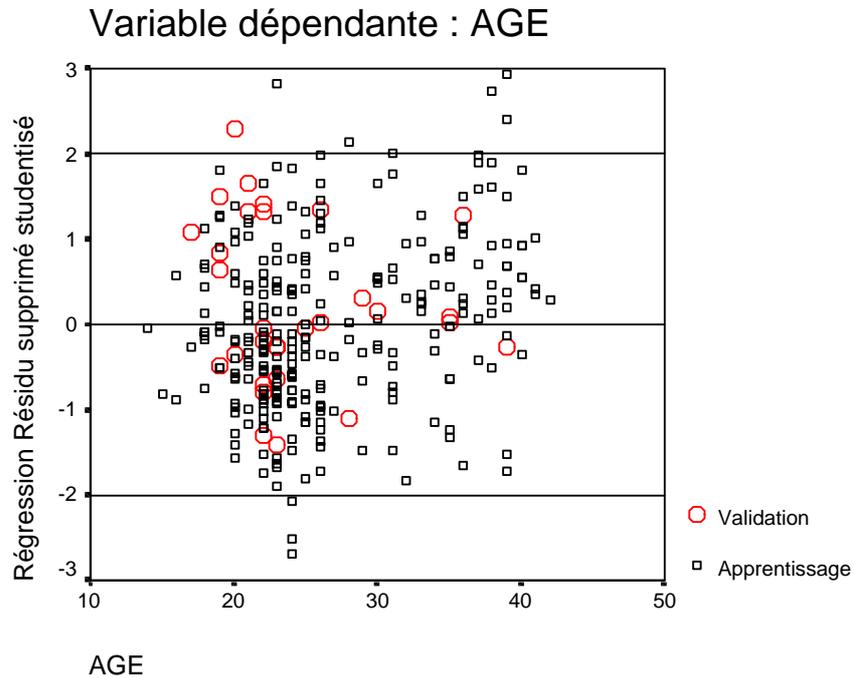


Figure 109 : Diagramme de dispersion des résidus supprimés « studentisés » de la régression en fonction de l'âge. Les résidus établis pour les 30 individus de l'échantillon de validation sont représentés par les cercles rouges.

6.3.12 L'évaluation des modèles de régression uniparamétrés choisis

Pour chacun des paramètres étudiés, nous avons choisi le modèle de régression à appliquer en fonction de l'allure générale du nuage de points. Dans tous les cas, à l'exception du poids, nous avons choisi d'employer des régressions linéaires.

Dans le tableau LXIII (ci-dessous), nous comparons les coefficients de détermination de différents types de modèles régressifs de manière à évaluer la pertinence de notre choix.

	LIN	LOG	INV	QUA	CUB	PUISS	EXP	DIFF
VT	93,4	84,9	66,1	94,3	94,5	89,5	93,3	-1,1
VC	92,9	85,8	70,2	93,4	93,8	89,9	92,4	-0,9
PC	91,5	82,7	95,4	92,8	93	88,4	92,7	3,9
PIED	92,5	82,2	60,5	93,1	93,3	87,8	92,2	-0,8
POIDS	87,5	85,5	26,1	93,8	94,4	89,9	79,6	0
HUMERUS	89,9	50,5	12	91,3	92,2	53,7	90,1	-2,3
RADIUS	89,7	84	72,9	90,6	91,4	87,7	90,4	-1,7
ULNA	90,5	84,5	72,7	91,2	92	88,1	90,7	-1,5
FEMUR	93,3	87	72,8	93,7	93,9	90,6	92,6	-0,6
TIBIA	92,7	86,6	73,6	93,1	93,6	90	92,3	-0,9
FIBULA	92,6	86,4	73,6	93,1	93,6	89,7	92,3	-1

Tableau LXIII : Coefficients de détermination (R^2) obtenus selon différents modèles régressifs pour chacune des régressions uniparamétrées. Le coefficient de la formule que nous avons employée est en vert, le coefficient le plus élevé est en rouge et la différence entre ces deux coefficients est en bleu. Les modèles régressifs sont : LIN → Linéaire ; LOG → Logarithmique ; INV → Inverse ; QUA → Quadratique ; CUB → Cubique ; PUISS → Puissance ; EXP → Exponentiel.

Ce tableau permet d'observer que les différences entre le coefficient de détermination de la formule que nous avons utilisée et le coefficient maximal n'excède pas 3,9 %. De plus, cette différence est inférieure à 1,7 % dans 9 des 11 régressions uniparamétrées établies.

Le coefficient de détermination de la régression linéaire utilisant le fémur n'est que de 0,6 % inférieur au coefficient de détermination maximum, obtenu avec une régression cubique.

RESUME

LES REGRESSIONS LINEAIRES UNIPARAMETREES

LES EQUATIONS ETABLIES :

- **La distance Vertex-Talon (VT)**
 $\text{Age (SA)} = 0,0626 \text{ VT (mm)} + 5,348$ $R^2 = 93,4 \%$ $\text{IC} : \pm 3,59 \text{ S.}$
- **La distance Vertex-Coccyx (VC):**
 $\text{Age (SA)} = 0,0916 \text{ VC (mm)} + 5,602$ $R^2 = 93 \%$ $\text{IC} : \pm 3,7 \text{ S.}$
- **Le Périmètre Crânien (PC) :**
 $\text{Age (SA)} = 0,0965 \text{ PC (mm)} + 4,561$ $R^2 = 91,5 \%$ $\text{IC} : \pm 3,98 \text{ S.}$
- **La longueur du pied :**
 $\text{Age (SA)} = 0,365 \text{ Pied (mm)} + 9,149$ $R^2 = 92,6 \%$ $\text{IC} : \pm 3,78 \text{ S.}$
- **Humérus :**

<i>In situ</i>	$\text{Age (SA)} = 0,495 \text{ in_hum} + 5,07$	}	$R^2 = 91,1 \%$
<i>Corrigé</i>	$\text{Age (SA)} = 0,530 \text{ hum_corr} + 4,179$		$\text{IC} : \pm 3,81 \text{ Semaines}$
- **Radius :**

<i>In situ</i>	$\text{Age (SA)} = 0,643 \text{ in_rad} + 3,914$	}	$R^2 = 90 \%$
<i>Corrigé</i>	$\text{Age (SA)} = 0,661 \text{ rad_corr} + 3,629$		$\text{IC} : \pm 4,1 \text{ Semaines}$
- **Ulna :**

<i>In situ</i>	$\text{Age (SA)} = 0,554 \text{ in_uln} + 4,626$	}	$R^2 = 90,7 \%$
<i>Corrigé</i>	$\text{Age (SA)} = 0,558 \text{ uln_corr} + 4,807$		$\text{IC} : \pm 3,92 \text{ Semaines}$
- **Fémur :**

<i>In situ</i>	$\text{Age (SA)} = 0,408 \text{ in_fem} + 7,294$	}	$R^2 = 93,4 \%$
<i>Corrigé</i>	$\text{Age (SA)} = 0,434 \text{ fem_corr} + 6,942$		$\text{IC} : \pm 3,33 \text{ Semaines}$
- **Tibia :**

<i>In situ</i>	$\text{Age (SA)} = 0,471 \text{ in_tib} + 7,148$	}	$R^2 = 92,9 \%$
<i>Corrigé</i>	$\text{Age (SA)} = 0,485 \text{ tib_corr} + 6,942$		$\text{IC} : \pm 3,5 \text{ Semaines}$
- **Fibula :**

<i>In situ</i>	$\text{Age (SA)} = 0,507 \text{ in_fib} + 6,676$	}	$R^2 = 92,7 \%$
<i>Corrigé</i>	$\text{Age (SA)} = 0,534 \text{ fib_corr} + 5,93$		$\text{IC} : \pm 3,55 \text{ Semaines}$

LE CHOIX DU MODELE LINEAIRE :

- Tous les modèles utilisés présentent des différences de R^2 inférieures à 3,9 % par rapport au R^2 maximal obtenu.
- Dans 9 régressions sur 11, la différence de R^2 est inférieure à 1,7 %.
- Le R^2 de la régression utilisant le fémur n'est que de 0,6 % au R^2 maximal, qui est obtenu à partir d'une régression cubique.

6.4 Les régressions multiparamétrées

6.4.1 La régression "morphologique"

Nous appellerons « morphologique » la régression de détermination de l'âge foetal pour laquelle les prédictors potentiels sont : la distance Vertex-Talon (VT), la distance Vertex-Coccyx (VC), le Périmètre Crânien (PC), la longueur du pied et le poids. La régression est établie en utilisant un modèle linéaire pas à pas (*stepwise*), dont les valeurs de significativité pour entrer et pour sortir sont respectivement de 0,05 et 0,1.

Récapitulatif du modèle^g

Modèle	R	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation	Changement dans les statistiques			Durbin-Watson
				Variation de R-deux	Variation de F	Modification de F signification	
1	,968 ^a	,938	1,72	,938	8813,365	,000	
2	,975 ^b	,950	1,53	,013	154,194	,000	
3	,976 ^c	,953	1,49	,003	34,642	,000	
4	,977 ^d	,954	1,48	,001	8,177	,004	
5	,977 ^e	,954	1,48	,000	4,785	,029	2,038

a. Valeurs prédites : (constantes), VT

b. Valeurs prédites : (constantes), VT, POIDS

c. Valeurs prédites : (constantes), VT, POIDS, PIED

d. Valeurs prédites : (constantes), VT, POIDS, PIED, PC

e. Valeurs prédites : (constantes), VT, POIDS, PIED, PC, VC

g. Variable dépendante : AGE

Tableau LXIV : Récapitulatif des caractéristiques du modèle établi à chaque pas.

Le tableau LXIV ci-dessus nous permet d'observer l'amélioration du coefficient de détermination (R^2) à chaque étape de l'établissement du modèle final. De manière simultanée à cette augmentation de R^2 , nous observons une diminution de l'erreur standard de l'estimation, témoignant d'une amélioration de l'adéquation du modèle aux données. Le modèle retenu présente un coefficient de détermination de 95,4 % et une erreur standard de l'estimation de 1,48 semaines. La statistique de Durbin-Watson (2,038) assure l'absence d'autocorrélation des résidus. De plus, les résidus sont distribués normalement (figure 110), ce qui valide le modèle établi.

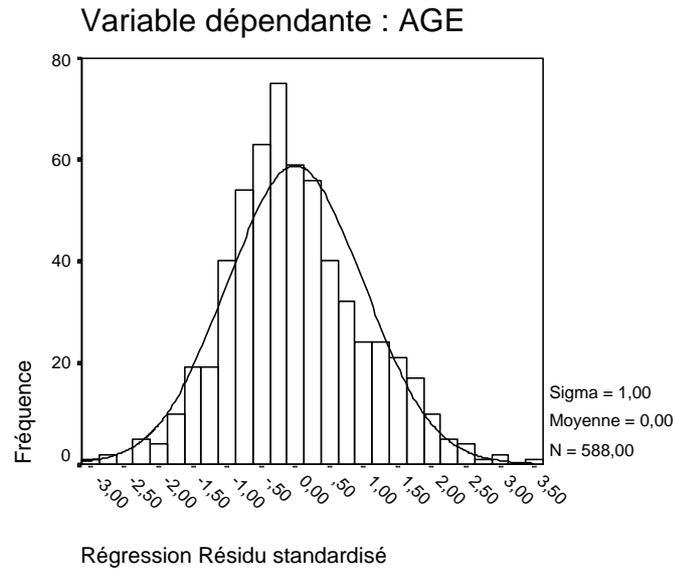


Figure 110 : Histogramme de fréquence des résidus standardisés de la régression.

Coefficients^a

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
		B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	4,862	,223		21,760	,000
	VT	6,385E-02	,001	,968	93,880	,000
2	(constante)	8,658	,365		23,738	,000
	VT	4,536E-02	,002	,688	28,228	,000
	POIDS	2,203E-03	,000	,303	12,417	,000
3	(constante)	9,182	,366		25,109	,000
	VT	3,112E-02	,003	,472	10,806	,000
	POIDS	1,999E-03	,000	,275	11,357	,000
	PIED	9,491E-02	,016	,248	5,886	,000
4	(constante)	8,927	,374		23,849	,000
	VT	2,590E-02	,003	,393	7,630	,000
	POIDS	2,033E-03	,000	,279	11,597	,000
	PIED	7,509E-02	,017	,196	4,300	,000
	PC	1,294E-02	,005	,128	2,859	,004
5	(constante)	8,822	,376		23,457	,000
	VT	2,106E-02	,004	,319	5,209	,000
	POIDS	1,988E-03	,000	,273	11,294	,000
	PIED	7,117E-02	,017	,186	4,067	,000
	PC	1,040E-02	,005	,103	2,231	,026
	VC	1,123E-02	,005	,116	2,188	,029

a. Variable dépendante : AGE

Tableau LXV : Présentation des coefficients de l'équation à chaque étape de l'établissement du modèle final, atteint au pas numéro 5, c'est à dire après l'entrée de tous les prédicteurs.

Le tableau LXV nous permet de retenir deux informations importantes. La première concerne l'ordre d'entrée des paramètres dans l'établissement du modèle : le premier paramètre à entrer est VT, puis le poids, le pied, le PC et le VC. Cet ordre d'entrée correspond, même au dernier pas, au classement décroissant des coefficients standardisés (*betas*) : l'importance relative des paramètres dans le modèle final correspond à leur ordre d'entrée.

La seconde concerne l'entrée du poids, qui prend et garde la deuxième position dans l'établissement du modèle final.

Au dernier pas, le modèle établi peut s'écrire sous la forme :

$$\text{Age (SA)} = 0,02106 \text{ VT (mm)} + 0,001988 \text{ poids (g)} + 0,0711 \text{ Pied (mm)} + 0,0104 \text{ PC (mm)} + 0,01123 \text{ VC (mm)} + 8,822$$

Cette formule permet une estimation d'âge avec un intervalle de confiance à 95 % de $\pm 2,91$ semaines.

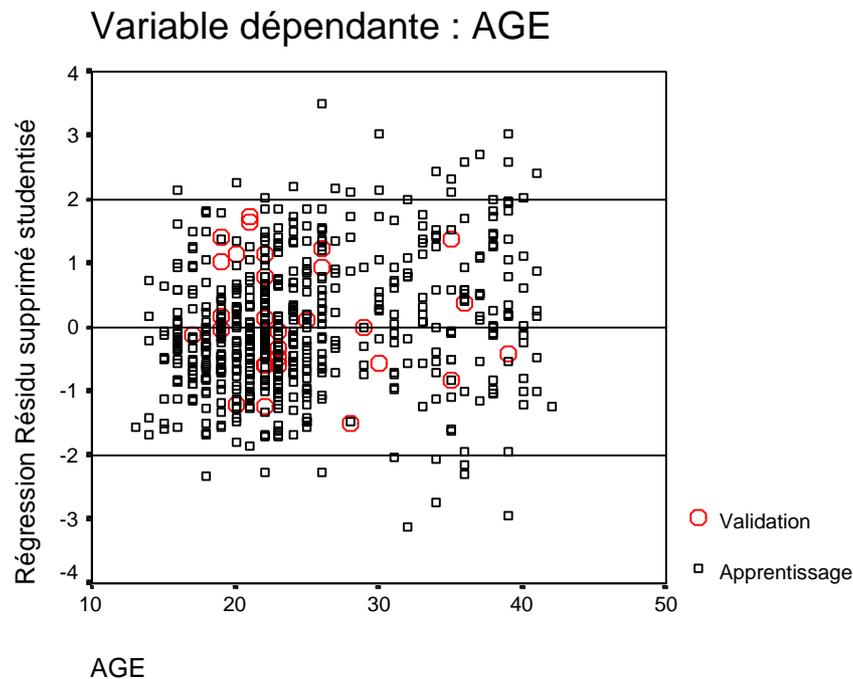


Figure 111 : Diagramme de dispersion des résidus supprimés « studentisés » de la régression en fonction de l'âge. Les résidus établis pour les 30 individus de l'échantillon de validation sont représentés par les cercles rouges.

La bonne distribution des résidus supprimés « studentisés » et la détermination d'âge correcte de chacun des individus de l'échantillon de validation confirment l'utilité du modèle établi.

6.4.2 La régression "osseuse"

La régression est établie en utilisant un modèle linéaire pas à pas (*stepwise*), dont les valeurs de significativité pour entrer et pour sortir sont respectivement de 0,05 et 0,1. Avec ces paramètres, seul le fémur est autorisé à entrer dans l'établissement de l'équation, qu'il s'agisse de valeurs radiographiques mesurées *in situ* ou de valeurs *corrigées*. Il faut donc exclusivement retenir les régressions uniparamétrées établies pour le fémur.

6.4.3 La régression "mixte"

Nous appellerons régression "mixte" le modèle de régression linéaire multiparamétré utilisant à la fois les paramètres morphologiques et les mesures des diaphyses osseuses. Comme dans les cas précédents, ce modèle a été établi en utilisant une régression pas à pas (*stepwise*) et des significativités pour entrer et pour sortir qui sont respectivement de 0,05 et 0,1.

Trois paramètres rentrent dans l'établissement de l'équation. Il s'agit respectivement de la mesure de la diaphyse fémorale, de la distance Vertex-Coccyx et du poids (tableau LXVI).

Récapitulatif du modèle

Modèle	R	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation	Changement dans les statistiques		Durbin-Watson
				Variation de R-deux	Modification de F signification	
1	,955 ^a	,912	1,80	,913	,000	
2	,964 ^b	,929	1,62	,017	,000	
3	,967 ^c	,934	1,56	,006	,000	2,162

Tableau LXVI : Étapes successives de l'élaboration du modèle de régression mixte.

- a. Valeurs prédites : (constantes), FEM_CORR
- b. Valeurs prédites : (constantes), FEM_CORR, VC
- c. Valeurs prédites : (constantes), FEM_CORR, VC, POIDS
- e. Variable dépendante : AGE

Nous observons sur ce tableau que le modèle établi présente un coefficient de détermination de 93,4%, une erreur standard de l'estimation de 1,56 semaines et une valeur de la statistique de Durbin-Watson de 2,162. Ces indications, ajoutées à la normalité de la distribution des résidus (figure 112), nous permettent d'attester de la validité du modèle.

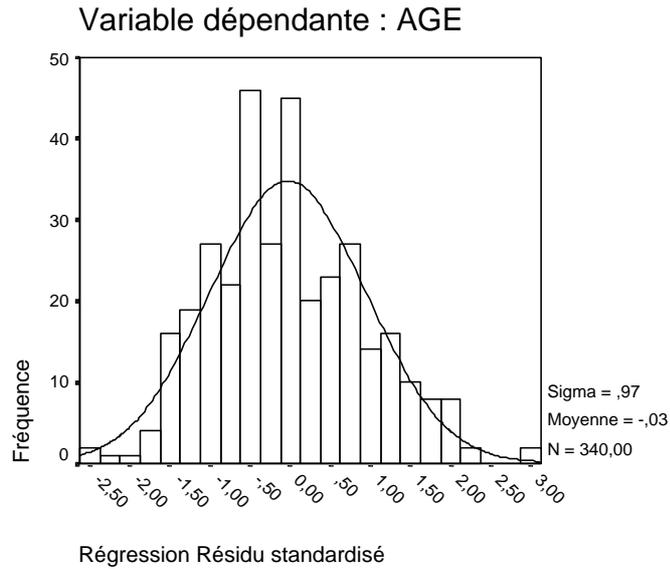


Figure 112 : Histogramme de fréquence des résidus du modèle de régression mixte.

Coefficients^a

Modèle	Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
	B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	7,212	,491	14,677	,000
	FEM_CORR	,426	,010	,955	,000
2	(constante)	6,102	,479	12,733	,000
	FEM_CORR	,260	,029	,582	,000
	VC	3,791E-02	,006	,395	,000
3	(constante)	9,166	,919	9,978	,000
	FEM_CORR	,201	,031	,452	,000
	VC	2,915E-02	,006	,303	,000
	POIDS	1,540E-03	,000	,232	,000

a. Variable dépendante : AGE

Tableau LXVII: coefficients des modèles établis à chacun des pas de la régression.

Les modèles établis peuvent s'écrire sous la forme :

- Pour la mesure radiographique :

$$\text{Age (SA)} = 0,189 \text{ in_fem (mm)} + 0,02915 \text{ VC (mm)} + 0,00154 \text{ Poids (g)} + 9,33$$
- Pour la mesure corrigée :

$$\text{Age (SA)} = 0,201 \text{ fem_corr (mm)} + 0,02915 \text{ VC (mm)} + 0,00154 \text{ Poids (g)} + 9,166$$

Ces modèles permettent une estimation de l'âge avec un intervalle de confiance à 95% de $\pm 3,1$ semaines.

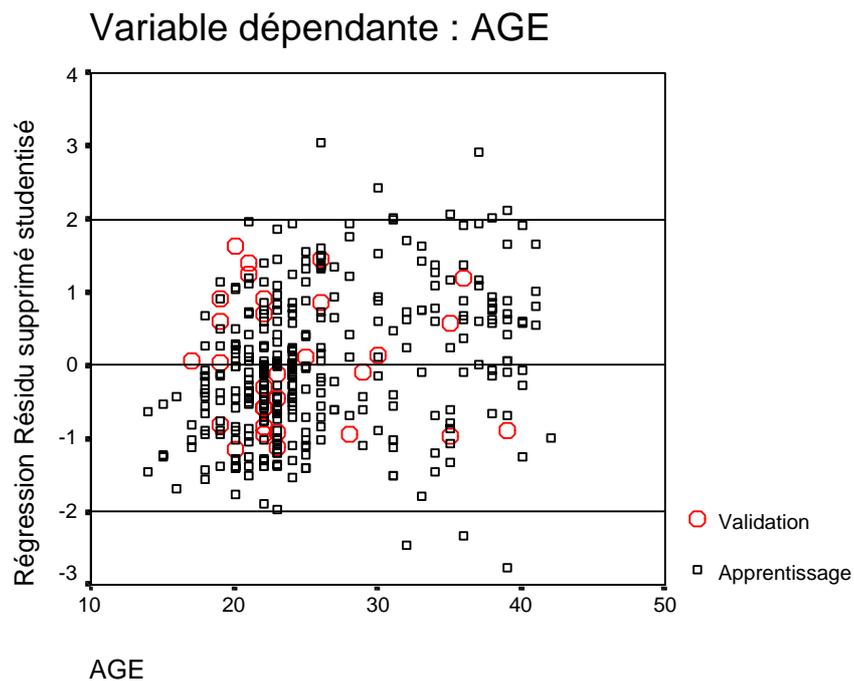


Figure 113 : Diagramme de dispersion des résidus supprimés « studentisés » de la régression en fonction de l'âge. Les résidus établis pour les 30 individus de l'échantillon de validation sont représentés par les cercles rouges.

Le diagramme de dispersion des résidus « studentisés » (figure 113) nous permet d'observer que le modèle n'entraîne aucune erreur de classification pour les individus de l'échantillon de validation.

6.5 Le classement des régressions établies

Au total, 20 formules de régressions linéaires ont été établies dans le but de prédire l'âge, parmi lesquelles une seule n'est pas linéaire. En ce qui concerne les régressions linéaires, 7 « paires » présentent des caractéristiques de modèle identique, bien que les coefficients des formules soient légèrement différents. Il s'agit toujours des formules établies en fonction du type de mesure : radiographique *in situ* ou *anatomique corrigée*. Les modèles étant identiques, nous avons classé les formules selon les paramètres employés sans distinguer les différents types de mesure. Nous avons donc étudié un ensemble de 12 formules selon 3 de leurs caractéristiques : leur coefficient de détermination (R^2), leur erreur standard de l'estimation (Err Std) et les bornes définies de l'intervalle de confiance à 95 % de la prédiction (IC 95%).

Dans un premier temps, nous avons classé les formules en fonction de leur coefficient de détermination, c'est à dire en fonction de la proportion de la variance que le modèle explique. Le classement est présenté dans le tableau LXVIII ci-dessous, dans lequel un rang est attribué à chaque formule. Celles-ci sont classées de celles présentant le meilleur R^2 à celles présentant le R^2 le plus faible.

		R^2	Err std	IC 95 % (+ -)
1	Morpho	95,40	1,48	2,91
2	Fémur	93,40	1,69	3,33
3	Mixte	93,40	1,56	3,10
4	VT	93,40	1,83	3,59
5	VC	93,00	1,88	3,70
6	Tibia	92,90	1,78	3,50
7	Fibula	92,70	1,80	3,55
8	Pied	92,60	1,93	3,78
9	PC	91,50	2,02	3,98
10	Humérus	91,10	1,93	3,81
11	Ulna	90,70	1,99	3,92
12	Radius	90,00	2,09	4,10

Tableau LXVIII : Classement des 12 formules de régression linéaires établies pour prédire l'âge fœtal le classement est effectué en fonction du coefficient de détermination (R^2) et un rang est attribué aux formules.

Le tableau LXVIII permet d'observer que le meilleur coefficient de détermination est celui de la formule multiparamétrée établie à partir des paramètres morphologiques, mais aussi et surtout, que le fémur présente le second meilleur coefficient de détermination. A ce sujet, il faut rappeler que celui-ci ne différait que de 0,6% du meilleur coefficient qu'il était possible d'obtenir (régression cubique).

Dans un deuxième temps, nous avons classé les formules selon la qualité de l'adéquation du modèle aux données, évaluée au moyen de l'erreur standard de l'estimation (c'est à dire par la racine carrée du carré moyen des résidus). Il faut préciser que ce classement correspond aussi à celui en fonction de la largeur de l'intervalle de confiance à 95%, celui-ci étant dépendant de l'erreur standard.

		R ²	Err std	IC 95 % (+ -)
1	Morpho	95,40	1,48	2,91
2	Mixte	93,40	1,56	3,10
3	Fémur	93,40	1,69	3,33
4	Tibia	92,90	1,78	3,50
5	Fibula	92,70	1,80	3,55
6	VT	93,40	1,83	3,59
7	VC	93,00	1,88	3,70
8	Pied	92,60	1,93	3,78
9	Humérus	91,10	1,93	3,81
10	Ulna	90,70	1,99	3,92
11	PC	91,50	2,02	3,98
12	Radius	90,00	2,09	4,10

Tableau LXIX : Classement des 12 formules de régression linéaires établies pour prédire l'âge fœtal le classement est effectué en fonction de l'erreur standard de l'estimation (Err Std) ET de la largeur de l'intervalle de confiance à 95 % de la prédiction. Un rang est attribué aux formules.

Le tableau LXIX permet d'observer que les régression multiparamétrées sont mieux adaptées aux données que l'ensemble des régressions uniparamétrées. Il en découle directement que les intervalles de confiance à 95% sont plus petits que ceux des régressions simples.

Par ailleurs, nous observons que le fémur est classé en troisième position, juste derrière les régressions multiples et en tête de toutes les régressions uniparamétrées.

Il apparaît, à la vue de l'ensemble de ces résultats, que les formules de régressions multiples sont à privilégier lorsqu'il est possible de relever l'ensemble des paramètres nécessaires à leur calcul. De plus, ces résultats démontrent que le fémur est à privilégier chaque fois qu'une régression uniparamétrée doit être envisagée.

6.6 L'approche Bayésienne

Pour chacun des 30 individus de l'échantillon de validation, nous avons relevé les probabilités d'appartenance à chaque âge. Ces probabilités ont été sommées de manière à connaître les bornes de l'intervalle regroupant 95 % des probabilités, puis nous avons aussi relevé les bornes de l'intervalle à 100 %.

Age réel	Prédictions				Résidus élevés au carré			
	pour p > 0,95		pour p = 1		p > 0,95		p = 1	
	Min	Max	Min	Max	CR Min	CR Max	CR Min	CR Max
17	17	19	17	19	0	4	0	4
19	18	19	18	19	1	0	1	0
19	17	19	17	19	4	0	4	0
19	19	20	19	20	0	1	0	1
19	17	19	17	19	4	0	4	0
20	21	21	20	23	1	1	0	9
20	19	19	19	19	1	1	1	1
21	19	20	19	20	4	1	4	1
21	19	20	19	20	4	1	4	1
22	21	22	20	25	1	0	4	9
22	20	23	20	23	4	1	4	1
22	20	22	20	22	4	0	4	0
22	22	25	22	25	0	9	0	9
22	22	25	22	25	0	9	0	9
22	21	22	21	25	1	0	1	9
22	22	24	22	24	0	4	0	4
23	22	24	22	26	1	1	1	9
23	22	24	22	26	1	1	1	9
23	23	24	22	26	0	1	1	9
23	23	24	22	26	0	1	1	9
25	23	25	22	27	4	0	9	4
26	24	26	24	26	4	0	4	0
26	23	26	23	27	9	0	9	1
28	28	32	28	32	0	16	0	16
29	27	30	27	30	4	1	4	1
30	30	32	30	32	0	4	0	4
35	35	37	35	37	0	4	0	4
35	34	35	34	35	1	0	1	0
36	33	35	33	35	9	1	9	1
39	39	39	39	39	0	0	0	0
					2,07	2,07	2,37	4,17
					2,07		3,27	

Tableau LXX : Bornes des intervalles regroupant 95 % et 100 % des probabilités bayésiennes et calcul du carré des résidus (CR) entre l'âge réel et chacune de ces bornes. Les erreurs de détermination (âge réel hors des limites de l'intervalle) sont présentées en rouge. En bas du tableau (en gras), nous présentons les carrés moyens des résidus.

Le tableau LXX nous permet d'observer que les bornes de l'intervalle regroupant 95% et 100% des probabilités bayésiennes n'excèdent pas, respectivement, 3 et 5 semaines. Cependant, il existe 5 cas sur 30 (16,6 %) pour lesquels l'âge réel est hors de limites de l'intervalle groupant 95 % des probabilités et, dans 4 cas sur 30 (13,3 %), ces âges sont aussi en dehors de l'intervalle regroupant 100 % des probabilités calculées. Les carrés moyens des résidus pour les intervalles à 95 et 100 % sont respectivement de 2,07 et 3,27 semaines.

RESUME

LES METHODES MULTIPARAMETREES

LES REGRESSIONS LINEAIRES :

- **Le modèle morphologique :**

$$\text{Age (SA)} = 0,02106 \text{ VT (mm)} + 0,001988 \text{ poids (g)} + 0,0711 \text{ Pied (mm)} + 0,0104 \text{ PC (mm)} + 0,01123 \text{ VC (mm)} + 8,822$$

$$R^2 = 95,4 \%$$

$$\text{IC} : \pm 2,91 \text{ Semaines.}$$

- **Le modèle osseux :**

Seul le fémur est pertinent pour l'établissement d'une régression multiple avec mesures diaphysaires des 6 os. Les formules uniparamétrées établies pour le fémur sont donc suffisantes.

- **Le modèle mixte :**

Pour la mesure radiographique :

$$\text{Age (SA)} = 0,189 \text{ in_fem (mm)} + 0,02915 \text{ VC (mm)} + 0,00154 \text{ Poids (g)} + 9,33$$

Pour la mesure corrigée :

$$\text{Age (SA)} = 0,201 \text{ fem_corr (mm)} + 0,02915 \text{ VC (mm)} + 0,00154 \text{ Poids (g)} + 9,166$$

$$R^2 = 93,4 \%$$

$$\text{IC} : \pm 3,1 \text{ Semaines.}$$

L'APPROCHE BAYESIENNE :

- Les intervalles regroupant 95 et 100 % des probabilités n'excèdent pas 3 et 5 semaines .
- Les prédictions d'âges à 95 % entraînent 5 erreurs sur 30 cas (16,6 %)
- Les prédictions d'âges à 100 % entraînent 4 erreurs sur 30 cas (13,3 %)

~ 7 ~

RESULTATS Partie IV

**COMPARAISON et
APPLICATION
DES METHODES
CLASSIQUES**

7.1 La comparaison théorique

De manière à évaluer les potentielles différences engendrées par le choix d'une formule ou d'une autre, nous avons simulé l'existence de 10000 valeurs de diaphyse fémorales allant de 25 à 85 millimètres. Les trois formules classiquement utilisées par les anthropologues et les médecins-légistes (Balthazard et Dervieux, 1921; Fazekas et Kósa, 1978; Olivier et Pineau, 1960) ont été comparées entre elles, puis avec la valeur centrée de la formule que nous avons élaborée, selon la méthode proposée par Bland et Altman (1986a; 1999).

Pour simplifier les comparaisons, les formules sont renommées ainsi :

- Fazekas et Kósa : A
- Balthazard et Dervieux : B
- Olivier et Pineau : C
- Notre formule : D

	AB	AC	AD	BC	BD	CD
Moyenne	0,911	1,972	1,153	1,061	0,241	-0,820
Ecart-type	0,385	0,096	0,465	0,289	0,080	0,369
Borne inf	0,157	1,785	0,241	0,494	0,084	-1,544
Born sup	1,665	2,160	2,064	1,628	0,399	-0,096

Tableau LXXI : Comparaison entre les différentes formules. Le tableau présente la moyenne et l'écart-type des différences ainsi que les bornes de son intervalle de confiance à 95%.

Les différences présentées dans le tableau LXXI sont calculées selon le sens indiqué (ex : $AB = A - B$). Elles permettent donc conclure que, en moyenne, les valeurs calculées selon la formule de Fazekas et Kósa, ainsi que celle de Balthazard et Dervieux présentent des valeurs supérieures à celles données par notre formule de prédiction. A l'inverse, la formule d'Olivier et Pineau entraîne une sous estimation des valeurs par rapport à notre prédiction. Nous comparons ici les différences entre diverses formules de prédiction d'âge qui ne tiennent pas compte de l'âge réel (que nous ne connaissons pas dans cette simulation) et selon la théorie de Bland-Altman, nous pouvons comparer les intervalles d'accord (*agreement*) à 95 % que présentent les formules 2 à 2.

Ainsi, pour 10000 valeurs identiques, il y a 95% de chances que les différences entre les prédictions se répartissent de la façon suivante :

- Fazekas et Kósa vs Balthazard et Dervieux : entre 0,157 et 1,667 semaines,
- Fazekas et Kósa vs Olivier et Pineau : entre 1,785 et 2,160 semaines,
- Fazekas et Kósa vs notre formule : entre 0,241 et 2,164 semaines,
- Balthazard et Dervieux vs Olivier et Pineau : entre 0,494 et 1,628 semaines,
- Balthazard et Dervieux vs notre formule : entre 0,084 et 0,399 semaines,
- Olivier et Pineau vs notre formule : entre -1,544 et -0,096 semaines.

Les résultats graphiques de cette recherche de différences entre prédictions retournées par les différentes formules, qui sont des matérialisation des points des courbes ou droites établies selon les équations, sont présentés ci dessous (figure 114).

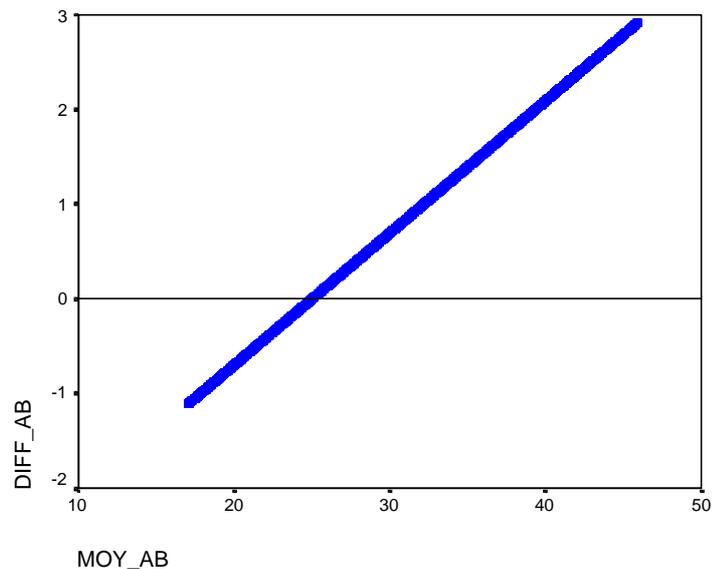


Figure 114 : Représentation graphique des différences entre 10000 valeurs théoriques en fonction de la valeur moyenne calculée selon la formule de Fazekas et Kósa (A) et celle de Balthazard et Dervieux (B).

Ce graphique permet de visualiser la variation des différences en fonction de l'âge estimé selon ces deux formules de prédiction linéaire, dont les pentes ne présentent pas les mêmes valeurs.

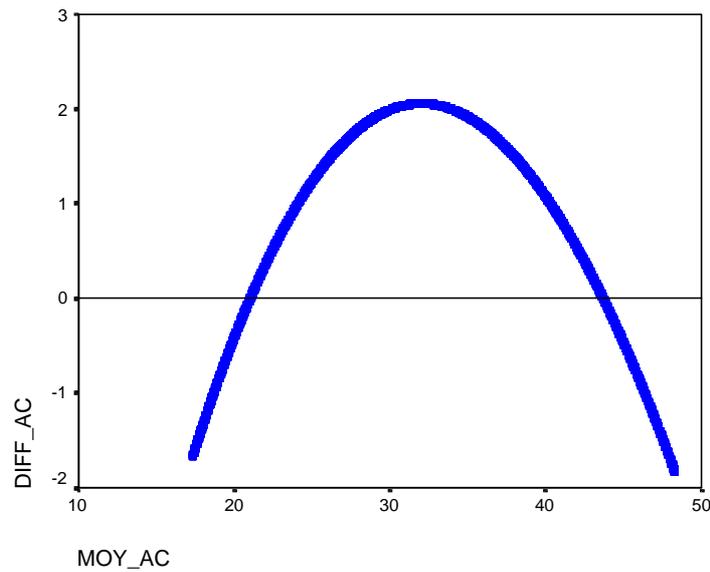


Figure 115 : Représentation graphique des différences entre 10000 valeurs théoriques en fonction de la valeur moyenne calculée selon la formule de Fazekas et Kósa (A) et celle de Olivier et Pineau (C).

La formule donnée par Olivier et Pineau est de forme logarithmique et l'évolution des différences avec une droite de prédiction (celle de Fazekas et Kósa) ne présente donc pas d'aspect linéaire. Le graphique permet d'observer qu'après 20 semaines, les différences entre les deux prédictions vont augmenter, jusqu'à atteindre une différence de 2 semaines pour des âges prédits autour de 32 semaines, puis vont diminuer jusqu'au terme (figure 115).

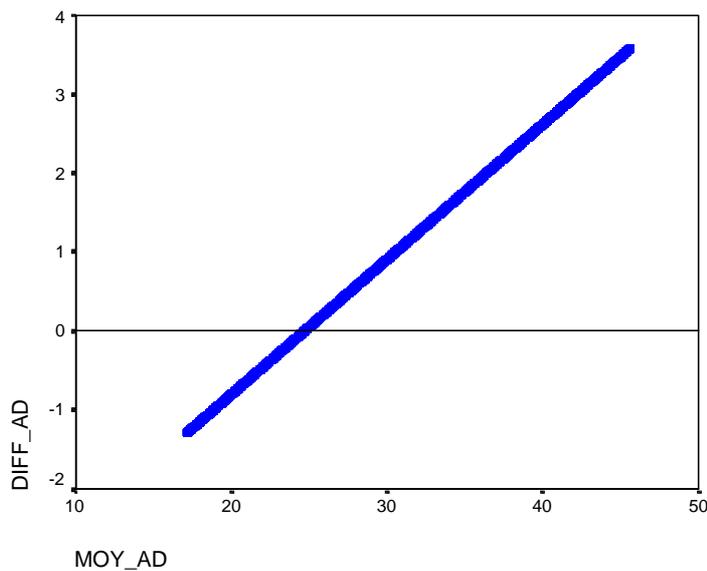


Figure 116 : Représentation graphique des différences entre 10000 valeurs théoriques en fonction de la valeur moyenne calculée selon la formule de Fazekas et Kosa (A) et la nôtre (D).

Sur la figure précédente (figure 116), nous voyons que les différences diminuent jusqu'à environ 20 semaines (moyenne entre deux valeurs théoriques) puis augmentent pour les valeurs supérieures.

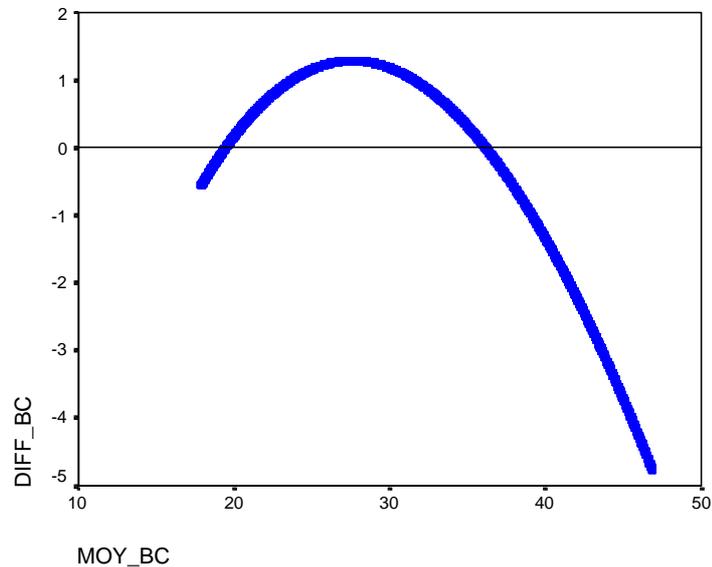


Figure 117 : Représentation graphique des différences entre 10000 valeurs théoriques en fonction de la valeur moyenne calculée selon la formule de Balthazard et Dervieux (B) et celle de Olivier et Pineau (C).

Nous observons que les différences ne sont pas linéaires et qu'elles présentent un maximum positif (valeur prédite par Balthazard et Dervieux (B) supérieure à celle prédite par Olivier et Pineau (C)) aux alentours de 30 semaines et que la différence devient négative et augmente après environ 35 semaines.

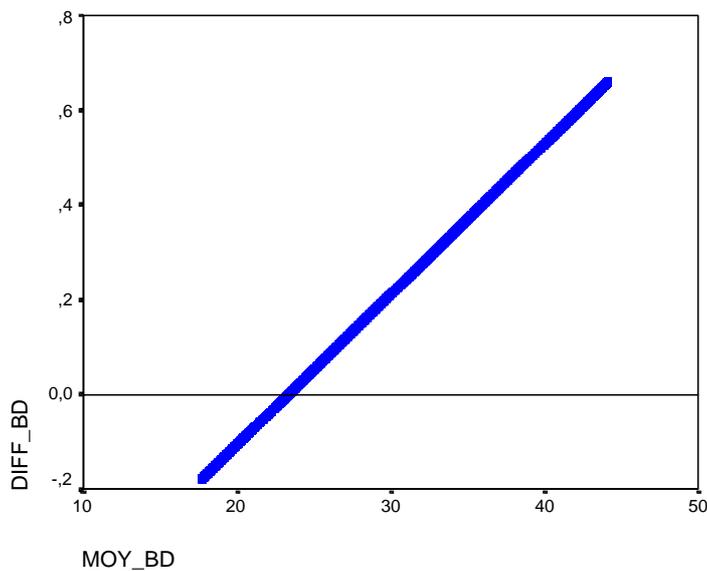


Figure 118 : Représentation graphique des différences entre 10000 valeurs théoriques en fonction de la valeur moyenne calculée selon la formule de Balthazard et Dervieux (B) et la nôtre (D).

L'observation du graphique précédent (figure 118) nous permet d'affirmer que les deux formules d'estimation de l'âge vont présenter des divergences croissantes au delà du 6^{ème} mois de grossesse.

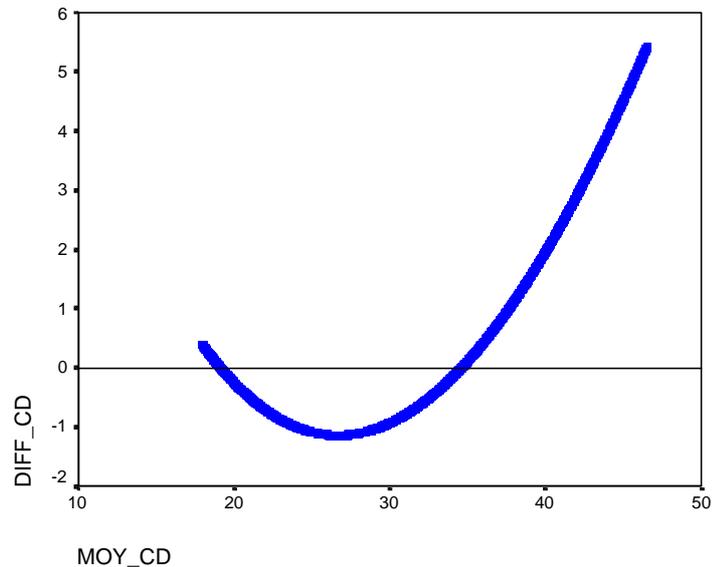


Figure 119 : Représentation graphique des différences entre 10000 valeurs théoriques en fonction de la valeur moyenne calculée selon la formule de Olivier et Pineau (C) et la nôtre (D).

Nous observons que les différences évoluent de manière curviligne, l'estimation d'âge selon Olivier et Pineau présentant des valeurs inférieures aux nôtres entre 20 et 35 semaines (approximativement puisqu'il s'agit de valeurs moyennes calculées d'après les deux prédictions) puis des valeurs supérieures au nôtres au delà de 35 semaines environ.

De manière générale, l'ensemble des comparaisons nous permet de mettre en évidence des différences systématiques dans la prédiction.

7.2 La comparaison sur la collection de Szeged

De manière à comparer les équations de détermination de l'âge fœtal, non plus sur des valeurs théoriques, mais sur les âges de références donnés pour une collection d'ossements fœtaux, nous avons appliqué chacune des 4 formules (Fazekas et Kósa, Balthazard et Dervieux, Olivier et Pineau, notre formule) sur les individus de la collection de l'Institut de Médecine Légale de Szeged. Les calculs ont été effectués à partir des mesures fémorales que nous avons directement relevées sur les pièces osseuses de la collection. Nous avons utilisé le fémur gauche chaque fois qu'il était présent et, le cas échéant, le fémur droit. Au total, 36 longueurs fémorales ont été employées.

Les résultats sont présentés graphiquement après que les estimations d'âge aient été arrondies à la semaine la plus proche.

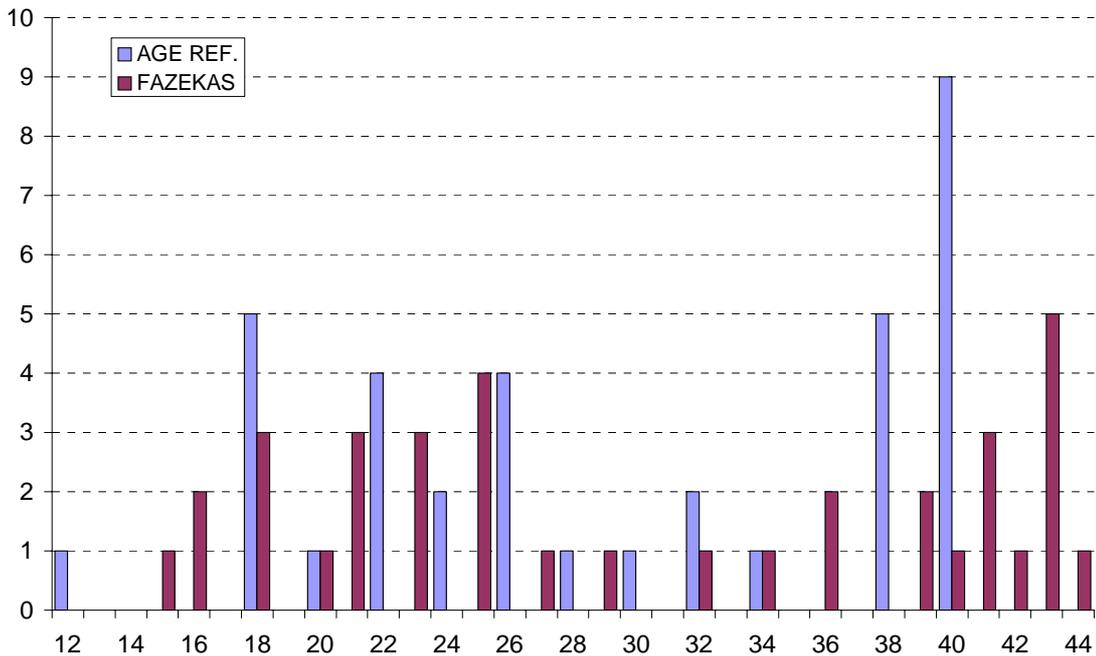


Figure 120 : Effectifs selon l'âge des 36 individus testés de la collection de Szeged. Nous comparons ici les âges donnés comme référence et les âges estimés selon la formule de Fazekas et Kósa.

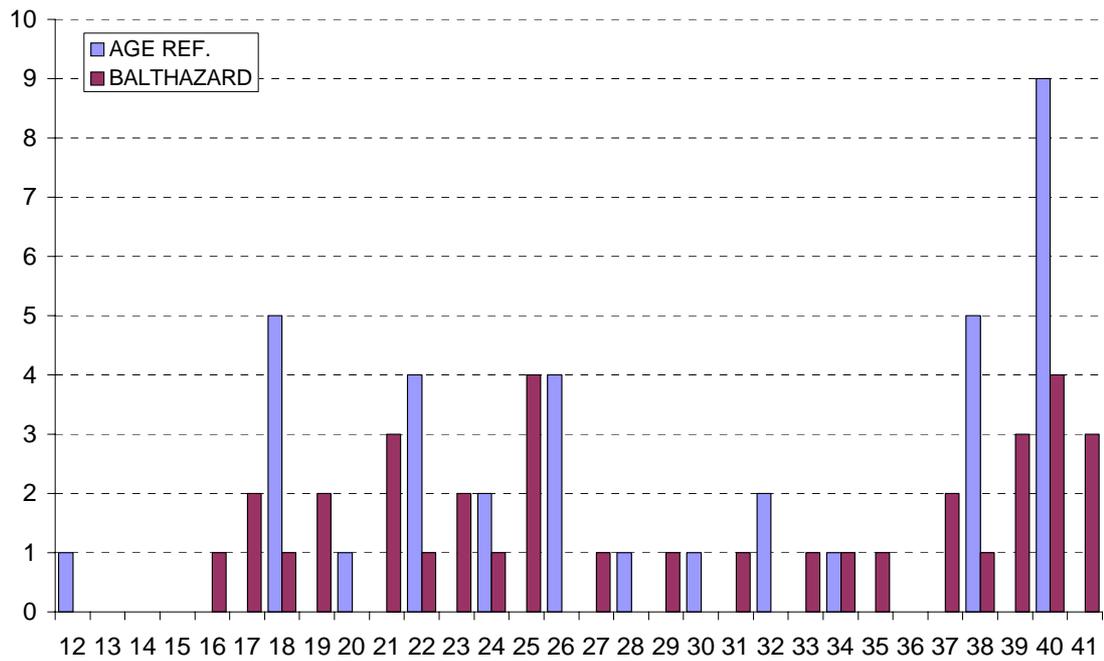


Figure 121 : Effectifs selon l'âge des 36 individus testés de la collection de Szeged. Nous comparons ici les âges donnés comme référence et les âges estimés selon la formule de Balthazard et Dervieux.

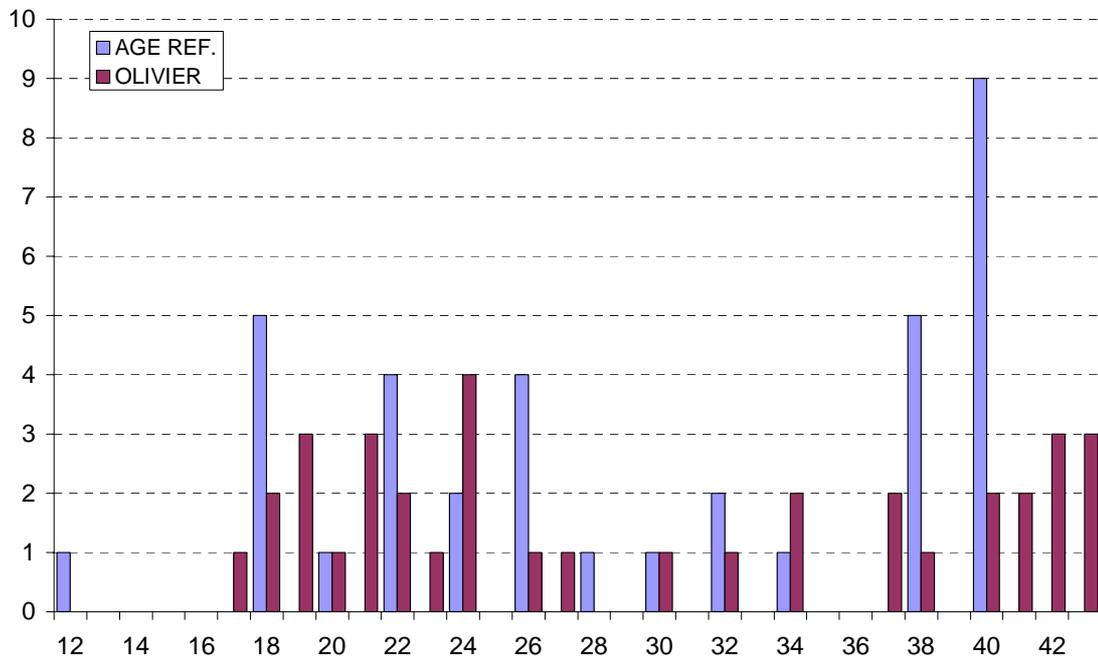


Figure 122 : Effectifs selon l'âge des 36 individus testés de la collection de Szeged. Nous comparons ici les âges donnés comme référence et les âges estimés selon la formule d'Olivier et Pineau.

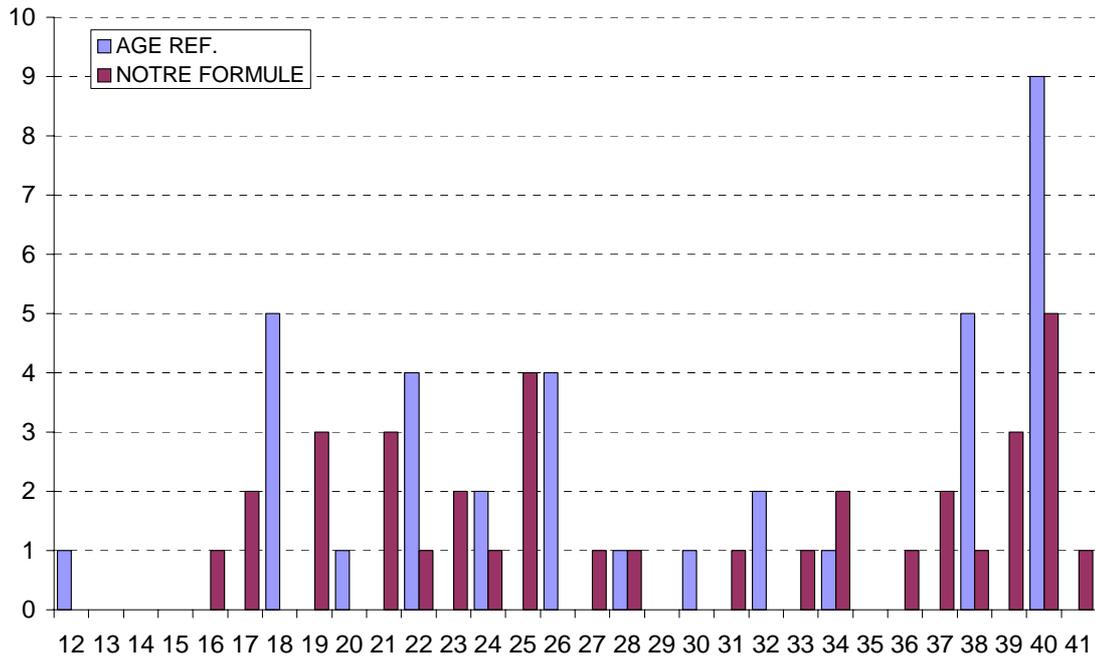


Figure 123 : Effectifs selon l'âge des 36 individus testés de la collection de Szeged. Nous comparons ici les âges donnés comme référence et les âges estimés selon notre formule.

Chacun des 4 graphiques présentés ici (figures 120 à 123) permet de se rendre compte des différences engendrées par l'utilisation d'une formule ou de l'autre sur un ensemble d'individus de référence.

Aucune des 4 formules testées n'a permis d'identifier le fœtus âgés de 12 semaines d'aménorrhée. De même, les 9 individus de référence identifiés comme étant âgés de 40 semaines d'aménorrhée ont tous été redistribués dans des âges légèrement supérieurs.

7.3 La comparaison sur un échantillon d'âge connu

De manière à connaître les différences entre les d'âges prédits par chacune des 4 formules que nous venons de tester et des âges réels parfaitement connus, nous avons appliqué l'ensemble des formules de prédiction sur les 30 individus de notre échantillon de validation.

Les résultats sont présentés dans le tableau LXXII ci-dessous :

Age (SA)	FAZEKAS		BALHAZARD		OLIVIER		NOTRE FORMULE	
	Prédiction	Résidu	Prédiction	Résidu	Prédiction	Résidu	CENTRE	Résidu
17	13,95	-3,05	15,40	-1,60	16,73	-0,27	15,64	-1,36
19	17,26	-1,74	18,27	-0,73	18,62	-0,38	18,43	-0,57
19	16,84	-2,16	17,91	-1,09	18,37	-0,63	18,08	-0,92
19	18,61	-0,39	19,44	0,44	19,44	0,44	19,56	0,56
19	14,98	-4,02	16,29	-2,71	17,30	-1,70	16,51	-2,49
20	20,58	0,58	21,16	1,16	20,72	0,72	21,23	1,23
20	14,95	-5,05	16,26	-3,74	17,28	-2,72	16,48	-3,52
21	16,98	-4,02	18,03	-2,97	18,45	-2,55	18,20	-2,80
21	17,16	-3,84	18,19	-2,81	18,56	-2,44	18,35	-2,65
22	21,92	-0,08	22,33	0,33	21,64	-0,36	22,36	0,36
22	19,04	-2,96	19,82	-2,18	19,72	-2,28	19,93	-2,07
22	18,68	-3,32	19,50	-2,50	19,49	-2,51	19,62	-2,38
22	24,02	2,02	24,15	2,15	23,16	1,16	24,13	2,13
22	23,23	1,23	23,46	1,46	22,58	0,58	23,46	1,46
22	22,47	0,47	22,81	0,81	22,03	0,03	22,82	0,82
22	22,84	0,84	23,12	1,12	22,29	0,29	23,13	1,13
23	23,01	0,01	23,27	0,27	22,41	-0,59	23,27	0,27
23	24,16	1,16	24,27	1,27	23,26	0,26	24,24	1,24
23	25,60	2,60	25,52	2,52	24,37	1,37	25,45	2,45
23	23,40	0,40	23,61	0,61	22,70	-0,30	23,60	0,60
25	25,26	0,26	25,22	0,22	24,10	-0,90	25,17	0,17
26	22,86	-3,14	23,14	-2,86	22,31	-3,69	23,15	-2,85
26	25,22	-0,78	25,19	-0,81	24,07	-1,93	25,13	-0,87
28	30,17	2,17	29,49	1,49	28,24	0,24	29,30	1,30
29	29,75	0,75	29,14	0,14	27,87	-1,13	28,96	-0,04
30	30,17	0,17	29,49	-0,51	28,24	-1,76	29,30	-0,70
35	37,25	2,25	35,65	0,65	35,49	0,49	35,27	0,27

Tableau LXXII: Prédiction et résidu (différence avec l'âge réel) des valeurs calculées selon chacune des 4 formules testées sur les 30 individus de notre échantillon de validation. Les valeurs testées sont celles calculées selon les formules de Fazekas et Kosa ; Balthazard et Dervieux ; Olivier et Pineau et la valeur centrée calculée selon notre formule.

Si l'on considère les différences 2 à 2 de chacun des âges prédits dans le tableau ci-dessus (tableau LXXII), nous confirmons chacune des différences représentées graphiquement par notre étude théorique (figures 120 à 123).

Si nous considérons les différences avec les âges réels, les valeurs présentées dans le tableau ne permettent pas de dégager de différences nettes entre les diverses formules. Ceci est confirmé par la figure 124 ci-dessous :

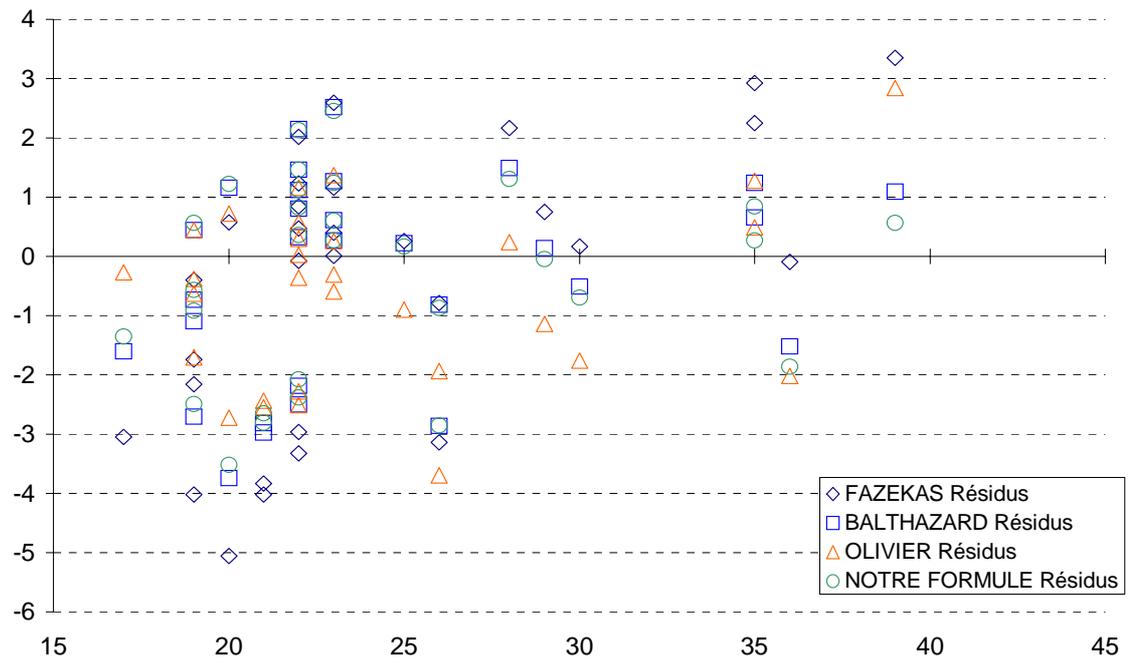


Figure 124 : Diagramme de dispersion des résidus (en semaines) engendrés par chacune des prédictions d'âge sur les 30 individus de notre échantillon de validation en fonction de leur âge réel.

Sur la figure 124 nous observons en effet qu'aucune des 4 formules de prédiction ne se démarque clairement des autres pour s'approcher de l'âge réel. Toutefois, nous constatons que notre formule ne se retrouve que dans très peu de cas aux limites du nuage de points. Nous pouvons donc affirmer que si elle n'est pas nettement meilleure, elle n'est en tout cas pas plus mauvaise que les autres.

7.4 La série de l'Argentière-le-Bessée

En raison du très bon état de conservation de l'ensemble des os retrouvés au cours de cette fouille, nous n'avons pas retrouvé d'os long incomplet. Chacun des os longs présents a donc fait l'objet d'une mesure de la diaphyse complète. Au total, nous avons pu mesurer au moins un des os longs pour 10 individus sur les 11 identifiés lors de la fouille. Le détail des diaphyses osseuses retrouvées et leurs mesures respectives sont présentés dans le tableau LXXIII ci-dessous :

Individu	DROITE						GAUCHE						UTIL
	Hum	Rad	Uln	Fem	Tib	Fib	Hum	Rad	Uln	Fem	Tib	Fib	Femur
F1 - 1	61,4	50,4		67,8	61,2			50,5		67,8	61		67,8
F1 - 3	68,6									77,7			77,7
J1 - 2	39,5	32,8	37,4	43,7	39,6	37,7		33,1	37,6	44	39,9		44
J2		55,3	61,2	73,9	65,8	62,7				73,6	65,9	62,8	73,6
DEF1	62,7	51,6		71,5	62,9		63,3	51,1		71,9	62,9		71,9
I1-2		52					66,2			75			75
FGH1 - 3	66,7	53,1	61,1	75,2	65,8		66,9	53,1	60,8	75	66		75
FGH1		52,8		73	65,3			52,6	59,3		65,3		73
I1	66,9	51,9		75,2	67,1		67	51,7		75,4			75,4
I1				82	71,4						72,2		82

Tableau LXXIII : Détail de la mesure des diaphyses osseuses retrouvées pour chacun des 10 individus. La dernière colonne du tableau, nommé "util", présente la valeur de la diaphyse fémorale qui a été retenue pour effectuer l'estimation d'âge.

Comme nous le montre le tableau LXXIII, pour certains individus il y avait plusieurs os longs mesurables. En raison de la partie de notre recherche concernant les régressions linéaires et leur comparaison, nous avons choisi d'utiliser la longueur de la diaphyse fémorale pour estimer l'âge. Nous avons retenu la diaphyse gauche chaque fois qu'elle était présente et la diaphyse droite le cas échéant.

Chacune des trois formules classiquement utilisées par les anthropologues et les médecins légistes nécessite de connaître la longueur Vertex-Talon avant de déterminer l'âge (Balthazard et Dervieux, 1921; Fazekas et Kósa, 1978; Olivier et Pineau, 1960).

Les distances Vertex-Talon calculées à partir des formules préconisées par chacun de ces auteurs sont présentées dans le tableau LXXIV ci-après.

Individu	FAZEKAS	BALTH	OLIVIER		
	VT	VT	VT inf.	VT centré	VT sup.
F1 - 1	481,73	459,68	467,09	470,66	474,23
F1 - 3	545,49	515,12	529,37	532,93	536,50
J1 - 2	328,46	326,40	317,39	320,96	324,53
J2	519,08	492,16	503,58	507,14	510,71
DEF1	508,14	482,64	492,88	496,45	500,02
I1-2	528,10	500,00	512,38	515,95	519,52
FGH1 - 3	528,10	500,00	512,38	515,95	519,52
FGH1	515,22	488,80	499,80	503,37	506,94
I1	530,68	502,24	514,90	518,47	522,03
I1	573,18	539,20	556,41	559,98	563,55

Tableau LXXIV : Distances Vertex-Talon (VT) calculées d'après la longueur de la diaphyse fémorale. Les distances sont en millimètres.

Sur ce tableau, nous présentons les bornes de l'intervalle de confiance à 95% de la distance Vertex-Talon selon la formule donnée par Olivier et Pineau. Ces auteurs sont les seuls à préciser cet intervalle.

Les âges calculés à partir de la stature estimée selon la formule de chacun des auteurs sont présentés dans le tableau LXXV ci-après. Nous présentons, pour Olivier et Pineau, les âges correspondant aux valeurs des bornes de l'intervalle de confiance de la distance vertex-Talon. En ce qui concerne notre formule, les âges sont directement calculés à partir des diaphyses osseuses.

Individu	FAZEKAS	BALTH.	OLIVIER			NOTRE FORMULE		
	Age	Age	Age inf.	Age centré	Age sup.	Age inf.	Age centré	Age sup.
F1 - 1	38,54	36,77	36,65	37,00	37,35	33,01	36,36	39,70
F1 - 3	43,64	41,21	43,21	43,62	44,03	37,30	40,65	44,00
J1 - 2	26,28	26,11	24,67	24,91	25,14	22,68	26,03	29,37
J2	41,53	39,37	40,36	40,74	41,13	35,52	38,87	42,22
DEF1	40,65	38,61	39,24	39,61	39,98	34,79	38,13	41,48
I1-2	42,25	40,00	41,31	41,70	42,10	36,13	39,48	42,83
FGH1 - 3	42,25	40,00	41,31	41,70	42,10	36,13	39,48	42,83
FGH1	41,22	39,10	39,96	40,34	40,72	35,26	38,61	41,96
I1	42,45	40,18	41,59	41,98	42,38	36,31	39,65	43,00
I1	45,85	43,14	46,41	46,85	47,29	39,17	42,52	45,87

Tableau LXXV : Ages estimés de chacun des individus du site de l'Argentière-la-Bessée. Les âges sont exprimés en semaines d'aménorrhée. Les valeurs indiquées comme Age Inf. et Age Sup. pour la formule d'Olivier et Pineau sont calculées à partir de l'intervalle de confiance à 95% de l'estimation préalable de la stature. Pour notre formule, ces valeurs représentent réellement les bornes de l'intervalle de confiance à 95 % de la prédiction.

Les âges estimés selon chacune des méthodes confirment une fois encore les résultats observés sur la comparaison théorique.

L'étude des estimations d'âges proposées dans ce tableau permet d'identifier un individu nettement plus jeune que les autres. Il s'agit de l'individu J1-2 pour lequel nous pouvons affirmer, à 95 % de chances, qu'il est âgé de 22,6 à 29,3 semaines d'aménorrhée.

Pour les autres individus, les âges centrés se situent aux alentours du terme normal de la grossesse. Toutefois, le deuxième individu I1 présente une prédiction d'âge centrée à 42,52 semaines et des bornes de l'intervalle de confiance à 95% qui sont de 39,17 et 45,87 semaines, ce qui représente des valeurs au delà du terme normal d'une grossesse. Il peut donc s'agir d'un nourrisson.

RESUME

COMPARAISON ET APPLICATION DES METHODES

LES COMPARAISONS THEORIQUES :

Les comparaisons sont effectuées à partir de 10000 valeurs théoriques.

Elles montrent que :

- Les intervalles d'accord à 95 % entre deux formules présentent parfois des marges importantes :
 - Fazekas et Kósa vs Balthazard et Dervieux :
0,157 à 1,667 semaines de différence ,
 - Fazekas et Kósa vs Olivier et Pineau :
1,785 à 2,160 semaines de différence,
 - Fazekas et Kósa vs notre formule :
0,241 à 2,164 semaines de différence,
 - Balthazard et Dervieux vs Olivier et Pineau :
0,494 à 1,628 semaines de différence,
 - Balthazard et Dervieux vs notre formule :
0,084 à 0,399 semaines de différence,
 - Olivier et Pineau vs notre formule :
-1,544 à -0,096 semaines de différence.
- Il existe des différences systématiques entre les différentes formules.

LA COMPARAISON SUR LA COLLECTION DE SZEGED :

- Aucune des formules testées ne permet de retrouver la structure d'âge des individus de référence,
- L'approximation entraînée par le calcul intermédiaire de la stature génère des erreurs pour la formule de Fazekas et Kósa, pourtant établie sur le même échantillon.

LA COMPARAISON SUR NOTRE ECHANTILLON DE VALIDATION :

- Aucune des formules testées ne se démarque clairement des autres pour approcher l'âge réel,
- Nous ne testons pas les différences statistiques en raison des effectifs insuffisants par âge,
- Notre formule est la seule qui permette de calculer un âge en donnant un intervalle de confiance de la prédiction à 95 %.

LA SERIE DE L'ARGENTIERE-LA-BESSEE :

- 10 individus sur 11 présentaient au moins un os long,
- tous les os longs sont parfaitement conservés (et donc mesurables),
- l'estimation de l'âge à partir de la diaphyse fémorale permet d'affirmer que :
 - 1 individu est nettement plus jeune que les autres : son âge est de $26 SA \pm 3,33 S$.
 - 8 individus ont des âges proches du terme normal de la grosseesse
 - l'individu le plus âgé présente un âge au delà du terme normal : $42,5 \pm 3,33 S$.

~ 8 ~

DISCUSSION

8.1 Le sexe

La détermination du sexe des individus immatures à partir des restes osseux est indéniablement une des grandes difficultés rencontrées dans la pratique quotidienne des anthropologues.

Alors que chez les adultes nous connaissons des méthodes très fiables, autorisant 95 à 98 % de détermination correcte du sexe (Bruzek, 1992b; Jovanovic et Zivanovic, 1965; Sing et Potturi, 1978b), il est à ce jour encore extrêmement difficile, voire impossible, d'atteindre ce score chez les immatures.

Les recherches actuelles se focalisent essentiellement sur les os qui présentent le dimorphisme sexuel le plus important chez l'adulte : les os coxaux et le crâne. Dans la mesure où les différences quantitatives sont les moins utiles pour déterminer le sexe à partir des os, de nombreux auteurs se sont intéressés aux caractéristiques morphologiques des immatures. Ainsi, il a été reporté que la forme générale du pelvis et plus particulièrement de la grande échancrure sciatique et de l'angle sub-pubien présentent un dimorphisme important dès le très jeune âge (Boucher, 1955; 1957; Coleman, 1969; Holcomb et Konigsberg, 1995), plus important même que chez l'adulte (Boucher, 1957).

8.1.1 Choix de l'ilium

Notre travail a consisté à évaluer une méthode métrique permettant de déterminer le sexe des fœtus à partir de restes osseux, en s'aidant des données de la littérature concernant la détermination du sexe chez le fœtus mais aussi chez l'adulte.

Nous avons choisi d'étudier l'ilium fœtal pour 3 raisons :

- L'os iliaque est fortement empreint de dimorphisme sexuel chez l'adulte.
- L'échancrure sciatique est reconnue comme étant une source de la diagnose sexuelle chez l'adulte. L'échancrure est formée pour partie de l'ilium au niveau supérieur et d'autre part par l'ischion au niveau inférieur. Sur l'ilium fœtal, nous ne pouvons donc observer que la partie supérieure de cette échancrure, mais d'après Jovanovic *et al.* (1968) chez l'adulte « la

grande échancrure sciatique et plus particulièrement sa portion supérieure, représente un indice fidèle pour la détermination du sexe sur os isolés ».

- L'os iliaque est composé de trois pièces osseuses : l'ilium, l'ischium et le pubis. L'ilium est la plus grande de ces pièces osseuses et de ce fait est aussi la plus fréquemment retrouvée dans un contexte archéologique ou médico-légal.

8.1.2 Méthode proposée

Nous avons choisi de travailler sur photographies numérisées afin d'améliorer la précision des mesures, qui est rendue difficile par la petite taille des pièces osseuses utilisées. En effet, le facteur d'agrandissement autorisé par un logiciel de retouche d'images tel que Photoshop[®], dont nous avons proposé l'utilisation car il est l'un des plus répandus, est suffisant pour permettre une précision de l'ordre du millimètre.

Nous nous sommes cependant entourés de plusieurs précautions afin de valider l'utilisation de ce logiciel de mesure : nous avons testé l'existence de différences entre mesures réelles et mesures réalisées avec le logiciel, puis l'existence d'une différence avec un logiciel spécialisé dans la mesure (SigmaScan pro 5[®]).

Aucune différence significative n'a été retrouvée, ce qui nous permet de dire que nous pouvons utiliser ce procédé de mesure.

Cette étude est, avec celle de Holcomb (1995), une des premières à utiliser un relevé numérique de dimensions osseuses. Elle répond à une volonté de différents auteurs d'utiliser les nouvelles technologies de manière à améliorer les moyens de détermination sexuels existants (Sundick, 1977; Ubelaker, 1998; Weaver, 1980) et ouvre un nouvel axe de recherche de paramètres puisque les aires et surfaces n'avaient pas encore été étudiées selon une approche métrique.

La méthodologie d'analyse des résultats employée présente deux aspects importants : le mode d'entrée des paramètres et le type de modèle.

L'entrée des paramètres dans les modèles a été effectuée selon le mode pas à pas. En premier lieu, celui-ci présente l'intérêt d'identifier les paramètres les plus pertinents et il est par exemple intéressant de constater (et de vérifier) que les angles relevés dans

l'échancrure sciatique sont fortement discriminants, tout comme chez l'adulte. De plus, les modèles établis à des "pas" (*step*) différents (ou selon des paramètres d'entrée / sortie du modèle différents) peuvent être utiles à des choix d'applicabilité. Ainsi, nous avons présenté dans cette étude deux modèles logistiques concernant la détermination du sexe dans l'échantillon total, alors que le second des deux présente un score de détermination légèrement supérieur. Ce choix répond à une application pratique de l'anthropologie : le premier modèle utilise uniquement l'angle OPR gauche et le second modèle utilise le rapport AB/GH gauche en plus de l'angle précédemment cité. Or, en raison des conditions de préservation et des processus taphonomiques, la crête iliaque est la partie de l'os qui se dégrade en premier tandis que la région de l'échancrure sciatique, plus épaisse et présentant une densité osseuse plus importante, est bien conservée. Il se peut donc que la mesure des distances AB et GH ne soit pas réalisable et le modèle utilisant uniquement l'angle OPR prend alors tout son sens.

En ce qui concerne le type de modèle, nous avons établi de manière parallèle des formules de régressions logistiques et des analyses discriminantes. Celles-ci ont toujours donné des scores de classement très proches et ont autorisé, selon les méthodes pas à pas, l'entrée des mêmes paramètres. Les analyses discriminantes, bien que présentant des scores de classification importants dans la détermination du sexe, ont fait l'objet d'études chez l'adulte (Bruzek, 1992a; Richman *et al.*, 1979; Schuller-Ellis *et al.*, 1985; Schuller-Ellis *et al.*, 1983) et chez l'enfant et le fœtus (Schutkovski, 1987), entraînant diverses critiques méthodologiques (Majo *et al.*, 1993; 1994; Schutkovski, 1994). Dans notre étude, nous prenons d'une part la précaution de présenter les scores de classement obtenus par validation-croisée, et nous calculons d'autre part la valeur des probabilités d'appartenance à l'un ou l'autre des deux sexes. Cette approche est importante puisqu'il apparaît sur les figures 48, 50 et 52 (probabilités d'appartenance au sexe féminin et fonction du sexe réel et le positionnement de cette probabilité par rapport au point de césure choisi), qu'il existe des erreurs de classement très importantes. Ainsi, en dépit d'un score général autorisant 2 individus bien classés sur trois (66%), nous affirmerons pour le premier modèle logistique établi sur l'échantillon total que 2 fœtus féminins auront 80 à 85 % de chances d'être de sexe masculin, et qu'un fœtus masculin aura 75 à 80 % de chances d'être féminin. L'importance de ces erreurs de classement nous incite à conclure avec prudence lors de la détermination du sexe d'un fœtus inconnu.

8.1.3 Analyse des résultats

La première partie de notre travail a été de rechercher une éventuelle asymétrie dans la latéralité. Celle-ci a été retrouvée pour la plupart des mesures, angles et index, et a montré que le côté droit présente des moyennes pour chacun des paramètres qui sont légèrement supérieures à celles du côté gauche.

Ces résultats sont en accord avec Fishel, cité par Fazekas et Kósa, qui en 1929 retrouve une asymétrie physiologique entre le côté droit et le côté gauche, le côté droit étant le plus large. Chez l'adulte, Sing et Potturi, (1978) et Camacho et al. (1993), retrouvent une différence statistique selon le côté mesuré en fonction du sexe.

Dans un deuxième temps, nous avons déterminé un ensemble de paramètres, distances, angles, rapports, au niveau de la fosse iliaque. A notre connaissance, ces paramètres n'ont jamais fait l'objet d'une étude chez le fœtus. En effet, ce sont des paramètres plus généraux tels que largeur et longueur de l'ilium ou de l'échancrure sciatique et leurs différents rapports, que l'on retrouve dans la littérature.

Il est vrai que les repères anatomiques sont difficiles à discerner puisque vers 12 SA, seules les épines iliaques supérieures (antérieure et postérieure) sont présentes et que la crête iliaque va devenir de plus en plus convexe au fur et à mesure que l'os croît (Fazekas et Kósa, 1978). Les mesures sont d'autant plus difficiles à prendre que le fœtus est jeune. Par ailleurs, il découle de ces changements dus à la croissance fœtale que nos mesures sont fortement corrélées à l'âge.

Aucun des paramètres mesurés dans notre étude n'exprime un dimorphisme sexuel fœtal dans l'ensemble de notre échantillon. En revanche, pour 6 de ces paramètres (distances AB, CD, AC, AE, BE à gauche et BE des deux côtés) chez les fœtus âgés de plus de 34 SA, nous retrouvons une différence significative au seuil de 5% en fonction du sexe. Cette différence serait donc dépendante de la croissance. Cette possibilité de croissance différentielle selon le sexe, pour des dimensions linéaires, a déjà été évoquée dans la littérature : Pineau dans sa thèse (Pineau, 1991) note qu'il existe des différences dans la stature chez les nouveau-nés des deux sexes. Puis Trotter et Peterson (1969) retrouvent une différence sexuelle dans le rapport longueur fémorale sur longueur humérale. Cependant, Fazekas et Kósa (1978) et Matsushita *et al.* (1995) estiment cette différence négligeable, bien que Kósa affirme

que les fœtus féminins présentent une croissance plus rapide et une maturation plus précoce que les fœtus masculins (Kósa, 1995).

La régression logistique des 6 paramètres précédemment cités, fait ressortir AC gauche comme étant le paramètre le plus discriminant dans le modèle de l'équation de la régression.

La distance AC autorise une bonne détermination sexuelle dans 75.86 % des cas. Cependant, ce résultat est critiquable pour 2 raisons : on retrouve d'une part, une différence significative dans la répétabilité de AC et d'autre part une différence significative dans sa reproductibilité. La subjectivité du positionnement du point C sur la crête iliaque nous amène donc à déconseiller l'utilisation de la formule établie pour les fœtus âgés de plus de 34 SA. Cette constatation nous a amené à proposer un second modèle pour la détermination du sexe des fœtus âgés de plus de 34 semaines. Celle-ci autorise l'entrée de la distance AE du côté droit, et entraîne des scores de classement très similaires à AC, tout en présentant une bonne fiabilité de la mesure.

Dans un troisième temps, nous avons travaillé sur la taille et la forme de l'échancrure sciatique. La profondeur (PQ) et la longueur (RO) de l'échancrure sciatique ne sont pas retrouvées significatives par rapport au sexe dans notre échantillon. Schutkowski (1993) retrouve sur les enfants de 0 à 5 ans, une profondeur de l'échancrure plus importante chez les garçons que chez les filles dans 81,2 % des cas et qu'elle est plus ouverte chez les filles que chez les garçons dans 76,5 % des cas. Cette différence en fonction du sexe, dans notre étude, ne se retrouve pas, même chez les fœtus les plus âgés. Nos résultats sont en accord avec Holcomb et Konigsberg (1995) qui montrent que l'on ne peut pas déterminer le sexe d'après la seule profondeur de l'échancrure. Cependant, ils pensent que la détermination du sexe fœtal est possible par rapport à la position du point en rapport avec le maximum de profondeur (point Q dans notre étude). Les variations de sa position sont donc exprimées par le rapport OQ/QR et dans notre travail ce rapport n'est jamais retrouvé significatif par rapport au sexe.

L'index RO/PQ correspond au rapport de la largeur (ou de la longueur selon les auteurs) sur la profondeur de l'échancrure sciatique. Cet index est retrouvé significatif au seuil de 5 % à gauche dans la population globale et pour les fœtus âgés de moins de 26 SA, mais il a été exclu de la régression logistique car il n'est pas assez discriminant

quant à la diagnose sexuelle. Nos résultats sont donc en accord avec Fazekas et Kósa (1978) qui retrouvent une différence significative pour ce rapport, mais sont en désaccord avec Boucher (1955). En effet, cette dernière retrouve aussi cette différence mais en propose l'utilisation dans la diagnose sexuelle dont elle estime le pourcentage de bonne détermination comme étant compris entre 70 et 80 %. Nos résultats sont en désaccord avec Weaver (1980) qui ne retrouve pas de différence sexuelle pour ce rapport de longueur sur profondeur. Notons toutefois qu'il faut modérer cette dernière remarque puisque cet auteur a effectué son étude sur un échantillon d'effectif presque quatre fois supérieur au nôtre.

La régression logistique des 5 paramètres retrouvés significatifs dans la population globale (les angles OPR, RPQ, OPQ gauches et les index RO/PQ et PQ/AB gauches) met en évidence que l'angle OPR gauche est le paramètre le plus discriminant pour la diagnose sexuelle. Il nous permet de diagnostiquer correctement le sexe dans 66,27 % des cas sur l'échantillon global. D'après notre travail, l'angle global de l'échancrure (OPR) n'est pas un bon indicateur pour la diagnose sexuelle chez les fœtus puisque les marges d'erreur sont trop importantes dans le cadre d'une application en anthropologie et plus particulièrement dans le cadre de l'anthropologie médico-légale. Cet angle semble utilisable chez les sujets un peu plus âgés puisque Schutkovski (1987) affirme que 95 % des garçons de 0 à 5 ans sont caractérisés par une valeur de cet angle d'environ 90°.

La régression logistique des 3 paramètres retrouvés significatifs pour les fœtus de moins de 26 SA (les angles RPQ et OPR gauches et l'index RO/PQ gauche) met en évidence que l'angle RPQ gauche est le paramètre le plus discriminant pour la diagnose sexuelle. L'équation établie autorise une diagnose sexuelle correcte dans 88,89 % des cas pour les garçons et 80 % des cas pour les filles. Dans la littérature, nous n'avons pas retrouvé de travaux sur les angles de l'échancrure sciatique des fœtus. En revanche, chez l'adulte, Sing et Potturi (1978) affirment que l'utilisation de l'angle inférieur de l'échancrure permet de classer correctement 75 % des hommes et 92 % des femmes si l'on se sert de l'os droit et 88 % des hommes et 100 % des femmes si l'on se sert de l'os gauche. Cet angle est équivalent dans sa construction à l'angle RPQ que nous avons défini dans cette étude, mais il faut noter que l'échancrure fœtale est seulement composée de la partie iléale du coxal adulte.

Dans un dernier temps, nous avons étudié les rapports pouvant exister entre les longueurs de l'échancrure sciatique et de l'ilium (rapport RO/AB) et la profondeur de l'échancrure sciatique et de la longueur de l'ilium (rapport PQ/AB). Comme le précisent Fazekas et Kósa (1978), ce rapport présente effectivement une différence significative selon le sexe mais ne permet pas de diagnose car il n'est pas assez discriminant d'après les résultats de notre régression logistique.

8.2 L'âge

Dans ce travail, nous avons examiné consécutivement plus de 2500 comptes rendus d'examens foeto-placentaires provenant du Service d'Anatomie Pathologique de l'Hôpital de la Timone. A partir de ces comptes-rendus, nous avons sélectionné un échantillon de 782 fœtus normaux, d'âges certains, dans le but d'évaluer l'intérêt de paramètres anthropologiques classiquement utilisés pour estimer l'âge fœtal.

Cette étude a montré que les régressions obtenues permettent une meilleure estimation de l'âge fœtal que les équations habituellement employées par les anthropologues et les médecins légistes (Balthazard et Dervieux, 1921; Duday *et al.*, 1995; Fazekas et Kósa, 1978; Mahieu, 1984-1985; Olivier et Pineau, 1960; Tillier et Duday, 1990).

8.2.1 L'importance de la détermination de l'âge fœtal

La détermination de l'âge fœtal présente de nombreuses applications en anthropologie biologique. Elle permet par exemple d'évaluer les tendances séculaires de la croissance, les variations intra- et inter-populationnelles ou d'appuyer certaines hypothèses ou faits historiques (Anderson *et al.*, 1984; Ayangade et Okonofua, 1986; Bernstein *et al.*, 1996; Bonds *et al.*, 1984; Bossi et Milani, 1987; de Onis et Habicht, 1996; Hadlock *et al.*, 1987; Hadlock *et al.*, 1990; Halac *et al.*, 1982; Hill *et al.*, 1992; Johnston, 1969; Jordaan, 1976; 1982; Kramer, 1998; Lessoway *et al.*, 1998; Mathai *et al.*, 1995; Pecorari *et al.*, 1985; Ruvolo *et al.*, 1987).

Ces travaux, s'ils ont été appliqués dans des domaines relatifs à la paléanthropologie pour des périodes préhistoriques ou historiques (Sellier *et al.*, 1997), concernent également directement des champs de l'anthropologie médico-légale, ouvrant sur une dimension appliquée de l'anthropologie biologique, où la précision de l'estimation de l'âge d'un fœtus à sa mort peut revêtir un caractère décisif dans le domaine du droit.

La loi du 8 janvier 1993 a modifié les conditions de déclaration de naissance et de décès des nouveau-nés et, par conséquent, les conditions d'existence juridique et administrative des fœtus. Cette déclaration est dépendante de deux critères : la vitalité c'est-à-dire l'existence de signes de vie (respiration spontanée et activité cardiaque *ex utero*) et la viabilité c'est-à-dire l'état résultant du développement suffisant d'un être pour lui permettre de vivre.

La prise en compte de ces deux critères lors de l'enregistrement à l'état civil a induit un décalage important entre les conditions de déclaration de naissance des enfants mort-nés et celles des enfants nés vivants et décédés précocement.

Ainsi pour les fœtus nés morts, l'enregistrement à l'état civil doit s'effectuer dès lors que la gestation a duré au moins cent quatre-vingts jours. Ce délai provient du droit de la filiation qui présume depuis 1806 que la gestation la plus courte donnant naissance à un enfant viable est de 180 jours. Ces fœtus ne bénéficieront cependant pas d'un acte de naissance mais d'un enregistrement en tant « *qu'enfant né sans vie* ». Ils n'acquièrent pas de personnalité juridique et n'ont donc pas de protection pénale particulière comme le précise en 2001 un dernier arrêt de la Cour de Cassation. Néanmoins, cette enregistrement permet l'établissement d'un permis d'inhumer et rend de ce fait les funérailles possibles mais non obligatoires par la famille alors que les fœtus nés-morts avant cette limite, considérés comme des « pièces anatomiques » ne peuvent prétendre à une inhumation nominative.

Pour les fœtus nés vivants mais décédés avant la déclaration à l'état civil (dans les 3 jours suivants la naissance), la réforme du 8 janvier 1993 n'a pas modifié le seuil à partir duquel le fœtus doit être déclaré mais une circulaire s'est référée à un autre seuil de viabilité (n°50 du 22 juillet 1993 relative à la déclaration des nouveau-nés décédés à l'état civil du Ministre délégué à la santé). Elle préconise en effet de retenir le seuil de 22 semaines d'aménorrhée ou de 500 grammes de poids comme limite inférieure de l'enfant recommandé par l'Organisation Mondiale de la Santé.

Les enfant nés vivants ayant atteint cette limite pourront bénéficier d'un acte de naissance puis d'un acte de décès. Avant 22 semaines d'aménorrhée, ils seront enregistrés en « *enfant sans vie* » ; il s'agit de faux morts-nés sans protection juridique propre.

8.2.2 La population d'étude

Dans ce travail, le terme de *population* désigne l'ensemble des fœtus issus du centre de référence régional de foeto-pathologie. Il définit 'un groupe d'individus faisant l'objet d'une même étude statistique'.

Les individus inclus dans cette étude ont été sélectionnés selon un ensemble de critères permettant de qualifier un fœtus de " normal ". Les fœtus ont été inclus à partir de l'absence d'anomalies sur les données morphologiques fœtales, morphologiques et histologiques placentaires, sur l'histoire obstétricale et les antécédents familiaux. Bien que la prise en compte de ces critères limite certainement la possibilité d'inclure des cas pathologiques pouvant avoir une répercussion sur la croissance fœtale, nous admettons que l'arrêt de la grossesse est un événement pathologique dont le *primum movens* n'est pas obligatoirement identifié. Cependant, il nous semblerait critiquable d'inclure tous les fœtus, compte-tenu de l'extrême hétérogénéité des fœtus issus de fausses couches et de morts *in utero*. Ce mode de sélection a entraîné l'exclusion de près des trois quarts des fœtus, réduisant ainsi notre population d'étude à 782 fœtus, répartis en 411 masculins et 371 féminins. Il demeure toutefois que cet effectif est le plus important à ce jour concernant les études post-mortem.

Nous avons choisi d'exclure de notre étude les fœtus issus de grossesses multiples car les avortements spontanés ou les morts *in utero* sans malformation apparente et sans syndrome transfuseur-transfusé (jumeaux monozygotes), surviennent habituellement dans un contexte d'inégalité de répartition de la galette placentaire. La croissance des jumeaux dizygotes est inégale, entraînant parfois le décès d'un des fœtus. Ce dernier présente un retard de croissance d'importance variable alors que le jumeau à placenta dominant peut présenter des mensurations semblables au même âge avec un fœtus issu d'une grossesse unique (Agusstsson *et al.*, 1997; Ginsberg *et al.*, 1997; Grumbach *et al.*, 1986; Haines *et al.*, 1986; Hill *et al.*, 1994; Kuno *et al.*, 1999;

Milner *et al.*, 1994; O'Brien *et al.*, 1986; Reece *et al.*, 1991; Rodis *et al.*, 1990; Sherer et Divon, 1997; Simon *et al.*, 1989; Xu *et al.*, 1995). Il ne nous a donc pas paru adéquat d'effectuer une moyenne des mesures entre les deux fœtus comme le proposent Chervenak *et al.* (1998) ou de garder arbitrairement le fœtus le plus grand.

Les études autopsiques n'autorisent pas le suivi longitudinal préconisé dans les travaux sur la croissance fœtale *in vivo* (Brons *et al.*, 1990; Deter *et al.*, 1981; Royston et Wright, 1998). Néanmoins, Deter et Harrist (1992) ont démontré que les courbes de croissance obtenues par une étude longitudinale et celles obtenues par une étude transversale sont similaires, bien que ces dernières nécessitent, selon ces auteurs, l'inclusion d'un plus grand nombre d'individus. Cependant, la détermination de l'âge fœtal à partir d'études transversales doit être pondérée par la variabilité auxologique inter et intra-populationnelles (Alexander *et al.*, 1992; Guihard-Costa *et al.*, 2000; Jacquemyn *et al.*, 2000; Yeo *et al.*, 1994). Cette pondération est représentée par l'importance des bornes de l'intervalle de confiance à 95 % de l'âge prédit à partir de la longueur fémorale, quel que soit l'âge. Cet intervalle n'est jamais précisé dans les autres travaux qui sont classiquement utilisés en anthropologie (Balthazard et Dervieux, 1921; Fazekas et Kósa, 1978; Olivier et Pineau, 1960).

Les facteurs socio-économiques et environnementaux présentant d'importantes répercussions sur la croissance fœtale (Hadlock *et al.*, 1987; Halac *et al.*, 1982; Kramer, 1998), on peut admettre que notre échantillon n'a pas une valeur de représentation universelle. L'existence de facteurs socio-environnementaux influençant la croissance fœtale est illustrée par l'étude de Hohler, qui a établi deux équations différentes pour les villes de Washington et de Miami avec une méthodologie identique (Hohler et Quetel, 1982). Plusieurs travaux récents ont également présenté la variabilité inter-populationnelle dans la croissance et souligné l'utilité d'établir des équations adaptées à chaque population d'étude (Alexander *et al.*, 1992; Jacquemyn *et al.*, 2000; Yeo *et al.*, 1994).

8.2.3 L'âge gestationnel de référence

Si nous considérons la règle de Naegele (Potter, 1997), le jour de la conception est calculé à partir du jour des dernières règles et s'établit au moment de l'ovulation par convention au 14ème jour. Cependant, utiliser uniquement la date des dernières règles conduit à un risque d'erreur non négligeable dû aux variations interindividuelles. Ainsi, seulement 4 à 5 % des enfants naissent le jour prévu et seulement 35 % dans un intervalle de 5 jours entourant la date présumée (Singer *et al.*, 1991). Pour cette raison, la première échographie vérifie si l'âge de la grossesse est concordant avec la date présumée du jour de la conception, en mesurant la taille du sac amniotique ou la taille de l'embryon (Sanders et James, 1985). La date de conception et donc l'âge de la grossesse peut être modifiée après cet examen. Dans notre étude, nous avons exclu les fœtus dont l'âge estimé par l'échographie était discordant par rapport à celui prévu par la règle de Naegele, pour ne pas utiliser 2 approximations successives dans l'établissement de nos données. En effet, la principale critique faite (Huxley et Jimenez, 1996; Sherwood *et al.*, 2000) à l'encontre des travaux classiques (Balthazard et Dervieux, 1921; Fazekas et Kósa, 1978; Olivier et Pineau, 1960) porte sur l'utilisation de 2 formules de régression successives pour déterminer l'âge fœtal (estimation de la stature puis de l'âge à partir de la règle de Häase). Mais des critiques méthodologiques peuvent concerner des travaux plus récents : Chambers *et al.* (1993) ont proposé l'utilisation de nouveaux abaques incluant des fœtus dont l'âge théorique est établi à partir de la confrontation de 5 paramètres : la date des dernières règles, l'âge échographique, la maturation osseuse radiographique, la longueur du pied et la maturation tissulaire, donc potentiellement 5 estimations avec une marge de tolérance de différence entre les paramètres allant jusqu'à 2 semaines.

8.3 Les paramètres étudiés

8.3.1 Le poids fœtal

Le poids fœtal fait l'objet de nombreuses études échographiques. Ces études ont pour objectif de déterminer sa valeur en tant qu'indicateur de mortalité et de morbidité périnatale (Weinraub *et al.*, 1979).

Le poids présente une grande variabilité inter-individuelle pour un même âge, dépendant en particulier de l'état de santé de la mère. Les contextes de diabète et d'hypertension artérielle ont été exclus de notre étude, mais nous avons conservé les fœtus issus de mère tabagique (Robinson, 1979). En revanche, l'exclusion des fœtus macérés nous permet de nous prémunir des variations de poids liées à l'état de conservation du fœtus (la dessiccation est d'autant plus importante que le fœtus est jeune) (Derobert, 1974; Huxley, 1998). Notre étude a montré que le poids fœtal augmentait de façon exponentielle et non linéaire avec l'âge. Ces résultats sont identiques à ceux reportés dans les études précédentes.

8.3.2 La longueur Vertex-Talon et la longueur Vertex-Coccyx

Robinson et Fleming (1975) ont montré qu'il existe une relation linéaire entre l'âge fœtal et la longueur Vertex-Coccyx au cours des premiers mois de grossesse. Nous l'avons confirmé dans notre étude, bien que d'autres auteurs utilisant l'échographie aient décrit cette relation comme curviligne (Robinson et Fleming, 1975; Selbing et Fjallbrant, 1984). Les différences de résultats des mesures *in utero* et *ex utero* peuvent s'expliquer par le degré de flexion de la colonne vertébrale, plus marqué lors des mesures échographiques. De plus, Schats *et al.* (1991) ont montré qu'il existait des différences entre les mesures échographiques prises par voie vaginale et celles prises par voie abdominale qui majorent la longueur Vertex-Coccyx.

Dans notre étude, la longueur Vertex-Coccyx permet d'estimer l'âge à $\pm 3,7$ semaines. Avant 30 semaines d'aménorrhée, Robinson *et al.* (1979) ont estimé l'âge avec une précision de $\pm 3,5$ semaines. Notre formule présente l'avantage d'être utilisable quel que soit l'âge fœtal.

Une estimation sensiblement meilleure est observée avec la longueur Vertex-Talon ($\pm 3,59$ semaines). Après 36 semaines d'aménorrhée, nous avons observé dans l'échantillon de validation, d'importantes variations de la taille fœtale d'une semaine à l'autre. Il est possible que ces variations soient dues, au moins en partie, à une difficulté technique dans la prise des mesures liée au flexum physiologique de la hanche des fœtus à terme.

8.3.3 Le périmètre crânien

La mesure du périmètre crânien nous a permis d'estimer l'âge fœtal à $\pm 3,98$ semaines. Il faut cependant noter que la malléabilité physiologique des os du crâne, majorée par la lyse rapide de l'encéphale, rend cette mesure peu fiable. Des différences inter-observateurs dans la mesure du périmètre crânien chez le nouveau-né ont été démontrées (Chang *et al.*, 1993). Ces mêmes différences avaient déjà été mises en évidence par les échographistes lors de la prise du diamètre bipariétal (Zador *et al.*, 1980; Zador *et al.*, 1988), expliquant probablement en partie les différences entre les tables publiées consécutivement par plusieurs auteurs sur des populations similaires (Campbell et Newman, 1971; Sabbagha *et al.*, 1976a; Sabbagha *et al.*, 1976b; Zador *et al.*, 1980; Zador *et al.*, 1988).

8.3.4 La longueur du pied

Dans notre étude, la longueur du pied est bien corrélée à l'âge et permet une bonne prédiction à $\pm 3,78$ semaines. Ce paramètre est considéré comme un bon estimateur de l'âge fœtal depuis que les travaux de Streeter (1920), Usher et McLean (1969) et plus récemment Mercer *et al.* (1987) ont démontré l'intérêt de cette mesure pour la détermination de l'âge gestationnel chez des fœtus normaux, mais également dans des cas de diabète maternel ou de grossesse multiple. En revanche, pour Hadlock *et al.* (1983) et Platt *et al.* (1988), l'estimation de l'âge fœtal à partir de ce seul critère n'est précise qu'avant 28 semaines d'aménorrhée.

8.3.5 Le fémur

L'estimation de l'âge fœtal à partir de ce seul paramètre permet d'estimer l'âge à $\pm 3,33$ semaines. Ce résultat est proche de celui obtenu par Hadlock *et al.* (1982) pour les fœtus âgés de plus de 23 semaines d'aménorrhée et présente l'intérêt de n'être pas dépendant de l'âge fœtal. De plus, pour éliminer les différents biais de mesure observés dans les études échographiques, nous avons défini un critère qualitatif de mesure -une plaque conjugale nette- et validé son utilité par des tests de reproductibilité et de répétabilité. La prise de mesure radiographique permet de conserver intact le fœtus pour d'éventuelles expertises complémentaires.

Plusieurs auteurs ont également montré l'intérêt de la longueur du fémur dans l'estimation de l'âge fœtal. Cependant, les résultats rapportés présentent de fortes variations, en partie liées à l'utilisation de formules différentes en fonction de la datation de la grossesse. Pour O'Brien *et al.* (1981), il existe une bonne corrélation entre la mesure de la longueur fémorale et l'âge gestationnel entre 14 et 22 semaines, permettant l'estimation de l'âge à $\pm 6,7$ jours dans 84 % des cas. Yeh *et al.* (1982) ont trouvé une corrélation plus précise de ± 5 jours entre 25 et 35 semaines et de ± 6 jours à terme. Ces résultats sont très différents de ceux de Hadlock *et al.* (1982) qui ont estimé l'âge gestationnel à $\pm 9,5$ jours de 12 à 23 semaines et à ± 22 jours après 23 semaines.

A la diversité des résultats obtenus s'ajoute le fait que ces études échographiques n'ont que rarement fait l'objet de tests de validation (Hadlock *et al.*, 1987; Thomas *et al.*, 1991). Plusieurs auteurs (Cronk, 1983; Struzziero *et al.*, 1984; Zador *et al.*, 1988) ont montré que le manque de reproductibilité et de répétabilité des études est fortement dépendant de l'échographiste et de son matériel (Jeanty *et al.*, 1985).

Si l'absence de travaux concernant l'étude de la corrélation écho-anatomique n'a pas de répercussion dans la pratique obstétricale, l'absence de ces travaux en pratique anthropologique ou médico-légale rend non valides les tables ou courbes proposées par l'échographie. De plus, l'étude de Croft *et al.* (1999) tente de proposer un modèle de validation écho-anatomique en relevant une mesure échographique sur un fœtus mort immergé, cette corrélation entraînant des différences significatives. Par exemple, la mesure de la longueur Vertex-Coccyx selon l'échographie ou la mesure directe présente une différence moyenne de 2,7 mm (avec un écart-type de 0,92 mm).

8.3.6 Les autres os longs

Parmi les 5 autres os longs mesurés, le tibia et la fibula présentent des intervalles de confiance de l'estimation de l'âge proches de celui obtenu d'après le fémur (respectivement $\pm 3,5$ et $3,55$ semaines). Les os du membre supérieur sont légèrement moins pertinents dans la détermination de l'âge puisque les estimations se font à environ 4 semaines.

Ces os ont fait l'objet d'études beaucoup moins nombreuses que pour le fémur, d'une part parce que ce dernier est jugé comme un meilleur discriminateur d'âge (Scheuer et Black, 2000; Scheuer *et al.*, 1980) et d'autre part parce que la mesure des autres os est plus difficile.

Le protocole de mesure radiologique utilisé dans notre étude permet de relever la longueur de la diaphyse de chacun de ces os avec une grande fiabilité (pas de différence pour la répétabilité et la reproductibilité au seuil de 5%). En pratique anthropologique, tous les os longs ne sont pas obligatoirement retrouvés, il est donc important de disposer de formules adaptées à l'os actuel.

8.3.7 L'influence de la latéralité et du sexe

Bagnall *et al.* (1982) ont constaté que la croissance de l'humérus, du tibia et de la fibula est plus précoce à gauche qu'à droite, alors que le fémur droit croît plus vite que le gauche. Bareggi *et al.* (1996) n'ont pas retrouvé de différence significative de latéralité pour les membres inférieurs mais ont indiqué que cette différence existe pour l'humérus et qu'elle est secondaire à une inégalité de vitesse de croissance entre la longueur totale de l'os et la partie ossifiée. Dans la plupart des études, les auteurs choisissent arbitrairement de ne mesurer que les os de l'un des cotés afin de s'affranchir d'une éventuelle asymétrie (Matsushita *et al.*, 1995).

Dans notre étude, nous n'avons pas constaté de différence statistiquement significative entre les mesures osseuses droites et gauches, ce qui nous a autorisé à mesurer la longueur de la partie ossifiée de la diaphyse indépendamment de sa latéralité.

Le second test sur l'échantillon concerne la différence entre garçons et filles. En effet, Pineau dans sa thèse (1965) note qu'il existe des différences dans la stature et le poids chez les nouveaux-nés des deux sexes. D'autres auteurs ont montré qu'il n'y avait pas de différence significative liée au sexe pour la plupart des paramètres (Bagnall *et al.*, 1982; Matsushita *et al.*, 1995; Rodriguez *et al.*, 1992); Levi (1984) et Guihard-Costa (1990) précisent cependant qu'il existe une différence pour le diamètre bipariétal et le diamètre abdominal transverse, mais que celle-ci n'est pas significative pour la longueur des fémurs de ces sujets (Guihard-Costa et Droullé, 1990).

Dans notre travail, nous démontrons qu'aucune différence n'existe selon le sexe. En conséquence, nous préconisons la réunion des sous-échantillons garçons / filles.

8.4 Corrélation radio-anatomique

Certaines études ont montré l'existence de différences entre la mesure directe et les mesures échographique ou radiographique (Croft *et al.*, 1999; Cronk, 1983; Deter *et al.*, 1981; Zador *et al.*, 1988). Pour les études échographiques, Alonso et Portman (1995) affirment que si la mesure déterminée par ultrasons du diamètre bipariétal du fœtus *in utero* est un excellent prédicteur de l'âge gestationnel, la longueur du fémur mesurée par ultrasons est significativement trop basse par rapport à la vraie longueur (le coefficient de variation serait de 23 %) et n'est donc pas un indicateur qui peut être relié à l'âge et au développement fœtal pour une étude biométrique. Il en est de même pour le poids fœtal calculé dont le coefficient de variation serait de 17 %. Guihard-Costa (1990) précise que l'erreur habituellement admise lors de la mesure échographique est de 1 à 1,5 millimètres. Celle-ci n'est donc que peu fiable lorsque l'on veut connaître la taille réelle d'un os et cela a été montré par 2 études qui ont comparé les données échographiques et les mesures radiographiques faites après hystérotomie (O'Brien *et al.*, 1981). Les résultats de ces travaux prouvent que la mesure ultrasons est de 1 à 2 millimètres plus importante que la mesure radiographique.

Pour les études radiographiques, les tests de corrélation radio-anatomiques sont rares et ne proposent pas de méthodes de validation. Ces erreurs sont essentiellement liées à une mauvaise appréciation des plans de mesure, entraînant essentiellement des erreurs de parallaxe. Sherwood *et al.* (2000) ont discuté les erreurs de parallaxe et ont utilisé selon les fœtus des clichés de face ou de profil. Ces auteurs ont proposé, sans la valider, une correction de l'agrandissement radiologique en utilisant la formule suivante:

$$X(\text{TH}-D)/\text{TH}$$

où X est la mesure radiologique, TH la hauteur du tube et D la distance entre l'objectif et le film. Ils ont montré que cette correction est une source de biais négligeable pour les fœtus les plus jeunes (moins de 15 semaines) mais devient significative pour les fœtus les plus âgés.

Dans ce travail, nous avons également montré qu'il existe une différence significative entre mesures radiologique et anatomique, quel que soit l'os mesuré. Cependant, l'erreur de mesure étant constante, nous avons proposé, pour chaque os, un facteur permettant de corriger la légère différence entre les deux mesures. Cette différence tend à agrandir la mesure obtenue sur le cliché radiographique *in situ* par rapport à la mesure anatomique et aurait donc entraîné une sous-estimation de l'âge si nous avons utilisé une formule radiographique à partir de données relevées sur pièces osseuses. Les corrections ont été établies sous forme de régressions linéaires et autorisent des corrections de la mesure radiographique *in situ* en mesure anatomique à $\pm 0,5$ mm pour le fémur, par exemple.

D'autres auteurs ont également effectué des mesures radiographiques des diaphyses osseuses de fœtus, mais n'ont établi aucune validation de la mesure, ne détaillent pas la manière dont la mesure est relevée et proposent l'utilisation de leur formules sans toutefois en avoir testé la corrélation radio-anatomique (Scheuer *et al.*, 1980; van der Harten *et al.*, 1990; Warren, 2000).

8.5 Les modèles statistiques

Dans notre étude nous avons divisé notre population en un échantillon « d'apprentissage » et un échantillon « de validation ». Cette précaution importante n'est pas prise dans les études publiées, la validation sur le même échantillon que celui qui a été utilisé pour établir les tables constitue pour nous un biais certain. Cette méthode permet de valider statistiquement la formule de régression établie sur un échantillon différent, qui ne constitue pas une validation inter-populationnelle. De plus, une seconde précaution méthodologique a été employée, dans la même optique de surseoir à l'autovalidation, il s'agit de la méthode "*leave one out*".

Le choix d'utiliser un modèle linéaire s'explique pour trois raisons. La première résulte de notre volonté d'établir un moyen prédictif simple pour déterminer l'âge fœtal. Notre objectif n'est pas de *modéliser* la croissance de manière à décrire finement ses modalités et ses variations, mais uniquement d'utiliser les modifications métriques de la croissance fœtale comme moyen d'évaluation de l'âge.

La seconde raison se fonde sur la nécessité de pallier à l'inégalité de répartition par âge de notre population. Enfin, le modèle de régression linéaire est d'utilisation commune en anthropologie biologique depuis les travaux de Sir Francis Galton qui introduisit le terme et la méthode³.

Il faut rappeler qu'une des conditions d'applicabilité d'un modèle régressif linéaire implique l'absence de variabilité du prédicteur en fonction de la variable dépendante. Dans notre étude, le fémur présente une très discrète augmentation de la variabilité en fonction de l'âge. Cependant, selon certains travaux, l'augmentation de la variabilité avec l'âge est moins importante pour le fémur que pour l'ensemble des autres paramètres (Guihard-Costa *et al.*, 1995). Dans ce travail, la variabilité maximale que nous retrouvons est comparable à celle décrite par ces auteurs (Guihard-Costa *et al.*, 1995). Cette concordance permet de vérifier la nécessité de prise en compte de la variabilité dans la détermination de l'âge foetal et valide *pro parte* l'utilisation d'une seule formule sur l'ensemble des âges. Cette démarche est dictée par trois impératifs principaux. Le premier est dépendant du contexte anthropologique (ostéo-archéologique ou médico-légal) dans lequel cette recherche se développe. Ce contexte fournit un objet d'analyse (osseux) souvent isolé, ne permettant pas l'application d'une autre méthode que celle d'une formule prédictive à partir d'un os. Dans ce cas, on ne peut présumer d'un âge et par conséquent choisir la formule de détermination la mieux adaptée. Le second prend en compte l'importance de la détermination de l'âge dans le domaine légal. Ainsi, si le fœtus est né vivant et qu'il est âgé de plus de 22 semaines d'aménorrhée, il bénéficie d'une protection juridique, par exemple la qualification d'homicide peut être retenue. Pour les fœtus nés morts, le seuil de 28 semaines d'aménorrhée permet une reconnaissance de ce dernier par un enregistrement à l'état civil et ainsi un droit d'inhumer. Ces deux situations, au moins, justifient l'acquisition de données sur les fœtus âgés de moins de six mois. Enfin, la dernière contrainte doit privilégier la fiabilité à la précision, dans une application où la problématique est individuelle et non populationnelle.

³ Information issue des cours du Professeur Pierre Legendre, Professeur agrégé du Département de Sciences Biologiques à l'Université de Montréal. Les cours du professeur Legendre sont disponibles en ligne, au format pdf, sur le site : <http://www.fas.umontreal.ca/biol/legendre/BIO2041/>

Les estimations de l'âge foetal que nous avons effectuées selon l'approche Bayésienne présentent une bonne précision, mais l'existence d'erreurs importantes (dans 4 cas sur 30, nous prédisons avec 100% de confiance un âge erroné) nous amène à considérer ces résultats avec prudence. L'approche Bayésienne fera cependant l'objet d'études ultérieures. En effet, la nature même de la méthode nécessite "l'observation" des combinaisons de paramètres existants dans un échantillon de référence de manière à déterminer les probabilités *a priori*. Il y a donc de fortes chances que l'augmentation des effectifs permette de diminuer le nombre d'erreurs.

8.6 Les régressions de référence

L'estimation de l'âge foetal à partir de la mesure de la longueur d'un os long a permis d'établir plusieurs équations dont 3 font référence en anthropologie et en médecine légale : il s'agit des formules de Balthazard et Dervieux (1921), Olivier et Pineau (1960 ;1974) et Fazekas et Kósa (1978). Les différences entre ces équations sont dues à la méthodologie employée, à la taille de l'échantillon et à la population étudiée, dont l'histoire obstétricale et la cause du décès ne sont pas toujours connues. Ces auteurs ont utilisé pour chaque formule la longueur diaphysaire pour obtenir une estimation de la longueur Vertex-Talon, puis à partir de cette longueur, ont estimé l'âge. Il s'agit donc de méthodes ayant recours à deux approximations successives et aucune de ces formules ne présente les bornes de l'intervalle de confiance de l'estimation.

Balthazard et Dervieux (1921) établissent leur régression à partir de restes osseux provenant 25 individus, retrouvés "en curant un puits à la campagne". L'âge de ces individus est calculé après une estimation de la stature, et les régressions sont établie selon une méthodologie qui n'est pas détaillée mais que Olivier et Pineau décrivent comme "utilisant les points moyens" (Olivier et Pineau, 1960).

Olivier et Pineau (1960) établissent leurs équations pour déterminer la taille puis l'âge sur 44 individus dont la répartition par âge n'est pas précisée. De plus, il faut noter que les équations sont établies après avoir supprimé les individus atypiques (présentant des mensurations différentes de plus de 3 écart-types avec la moyenne).

Fazekas et Kósa (1978) ont collecté les mesures de l'ensemble des os constituant le squelette fœtal de 138 fœtus soit jusqu'à 80 mesures par fœtus. Les auteurs ont fourni la distribution par âge et la totalité des données individuelles. Ils ont proposé pour les os longs plusieurs équations fondées sur la prise en compte de 15 points moyens pris dans le nuage de points de chacune des classes d'âge et non de la totalité du nuage de points, modifiant ainsi la variabilité réelle (Sellier *et al.*, 1997). L'âge est exprimé en mois lunaires (une grossesse normale est de 10 mois lunaires. Le mois lunaire, est une méthode de datation de la grossesse basée sur le retour de la pleine lune tous les 28 jours. Il est classique de faire débiter la datation en mois lunaires dès le premier jour des dernières menstruations). Il est établi en utilisant la règle de Häase. Pour Fazekas et Kósa, l'utilisation de ces équations permet de prédire l'âge avec une erreur maximale d'un demi mois lunaire alors que Ubelaker (1998) a constaté des erreurs d'estimation pouvant aller jusqu'à 5,5 mois !

8.7 Choix des régressions

L'erreur standard de l'estimation (racine carrée du carré moyen des résidus) renseigne sur l'adéquation d'un modèle aux données. Cette variable a permis de classer les différents modèles établis en fonction de leur pertinence par rapport à la distribution des données et par conséquent en fonction de la précision de l'estimation si l'on considère qu'elle s'exprime par l'importance de l'intervalle de confiance à 95%.

Le meilleur modèle est le modèle *morphologique*, qui utilise l'ensemble des paramètres relevés lors de l'examen autopsique du fœtus. Le modèle classé en seconde place est le modèle *mixte*, qui utilise à la fois la longueur de la diaphyse fémorale, la longueur vertex-coccyx et le poids. Le troisième modèle, et de fait le meilleur modèle uniparamétré, est celui utilisant la longueur de la diaphyse fémorale.

Le classement établi permet donc de se référer à la formule la plus adéquate en fonction des paramètres qu'il est possible de relever, l'état de conservation des restes fœtaux étant le facteur déterminant du choix de la formule à appliquer.

8.8 Comparaison des méthodes de détermination de l'âge

Dans un premier temps, nous avons comparé les différences engendrées par le choix de l'une ou l'autre des formules existantes. En appliquant à 10000 valeurs fictives les équations de détermination de l'âge proposées par Balthazard et Dervieux (1921), Olivier et Pineau (1960, 1974), Fazekas et Kósa (1978) et notre propre formule, nous avons mis en évidence l'existence de différences systématiques entre les formules. La comparaison deux à deux des modèles se matérialise sous forme linéaire ou curviligne. Elle permet d'observer par exemple qu'après 25 semaines d'aménorrhée, l'estimation de l'âge théorique selon notre formule s'écarte de façon croissante de l'estimation selon Fazekas et Kósa. De même, Olivier et Pineau donnent une estimation d'âge inférieure à la nôtre entre 20 et 35 semaines puis supérieure après 35 semaines d'aménorrhée. Nous ne pouvons toutefois pas conclure qu'une ou l'autre de ces formules est « meilleure » qu'une autre dans la mesure où nous ne connaissons pas les âges réels. Néanmoins, le fait qu'il existe une différence nous conforte dans l'intérêt d'établir une formule validée. C'est ce que nous avons fait dans ce travail en utilisant une population d'âge parfaitement connu, une méthodologie rigoureuse et un modèle régressif incluant un intervalle de confiance de la prédiction à 95%.

Dans un deuxième temps, nous avons appliqué les 4 formules sur un échantillon de fémurs appartenant à la collection ostéologique de Szeged, que nous avons remesurée, puis sur les 30 individus constituant notre échantillon de validation.

Pour la collection hongroise, nous avons montré qu'aucune des 4 formules ne permettait de retrouver la structure d'âge des individus de cette collection. De même, l'utilisation des formules établies par Fazekas et Kósa à partir de ce même échantillon n'ont pas été plus performantes. Il est probable que cette différence puisse s'expliquer au moins en partie par la nécessité d'effectuer une première approximation de la distance Vertex-Talon. Cependant, il nous faut modérer ces observations en raison de la transformation des âges des individus de référence qui étaient donnés en demi-mois lunaires et ont été convertis en semaines d'aménorrhée. Ces âges sont donc des regroupements de deux semaines, que nous comparons avec des prédictions à la semaine près.

En ce qui concerne notre collection, l'observation du diagramme de dispersion des résidus montre qu'aucune formule ne se démarque clairement des autres. Les différences statistiques n'ont pas été établies en raison du faible effectif de l'échantillon de validation et de sa répartition inégale pour chaque âge, un échantillon test suffisant étant à l'heure actuelle extrêmement difficile à réunir (il correspondrait à 30 fémurs mesurables répartis également pour chaque âge soit 750 fœtus normaux).

8.9 L'application des formules de détermination de l'âge

Les applications de la détermination de l'âge en Anthropologie sont certes importantes pour des questions légales, mais représentent aussi un grand intérêt lorsqu'elles apportent, par confrontation à des données historiques, des éléments de discussion supplémentaires. Le série de l'Argentièrre-la-Bessée en est un bon exemple :

Au Moyen âge et à l'Epoque moderne la naissance est une étape à l'issue toujours incertaine. La mortalité des tout premiers jours⁴ est un phénomène démographiquement important. Ainsi, les cérémonies destinées à introduire le nouveau-né dans sa communauté se placent à la fin de la première semaine, ou au moins après le troisième jour. Durant cette période, l'enfant n'a aucune identité et s'il vient à mourir cette inexistence sociale chez les vivants l'empêche également d'exister dans le monde des morts. Au fil des siècles, la reconnaissance du nouveau-né à travers le rite du baptême est devenu essentielle et au XVIIIème siècle cette cérémonie intervient souvent le jour même de la naissance, au risque parfois de compromettre la survie du petit être. La naissance d'un enfant mort et non baptisé est source d'angoisse pour les parents, celui-ci pouvant se retourner contre eux et leur nuire parce qu'ils ne lui ont pas ouvert les portes de l'éternité (Séguy, 1997).

C'est dans ce contexte que se développe, dans certaines régions, le phénomène des "sanctuaires à répit". Grâce à l'intercession d'un saint, le baptême pourra être donné à un nouveau-né "miraculeusement" ressuscité le temps de la cérémonie. Cette pratique a pu persister jusqu'au début du XXème siècle (Gélis, 1983; 1984).

⁴ La mortalité infantile se subdivise en mortalité néonatale précoce (entre 0 et 7 jours), mortalité néonatale (entre 8 et 28 jours) et mortalité post-néonatale (entre 28 et 365 jours). La mortinatalité concerne les fœtus nés viables mais n'ayant pas donné de signe de vie (Monnier, 1985)

Les squelettes de très jeunes enfants que nous avons exhumés aux abords de la chapelle Saint-Jean étaient très bien conservés et se trouvaient en place. Les inhumations étaient réalisées soit en pleine terre, soit après avoir aménagé un espace parmi les vracs d'ossements, soit à l'intérieur même de l'espace occupé par des squelettes en position primaire. Une autre caractéristique des ces inhumations réside dans leur répartition spatiale. Celle-ci semble témoigner d'une recherche systématique de proximité avec la façade méridionale de la chapelle, qu'il y ait eu connaissance ou pas de l'existence des tombes antérieures. Il semble bien que ce soit la proximité de la chapelle qui ait motivé le choix de l'emplacement de ces sépultures. Ces très jeunes enfants ne sont pas inhumés dans une zone réservée du cimetière paroissial, mais près d'un édifice consacré (Tzortzis *et al.*, 2001).

L'observation anthropologique, selon les méthodes classiques de la littérature, assigne aux squelettes trouvés en connexion un âge compris entre 6 mois *in utero* et une naissance à terme. Notre étude ne permet pas d'être plus précis, mais plus fiable. Elle aide donc l'anthropologue à l'analyse et à la compréhension de ce type de pratiques funéraires.

Un faisceau d'éléments, auquel notre estimation de l'âge participe, nous conduit à envisager l'hypothèse de la présence d'un "sanctuaire à répit". En ces lieux, le corps du nouveau-né défunt était déposé, dans l'attente d'un signe de vie qui lui permettrait de recevoir le sacrement du baptême ou l'ondolement. Ces pratiques populaires, attestées en Provence -comme d'autres régions de France et d'Europe-, du XIV^{ème} au XIX^{ème} siècles, étaient destinées à assurer le salut éternel des enfants mort-nés ou décédés très peu de temps après leur naissance. Elles permettent à l'anthropologue et à l'historien-démographe d'avoir accès aux plus jeunes membres de la paroisse, ceux que l'enregistrement ecclésiastique ignore bien souvent (Séguy *et al.*, soumis).

L'application de nos formules d'estimation d'âge à des populations différentes ou anciennes n'a pas été testée et nécessite donc de conclure avec la plus grande prudence. Cependant, si notre population de référence ne peut pas prétendre être identique à une population archéologique, l'équation proposée conserve l'intérêt d'avoir été établie sur une méthodologie biométrique validée sur une collection de fœtus dont l'histoire obstétricale et l'âge sont parfaitement connus, ce qui n'était pas le cas des travaux de référence jusqu'alors couramment employés par les anthropologues (Balthazard et Dervieux, 1921; Fazekas et Kósa, 1978; Olivier et Pineau, 1960).

~ 9 ~

CONCLUSION

L'étude que nous avons menée dans le but d'évaluer les possibilités de détermination du sexe et d'estimation de l'âge sur la base de l'expression biométrique de la croissance fœtale nous a conduit à établir certaines observations importantes dans la pratique anthropologique et médico-légale.

Dans la première partie de notre recherche, nous avons étudié 83 paires d'iliums fœtaux de la collection de l'Institut de Médecine Légale de Szeged (Hongrie). Nos analyses, basées sur une méthode originale, nous ont amené à mettre en évidence les conclusions suivantes :

Premièrement, le protocole de mesure sur images numériques que nous avons établi est valide et ouvre de nouveaux axes de recherche dans différents domaines de l'anthropologie . Nous en proposons donc l'utilisation dans des études ultérieures.

Deuxièmement, nous avons observé qu'aucun des paramètres de détermination sexuelle proposés chez le fœtus (tout au moins ceux applicables à notre protocole) n'a confirmé les résultats précédemment publiés.

Troisièmement, les modèles de régression logistique et les analyses discriminantes que nous avons établies à partir des paramètres présentant des différences significatives selon le sexe n'ont pas donné de pourcentage de détermination supérieur à 66 %.

Quatrièmement, les modèles d'études tenant compte de l'âge ont permis d'obtenir pour les fœtus les plus jeunes (moins de 26 SA) un score de détermination sexuelle de l'ordre de 85 % et retiennent comme paramètre le grand angle (OPR) de l'échancrure sciatique.

Enfin, les résultats différents obtenus dans chacun des groupes d'âges prouvent que le score de détermination du sexe chez le fœtus apparaît comme un phénomène âge-dépendant, particulièrement pertinent pour les fœtus les plus jeunes.

Nous devons toutefois modérer les trois dernières conclusions, en raison de l'importance de certaines des erreurs observées. De plus, ces résultats devront être validés sur une autre population d'effectif plus important et testés sur un échantillon différent de celui qui a servi à établir les modèles de détermination. Rappelons que dans l'état actuel de la recherche, si le contexte d'étude et les coûts le permettent, les analyses biologiques moléculaires restent à privilégier pour la détermination du sexe foetal.

Dans la seconde partie de notre étude, nous avons étudié la détermination de l'âge foetal. Nous avons examiné 782 fœtus identifiés, issus d'avortements spontanés ou de morts *in utero* pour proposer une méthode d'estimation de l'âge dans diverses situations dépendantes de l'état de conservation des restes fœtaux. Ainsi, nous avons établi, puis validé, des formules applicables à des mesures radiographiques ou des mesures anatomiques directes après avoir établi pour chacun des os longs un facteur de correction radio-anatomique. Hormis les résultats d'études échographiques - non utilisables dans le cadre des expertises médico-légales ou des études anthropologiques - les corrélations directes entre âge et différents paramètres anthropométriques ou osseux sont rares ou ont fait l'objet d'une estimation préalable de la stature. Celle-ci entraîne deux approximations successives, augmentant inutilement la variabilité des estimations.

Dans notre étude, les estimations de l'âge sont directement basées sur les longueurs diaphysaires et confirment que la mesure de la longueur du fémur est le meilleur paramètre pour estimer l'âge d'un fœtus à partir d'un seul prédicteur. Elle permet d'estimer l'âge à $\pm 3,3$ semaines, quel que soit l'âge réel du fœtus. Nous avons proposé et validé une méthode radiologique de prise de mesure permettant de ne pas disséquer cet os et de préserver ainsi l'intégrité foetale.

Par ailleurs, nous avons démontré que l'utilisation de régressions multiparamétrées donnait une estimation sensiblement plus précise de l'âge foetal, celle combinant la longueur du fémur et les mesures morphométriques permet d'estimer l'âge à $\pm 3,1$ semaines. Chacune des équations établies a été testée sur un échantillon de validation n'ayant pas servi au calcul des régressions. Cette précaution importante n'avait jamais été considérée dans les études anthropologiques reportées dans la littérature.

L'approche multiparamétrique probabiliste Bayésienne a également été évaluée et donne des résultats plus précis mais moins fiables que ceux des équations de régression.

Nous avons comparé nos équations de régressions avec les formules classiquement utilisées en anthropologie et en médecine-légale et nous avons prouvé que ces dernières (anciennes et établies sur de petits effectifs) présentaient des différences systématiques avec la nôtre. De plus, elles ne donnent pas l'intervalle de confiance à 95 % de la prédiction, qui est à notre avis une précision indispensable.

Enfin, précisons que l'établissement du critère qualitatif autorisant la prise de mesure radiologique, les divers tests effectués et les corrélations radio-anatomiques établies nous permettront de poursuivre notre étude sur la base d'une méthode simple, fiable et validée. Nous enrichirons ainsi les effectifs de certaines classes d'âge afin d'améliorer l'adéquation des modèles de régression à la réalité de la distribution. D'autres modèles statistiques pourront alors être proposés de manière à améliorer la précision - sans toutefois diminuer la fiabilité - de l'estimation de l'âge fœtal.

BIBLIOGRAPHIE

Adalian P., Piercecchi-Marti M.D., Bourliere-Najean B., Panuel M., Fredouille C., Dutour O., Leonetti G. (2001) Postmortem assessment of fetal diaphyseal femoral length: validation of a radiographic methodology. *J Forensic Sci* 46:215-9.

Agusstsson T., Geirsson R.T., Mires G. (1997) Obstetric outcome of natural and assisted conception twin pregnancies is similar. *Acta Obstet Gynecol Scand* 76:45-9.

Alexander G.R., de Caunes F., Hulseley T.C., Tompkins M.E., Allen M. (1992) Ethnic variation in postnatal assessments of gestational age: a reappraisal. *Paediatr Perinat Epidemiol* 6:423-33.

Alonso K., Portman E. (1995) Fetal weights and measurements as determined by postmortem examination and their correlation with ultrasound examination [see comments]. *Arch Pathol Lab Med* 119:179-80.

Anderson G.D., Blidner I.N., McClemont S., Sinclair J.C. (1984) Determinants of size at birth in a Canadian population. *Am J Obstet Gynecol* 150:236-44.

Ayangade S.O., Okonofua F.E. (1986) Normal growth of the fetal biparietal diameter in an African population. *Int J Gynaecol Obstet* 24:35-42.

Bagnall K.M., Harris P.F., Jones P.R.M. (1982) A radiographic study of the longitudinal growth of primary ossification centers in limb long bones of the human fetus. *Anat Rec* 203:293-9.

Balthazard V., Dervieux X. (1921) Etudes anthropologique sur le foetus humain. *Ann Med Leg* 1:37-42.

Bareggi R., Grill V., Zwyer M., Sandrucci M.A., Martelli A.M., Narducci P., Forabosco A. (1996) On the assessment of the growth patterns in human fetal limbs: longitudinal measurements and allometric analysis. *Early Hum Develop* 45:11-25.

Bernstein I.M., Mohs G., Rucquoi M., Badger G.J. (1996) Case for hybrid "fetal growth curves": a population-based estimation of normal fetal size across gestational age. *J Matern Fetal Med* 5:124-7.

Bland J.M., Altman D.G. (1986a) Statistical methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement. *Lancet* 1:307-10.

Bland J.M., Altman D.G. (1996a) Measurement error. *Bmj* 313:744.

Bland J.M., Altman D.G. (1996b) Measurement error and correlation coefficients. *Bmj* 313:41-2.

Bland J.M., Altman D.G. (1996c) Measurement error proportional to the mean. *Bmj* 313:106.

Bland J.M., Altman D.G. (1999) Measuring agreement in method comparison studies. *Stat Methods Med Res* 8:135-60.

Bland J.M., Altman D.J. (1986b) Regression analysis. *Lancet* 1:908-9.

Bonds D.R., Mwape B., Kumar S., Gabbe S.G. (1984) Human fetal weight and placental weight growth curves. A mathematical analysis from a population at sea level. *Biol Neonate* 45:261-74.

Bossi A., Milani S. (1987) Italian standards for crown-heel length and head circumference at birth. *Ann Hum Biol* 14:321-35.

Boucher B.J. (1955) Sex differences in the fetal sciatic notch. *J For Med* 2:51-4.

Boucher B.J. (1957) Sex differences in the fetal pelvis. *Am J Phys Anthropol* 15:581-600.

Brons J.T., Van Geijn H.P., Bezemer P.D., Nauta J.P.J., Arts N.F.T. (1990) The fetal skeleton : ultrasonographic evaluation of the normal growth. *Eur J Obstet Gynaecol Reprod Biol* 34:21.

Bruzek J. (1992a) Fiabilité des fonctions discriminantes dans la détermination sexuelle de l'os coxal. Critique et propositions. *Bull Mem Soc Anthropol Paris* 4:67-104.

Bruzek J. (1992b) La diagnose sexuelle à partir du squelette : possibilités et limites. *Archéo Nil*:43-51.

Camacho F.F.J., Pellico L.G., Fernandez Valencia Rodriguez R. (1993) Osteometry of the human iliac crest : patterns of normality and its utility in sexing human remains. *J Forensic Sci* 38:779-87.

Campbell S., Newman G.B. (1971) Growth of the fetal biparietal diameter during normal pregnancy. *J Obstet Gynaecol Br Commonw* 78:513-9.

Chambers H.M., Knowles S., Staples A., Tamblyn M., Haan E.A. (1993) Anthropometric measurements in the second trimester fetus. *Early Hum Dev* 33:45-59.

Chang T.C., Robson S.C., Spencer J.A. (1993) Neonatal morphometric indices of fetal growth: analysis of observer variability. *Early Hum Dev* 35:37-43.

Chervenak F.A., Skupski D.W., Romero R., Myers M.K., Smith-Levitin M., Rosenwaks Z., Thaler H.T. (1998) How accurate is fetal biometry in the assessment of fetal age? *Am J Obstet Gynecol* 178:678-87.

Chitty L.S., Altman D.G., Henderson A., Campbell S. (1994) Charts of fetal size: 4. Femur length. *Br J Obstet Gynaecol* 101:132-5.

Clapp W.L., Abrahamson D.R. (1994) *Developmental and gross anatomy of the kidney*. In Tissher C.C. et Brenner B.M. (eds.): *Renal pathology with clinical and functional correlations*. Philadelphia.

Coleman W.H. (1969) Sex differences in the growth of the human bony pelvis. *Am J Phys Anthropol* 31:125-51.

Crequat J., Duyme M., Brodaty G. (2000) [Biometry 2000. Fetal growth charts by the French College of fetal ultrasonography and the Inserm U 155]. *Gynecol Obstet Fertil* 28:435-45.

Croft M.S., Desai G., Seed P.T., Pollard J.I., Perry M.E. (1999) Application of obstetric ultrasound to determine the most suitable parameters for the aging of formalin-fixed human fetuses using manual measurements. *Clin Anat* 12:84-93.

Cronk C.E. (1983) Fetal growth as measured by ultrasound. *Yearbook Phys Anthropol* 26:65-89.

De Onis M., Habicht J.P. (1996) Anthropometric reference data for international use: recommendations from a World Health Organization Expert Committee. *Am J Clin Nutr* 64:650-8.

Derobert L. (1974) *Traité de médecine légale*. Paris: Flammarion.

Deter R.L., Harrist R.B. (1992) Growth standards for anatomic measurements and growth rates derived from longitudinal studies of normal fetal growth. *J Clin Ultrasound* 20:381-8.

Deter R.L., Harrist R.B., Hadlock F.P., Carpenter R.J. (1981) The use of ultrasound in the assessment of normal fetal growth: a review. *J Clin Ultrasound* 9:481-93.

Dombrowski M.P., Wolfe H.M., Brans Y.W., Saleh A.A., Sokol R.J. (1992) Neonatal morphometry. Relation to obstetric, pediatric, and menstrual estimates of gestational age. *Am J Dis Child* 146:852-6.

Dorovisini-zis K., Dolman C.L. (1977) In Wigglesworth gestational development of human brain. *Arch Pathol Lab Med* 101:192-5.

Duday H., Laubenheimer F., Tillier A.-M. (1995) Sallèles d'Aude : nouveau-nés et nourrissons Gallo-romains. Paris: CNRS Editions.

Eliakis E., Durigon M., Derobert L. (1974) [Relationships of femoral lengths and body measurements in the fetus]. *Med Leg Dommage Corpor* 7:317-22.

Emery J.L., Mithel A. (1960) The number of alveoli in the terminal respiratory unit of man during late intrauterine life and childhood. *Arch Dis Child* 35:544-7.

Fazekas G., Kósa F. (1978) *Forensic fetal osteology*. Budapest: Akademiai kiado publishers.

Fees-Higgins A., Larroche J.C. (1987) *Development of the human brain : an anatomical atlas*. Paris: INSERM.

Fleiss J.L. (1986) *The design and analysis of clinical experiments*: John Wiley and sons.

Gaultier C.L. (1988) Physiologie et physiopathologie du développement et de la maturation du poumon antenatal. *Rev Mal Resp* 5:213-22.

Gélis J. (1983) *La mort du nouveau-né et l'amour des parents : quelques remarques à propos des pratiques de " répit "*. Paris.

Gélis J. (1984) *L'arbre et le fruit. La naissance dans l'Occident moderne (XVIe-XIXe siècles)*. Paris: Fayard.

Ginsberg N.A., Cadkin A., Strom C. (1997) Sex difference in crown-rump length in first-trimester twins. *J Reprod Med* 42:685-6.

Grumbach K., Coleman B.G., Arger P.H., Mintz M.C., Gabbe S.V., Mennuti M.T. (1986) Twin and singleton growth patterns compared using US. *Radiology* 158:237-41.

Guihard-Costa A.M. (1991) Vitesse de croissance fœtale : une nouvelle approche méthodologique. *C R Acad Sci* 312:403-5.

Guihard-Costa A.M. (1992) Reprise de la croissance chez le fœtus humain en fin de gestation. *C R Acad Sci* 314:263-6.

Guihard-Costa A.M. (1993a) Les variations des vitesses de croissance au cours de la vie fœtale. *Bull Mem SAP* 5:11-20.

Guihard-Costa A.-M. (1993b) *Modalités biométriques de la croissance fœtale. Rôles éventuels au cours de l'évolution humaine*, Paris, Thèse d'Université soutenue à Paris VII.

Guihard-Costa A.M., Droullé P. (1990) Croissance du diamètre bipariétal, du diamètre abdominal transverse, et de la longueur du fémur chez le fœtus. Influence du sexe. *Cah Anthropol Biom Hum* 8:49-69.

Guihard-Costa A.M., Droullé P., Thiebaugorges O., Hascoet J.M. (2000) A longitudinal study of fetal growth variability. *Biol Neonate* 78:8-12.

Guihard-Costa A.M., Larroche J.C. (1992) Growth velocity of some fetal parameters : II. Body weight, body length and head circumference. *Biol Neonate* 62:317-24.

Guihard-Costa A.M., Larroche J.C., Droulle P., Narcy F. (1995) Fetal Biometry. Growth charts for practical use in fetopathology and antenatal ultrasonography. Introduction. *Fetal Diagn Ther* 10:211-78.

Hadlock F.P., Deter R.L., Harrist R.B., Park S.K. (1983) Computer assisted analysis of fetal age in the third trimester using multiple fetal growth parameters. *JCU J Clin Ultrasound* 11:313-6.

Hadlock F.P., Harrist R.B., Deter R.L., Park S.K. (1982) Fetal femur length as a predictor of menstrual age: sonographically measured. *AJR Am J Roentgenol* 138:875-8.

Hadlock F.P., Harrist R.B., Shah Y.P., King D.E., Park S.K., Sharman R.S. (1987) Estimating fetal age using multiple parameters: a prospective evaluation in a racially mixed population. *Am J Obstet Gynecol* 156:955-7.

Hadlock F.P., Harrist R.B., Shah Y.P., Sharman R.S., Park S.K. (1990) Sonographic fetal growth standards. Are current data applicable to a racially mixed population? *J Ultrasound Med* 9:157-60.

Haines C.J., Langlois S.L., Jones W.R. (1986) Ultrasonic measurement of fetal femoral length in singleton and twin pregnancies. *Am J Obstet Gynecol* 155:838-41.

Halac J., Arias M.E., Numa R.Y., Halac E. (1982) Fetal growth rates in Argentina--a national collaborative study. Value of local intrauterine growth charts. *Clin Pediatr (Phila)* 21:342-7.

Hanushek E.A., Jackson J.E. (1977) *Statistical methods for social scientists*. London.

Hill L.M., Guzick D., Chenevey P., Boyles D., Nedzesky P. (1994) The sonographic assessment of twin growth discordancy. *Obstet Gynecol* 84:501-4.

Hill L.M., Guzick D., Hixson J., Peterson C.S., Rivello D.M. (1992) Composite assessment of gestational age: a comparison of institutionally derived and published regression equations [see comments]. *Am J Obstet Gynecol* 166:551-5.

Hohler C.W., Quetel T.A. (1982) Fetal femur length: equations for computer calculation of gestational age from ultrasound measurements. *Am J Obstet Gynecol* 143:479-81.

Holcomb S.M.C., Konigsberg L.W. (1995) Statistical study of sexual dimorphism in the human fetal sciatic notch. *Am J Phys Anthropol* 97:113-25.

Huxley A.K. (1998) Analysis of shrinkage in human fetal diaphyseal lengths from fresh to dry bone using Petersohn and Kohler's data. *J Forensic Sci* 43:423-6.

Huxley A.K., Jimenez S.B. (1996) Technical note: error in Olivier and Pineau's regression formulae for calculation of stature and lunar age from radial diaphyseal length in forensic fetal remains. *Am J Phys Anthropol* 100:435-7.

Iffenecker C., Doyon D., Cabanis E.A. (1998) *Nomenclature anatomique radiologique internationale*. Paris.

Iffy L., Chatterton R.T., Joakobovits A. (1973) The "high weight for dates" fetus. *Am J Obstet Gynecol* 115:238-247.

Jacquemyn Y., Sys S.U., Verdonk P. (2000) Fetal biometry in different ethnic groups. *Early Hum Dev* 57:1-13.

Jeanty P., Beck G.J., Chervenak F.A., Kremkau F.W., Hobbins J.C. (1985) A comparison of sector and linear array scanners for the measurement of the fetal femur. *J Ultrasound Med* 4:525-30.

Johnston F.E. (1969) Approaches to the study of developmental variability in human skeletal populations. *Am J Phys Anthropol* 31:335-41.

Jones K.L., Harrisson J.W., Smith D.W. (1978) Palpebral fissure size in newborn infants. *J Pediatr* 92:787.

Jordaan H.V. (1976) Fetal biparietal diameter and birth weight. An interpopulation comparison. *S Afr Med J* 50:1166-70.

Jordaan H.V. (1982) Fetal foot length. *S Afr Med J* 62:473-5.

Jovanovic S., Zivanovic S. (1965) The establishment of the sex by the great sciatic notch. *Acta Anat* 61:101-7.

Jovanovic S., Zivanovic S., Lotric N. (1968) The upper part of the great sciatic notch in sex determination of pathologically deformed hip bones. *Acta Anat* 69:229-38.

Kósa F. (1995) Sex determination of human fetuses and newborn from the dimensions of the pelvic bone. *Advances in Forensic Sciences* 7:104-11.

Kramer M.S. (1998) Socioeconomic determinants of intrauterine growth retardation. *Eur J Clin Nutr* 52 Suppl 1:S29-32; discussion S32-3.

Kuhns L.R., Poznanski A.K. (1980) Radiological assessment of maturity and size of the newborn infant. *CRC Crit Rev Diagn Imaging* 12:245-308.

Kuno A., Akiyama M., Yanagihara T., Hata T. (1999) Comparison of fetal growth in singleton, twin, and triplet pregnancies. *Hum Reprod* 14:1352-60.

Kurmanavicius J., Wright E.M., Royston P., Zimmermann R., Huch R., Huch A., Wisser J. (1999) Fetal ultrasound biometry: 2. Abdomen and femur length reference values. *Br J Obstet Gynaecol* 106:136-43.

Larroche J.C. (1977) *Developmental pathology of the neonate.*

Lessoway V.A., Schulzer M., Wittmann B.K., Gagnon F.A., Wilson R.D. (1998) Ultrasound fetal biometry charts for a North American Caucasian population. *J Clin Ultrasound* 26:433-53.

- Levi S.** (1973) [Estimation of fetal age. Comparative study of methods]. *J Gynecol Obstet Biol Reprod (Paris)* 2:303-22.
- Mahieu E.** (1984-1985) Foetus et nouveau-nés préhistoriques. Etudes et problèmes d'interprétation. *Bull Musée Anthropol Préhist Monaco* 28:137-54.
- Majo T.** (1992) Ontogénèse de l'os coxal et détermination sexuelle : l'importance de l'ilium. *Bull Mem Soc Anthropol Paris* 4:53-65.
- Majo T., Tillier A.M., Bruzek J.** (1993) Test des fonctions discriminantes de Schutkowski impliquant l'ilium pour la détermination du sexe dans des séries d'enfants de sexe et d'âge connus. *Bull Mem Soc Anthropol Paris* 5:61-8.
- Majo T., Tillier A.M., Bruzek J.** (1994) Bis repetita placent. *Bull Mem Soc Anthropol Paris* 6:117-9.
- Mathai M., Thomas S., Peedicayil A., Regi A., Jasper P., Joseph R.** (1995) Growth pattern of the Indian fetus. *Int J Gynaecol Obstet* 48:21-4.
- Matsushita K., Shinoda K., Akiyoshi T., Watanabe H.** (1995) Multivariate analysis of limb long bone growth during the human prenatal period. *Tohoku J Exp Med* 176:109-20.
- Mercer B.M., Sklar S., Shariatmadar A., Gillieson M.S., D'Alton M.E.** (1987) Fetal foot length as a predictor of gestational age. *Am J Obstet Gynecol* 156:350-5.
- Milner L.L., Deter R.L., Hill R.M., Hegemier S., Hata T., Stefos T.** (1994) Prediction of neonatal crown-heel length in normal singletons, twins, and triplets using individualized growth assessment. *J Clin Ultrasound* 22:253-6.
- Nazario A.C., Tanaka C.I., Novo N.F.** (1993) Proximal humeral ossification center of the fetus: time of appearance and the sensitivity and specificity of this finding. *J Ultrasound Med* 12:513-5.

O'Brien G.D., Queenan J.T., Campbell S. (1981) Assessment of gestational age in the second trimester by real-time ultrasound measurement of the femur length. *Am J Obstet Gynecol* 139:540-5.

O'Brien W.F., Knuppel R.A., Scerbo J.C., Rattan P.K. (1986) Birth weight in twins: an analysis of discordancy and growth retardation. *Obstet Gynecol* 67:483-6.

Olivier G. (1974) Précisions sur la détermination de l'âge d'un fœtus d'après sa taille ou la longueur de ses diaphyses. *Med Leg Domm Corp* 7:297-9.

Olivier G., Pineau H. (1960) Nouvelle détermination de la taille foetale d'après les longueurs diaphysaires des os longs. *Ann Med Leg* 40:141-4.

Paimley T.H., Sceds A. (1970) Fetal skin permeability to isotopic water in early pregnancy. *Am J Obstet Gynecol* 108:128-31.

Palfrey A.J. (1974) Proceedings : the sciatic notch in male and female innominate bones. *J Anat* 118:382.

Pecorari D., Costa L., Barbone F. (1985) Practical application of the Bristol perinatal chart to Mediterranean populations. *Acta Paediatr Scand, Suppl* 319:80-3.

Piercecchi-Marti M.-D., Adalian P., Bourlière-Najean B., Gouvernet J., Maczel M., Dutour O., Leonetti G. (2002) Validation of a radiographic method to establish new fetal growth standards : radio-anatomical correlation. 47 2.

Pineau H. (1991) La croissance et ses lois. Publication de la thèse de H. Pineau (1965). *Cahiers d'Anthropologie et de Biométrie Humaine* IX:1-307.

Platt L.D., Medearis A.L., DeVore G.R., Horenstein J.M., Carlson D.E., Brar H.S. (1988) Fetal foot length: relationship to menstrual age and fetal measurements in the second trimester. *Obstet Gynecol* 71:526-31.

Potter S. (1997) *Pathology of the fetus and infant.*

Reece E.A., Gabrielli S., Degennaro N., Hobbins J.C. (1989) Dating through pregnancy: a measure of growing up. *Obstet Gynecol Surv* 44:544-55.

Reece E.A., Yarkoni S., Abdalla M., Gabrielli S., Holford T., O'Connor T.Z., Bargar M., Hobbins J.C. (1991) A prospective longitudinal study of growth in twin gestations compared with growth in singleton pregnancies. II. The fetal limbs. *J Ultrasound Med* 10:445-50.

Richman E.A., Michel M.E., Schulter-Ellis F.P., Corruccini R.S. (1979) Determination of sex by discriminant function analysis of postcranial skeletal measurements. *J For Sci* 24:159-67.

Robinson H.P., Fleming J.E.E. (1975) A critical evaluation of sonar "crown-rump length" measurements. *Br J Obstet and Gynaecol* 82:705.

Robinson H.P., Sweet E.M., Adam A.H. (1979) The accuracy of radiological estimates of gestational age using early fetal crown-rump length measurements by ultrasound as a basis for comparison. *Br J Obstet Gynaecol* 86:525-8.

Robinson J.S. (1979) Growth of the fetus. *Br Med Bull* 35:137-44.

Rodis J.F., Vintzileos A.M., Campbell W.A., Nochimson D.J. (1990) Intrauterine fetal growth in discordant twin gestations. *J Ultrasound Med* 9:443-8.

Rodriguez J.I., Palacios J., Rodriguez S. (1992) Transverse bone growth and cortical bone mass in the human prenatal period. *Biol Neonate* 62:23-31.

Royston P., Wright E.M. (1998) How to construct 'normal ranges' for fetal variables. *Ultrasound Obstet Gynecol* 11:30-8.

Ruvolo K.A., Filly R.A., Callen P.W. (1987) Evaluation of fetal femur length for prediction of gestational age in a racially mixed obstetric population. *J Ultrasound Med* 6:417-9.

Sabbagha R.E., Barton B.A., Barton F.B., Kingas E., Turner J.H. (1976a) Sonar biparietal diameter. II. Predictive of three fetal growth patterns leading to a closer assessment of gestational age and neonatal weight. *Am J Obstet Gynecol* 126:485-90.

Sabbagha R.E., Barton F.B., Barton B.A. (1976b) Sonar biparietal diameter. I. Analysis of percentile growth differences in two normal populations using same methodology. *Am J Obstet Gynecol* 126:479-84.

Sanders M.C., James A.E. (1985) *The principles and practice of ultrasonography in Obstetrics and gynecology*. Norwalks.

Schats R., Van Os H.C., Jansen C.A., Wladimiroff J.W. (1991) The crown-rump length in early human pregnancy: a reappraisal [see comments]. *Br J Obstet Gynaecol* 98:460-2.

Scheuer J.L., Black S. (2000) *Developmental juvenile osteology*. London: Academic press.

Scheuer J.L., Musgrave J.H., Evans S.P. (1980) The estimation of late fetal and perinatal age from limb bones length by linear and logarithmic regressions. *Ann Hum Biol* 7:257-65.

Schulter-Ellis F.P., Hayek L.C., Schmidt D.J. (1985) Determination of sex with a discriminant analysis of new pelvic bone measurements : part II. *Journal of Forensic Sciences, JFSCA* 30:178-85.

Schulter-Ellis F.P., Schmidt D.J., Hayek L.A., Craig J. (1983) Determination of sex with a discriminant analysis of new pelvic bone measurements : part I. *Journal of Forensic Sciences, JFSCA* 28:169-80.

Schutkovski H. (1987) Sex determination of fetal and neonate skeletons by means of discriminant analysis. *Int. J. Anthropol.* 2:347-52.

Schutkovski H. (1994) Once more : direct application of discriminant functions. Comment on T. Majo, A.-M Tillier and J. Bruzek. *Bull Mem Soc Anthropol Paris* 6:113-5.

Schutkowski H. (1993) Sex determination of infant and juvenile skeletons : I. Morphognostic features. *Am J Phys Anthropol* 90:199-205.

Séguy I. (1997) *Aspects religieux et profanes dans le traitement funéraires réservé au nouveau-né au Moyen âge et à l'Epoque moderne.* 7e Journées anthropologiques " L'enfant, son corps, son histoire ", pp. 97-113.

Séguy I., Tzortzis S., Adalian P., Fiers E., Devriendt W., Ardagna Y., Piercecchi-Marti M.-D., Lalys L., Pogneaux N., Leonetti G., Dutour O., Signoli M. (soumis) Découverte d'inhumations de périnataux (Chapelle Saint-Jean, L'Argentière-la-Bessée, Hautes-Alpes). *Bull Mem Soc Anthropol Paris*.

Selbing A., Fjallbrant B. (1984) Accuracy of conceptual age estimation from fetal crown-rump length. *JCU J Clin Ultrasound* 12:343-6.

Sellier P., M. T.A., Bruzek J. (1997) A la recherche d'une référence pour l'estimation de l'âge des foetus, nouveau-nés et nourrissons des populations archéologiques européennes. *Anthropologie et Préhistoire* 108:75-87.

Sherer D.M., Divon M.Y. (1997) Fetal growth in multifetal gestation. *Clin Obstet Gynecol* 40:764-70.

Sherwood R.J., Meindl R.S., Robinson H.B., May R.L. (2000) Fetal age : methods of estimation and effects of pathology. *Am J Phys Anthropol* 113:305-15.

Signoli M., Dutour O. (1995) Biométrie de l'os tympanal. Mise au point et évaluation de nouvelles mesures. *Préhistoire Anthropologie Méditerranéennes* 4:71-7.

Simon N.V., Deter R.L., Hassinger K.K., Levisky J.S., Stefos T., Shearer D.M. (1989) Evaluation of fetal growth by ultrasonography in twin pregnancy: a comparison

between individual and cross-sectional growth curve standards. *JCU J Clin Ultrasound* 17:633-40.

Sing S., Potturi B.J. (1978a) Greater sciatic notch in sex determination. *J Anat* 125:619-24.

Sing S., Potturi B.R. (1978b) Greater sciatic notch in sex determination. *J Anat* 125:619-24.

Singer D.B., Sung C.J., Wigglesworth J.S. (1991) *Fetal growth and maturation with standards for body and organ development*. In Scientific, B (ed.): Textbook of fetal and perinatal pathology. Cambridge.

Streeter G.L. (1920) Weight, sitting height, head size, foot length and menstrual age of the human embryo. *Contrib Embryo Carnegie Inst* 11:143.

Struzziero E., Corbo M., Delli Veneri G., Recce R., Ardovino I. (1984) [Fetal long bones. The problem of their correct visualization and echographic biometry]. *Minerva Ginecol* 36:339-41.

Sundick R.I. (1977) Age and sex determination in subadult skeletons. *J For Sci* 22:141-4.

Sussmann M., Curie P., Dreyfus M., Renaud R. (1985) [The value of current echographic parameters in fetal biometry]. *Rev Fr Gynecol Obstet* 80:415-22.

Thomas J.G., Jeanty P., Peters R.A.d., Parrish E.A., Jr. (1991) Automatic measurements of fetal long bones. A feasibility study. *J Ultrasound Med* 10:381-5.

Tillier A.-M., Duday H. (1990) Les enfants morts en période périnatale. *Bull Mem Soc Anthropol Paris* 2:89-98.

Trotter M., Peterson R.R. (1969) Weight of bone during the fetal period. *Growth* 33:167-84.

Tzortzis S., Pogneaux N., Julien M., Ardagna Y., Adalian P., Lalys L., Devriendt W., Rigeade C., Signoli M., Dutour O. (2001) *Les inhumations de la chapelle St Jean (l'Argentière-la-Bessée, Hautes-Alpes)*.

Ubelaker D.H. (1998) *Human skeletal remains*. Washington: Smithsonian Institution.

Usher R., McLean F. (1969) Intrauterine growth of live-born Caucasian infants at sea level: standards obtained from measurements in 7 dimensions of infants born between 25 and 44 weeks of gestation. *J Pediatr* 74:901-10.

van der Harten H.J., Brons J.T., Schipper N.W., Dijkstra P.F., Meijer C.J., van Geijn H.P. (1990) The prenatal development of the normal human skeleton: a combined ultrasonographic and post-mortem radiographic study. *Pediatr Radiol* 21:52-6.

Warren M.W. (2000) Radiographic determination of developmental age in fetuses and stillborns. *J Forensic Sci* 44:708-12.

Weaver D.S. (1980) Sex differences in the ilia of known sex and age sample of fetal and infant skeletons. *Am J Phys Anthropol* 52:191-5.

Weinraub Z., Schneider D., Langer R., Brown M., Caspi E. (1979) Ultrasonographic measurement of fetal growth parameters for estimation of gestational age and fetal weight. *Isr J Med Sci* 15:829-32.

Xu B., Deter R.L., Milner L.L., Hill R.M. (1995) Evaluation of twin growth status at birth using individualized growth assessment: comparison with conventional methods. *J Clin Ultrasound* 23:277-86.

Yeh M.N., Bracero L., Reilly K.B., Murtha L., Aboulafia M., Barron B.A. (1982) Ultrasonic measurement of the femur length as an index of fetal gestational age. *Am J Obstet Gynecol* 144:519-22.

Yeo G.S., Chan W.B., Lun K.C., Lai F.M. (1994) Racial differences in fetal morphometry in Singapore. *Ann Acad Med Singapore* 23:371-6.

Zador I.E., Hertz R.H., Sokol R.J., Hirsch V.J. (1980) Sources of error in the estimation of fetal gestational age. *Am J Obstet Gynecol* 138:344-5.

Zador I.E., Sokol R.J., Chik L. (1988) Interobserver variability. A source of error in obstetric ultrasound. *J Ultrasound Med* 7:245-9.

ANNEXES

DETERMINATION

du SEXE

Test t de Student pour échantillons appariés : Recherche de différences significatives en fonction de la latéralité des mesures.

		Différences appariées			t	ddl	Sig. (bilat.)
		Moyenne	Ecart-type	Erreur standard moyenne			
Paire 1	Distance AB du côté droit - Distance AB du côté gauche	-,1719	,7301	8,014E-02	-2,145	82	,035
Paire 2	Distance CD du côté droit - Distance CD du côté gauche	-,2031	,6122	6,719E-02	-3,022	82	,003
Paire 3	Distance AC du côté droit - Distance AC du côté gauche	-,1332	,9206	,1010	-1,318	82	,191
Paire 4	Distance CB du côté droit - Distance CB du côté gauche	-,3005	,7749	8,505E-02	-3,534	82	,001
Paire 5	Distance EF du côté droit - Distance EF du côté gauche	-9,86E-02	,6120	6,718E-02	-1,468	82	,146
Paire 6	Distance AE du côté droit - Distance AE du côté gauche	-,3938	,5241	5,752E-02	-6,845	82	,000
Paire 7	Distance BE du côté droit - Distance BE du côté gauche	-,2332	,5447	5,979E-02	-3,901	82	,000
Paire 8	Distance RO du côté droit - Distance RO du côté gauche	-,2213	,9230	,1013	-2,184	82	,032
Paire 9	Distance PQ du côté droit - Distance PQ du côté gauche	-,2021	,3483	3,823E-02	-5,288	82	,000
Paire 10	Distance PR du côté droit - Distance PR du côté gauche	-,1154	,9649	,1059	-1,090	82	,279
Paire 11	Distance PO du côté droit - Distance PO du côté gauche	-,3252	,6014	6,602E-02	-4,926	82	,000
Paire 12	Distance OQ du côté droit - Distance OQ du côté gauche	-,1629	,6036	6,626E-02	-2,459	82	,016
Paire 13	Distance GH du côté droit - Distance GH du côté gauche	9,322E-03	,1688	1,750E-02	,533	92	,596
Paire 14	Angle ACD du côté droit - Angle ACD du côté gauche	,8921	3,384	,3714	2,402	82	,019
Paire 15	Angle AEF du côté droit - Angle AEF du côté gauche	-,6398	2,761	,3030	-2,111	82	,038
Paire 16	Angle BCD du côté droit - Angle BCD du côté gauche	,2200	3,777	,4146	,531	82	,597
Paire 17	Angle BEF du côté droit - Angle BEF du côté gauche	-4,17E-02	2,404	,2638	-,158	82	,875
Paire 18	Angle OPQ du côté droit - Angle OPQ du côté gauche	1,4058	4,516	,4957	2,836	82	,006

Test t de Student pour échantillons appariés : Recherche de différences significatives en fonction de la latéralité des mesures.

		Différences appariées			t	ddl	Sig. (bilat.)
		Moyenne	Ecart-type	Erreur standard moyenne			
Paire 19	Angle RPQ du coté droit - Angle RPQ du coté gauche	3,4518	6,302	,6917	4,990	82	,000
Paire 20	Angle OPR du coté droit - Angle OPR du coté gauche	4,8576	8,654	,9499	5,114	82	,000
Paire 21	Index RO / PQ du coté droit - Index RO / PQ du coté gauche	,4615	,7773	8,532E-02	5,409	82	,000
Paire 22	Index CD / AB du coté droit - Index CD / AB du coté gauche	-8,58E-03	,0366	4,016E-03	-2,137	82	,036
Paire 23	Index EF / AB du coté droit - Index EF / AB du coté gauche	-4,42E-03	,0372	4,081E-03	-1,084	82	,282
Paire 24	Index PQ / AB du coté droit - Index PQ / AB du coté gauche	-8,94E-03	,0159	1,757E-03	-5,088	81	,000
Paire 25	Index RO / AB du coté droit - Index RO / AB du coté gauche	-7,48E-03	,0455	5,026E-03	-1,488	81	,141
Paire 26	Index AB / GH du coté droit - Index AB / GH du coté gauche	-8,88E-03	,0369	4,047E-03	-2,193	82	,031
Paire 27	Aire de l'ilion droit en mm - Aire de l'ilion gauche en mm	4,5416	8,816	1,5347	2,959	32	,006
Paire 28	Aire moyenne de la surface auriculaire droite en mm - Aire moyenne de la surface auriculaire gauche en mm	,3360	4,094	,7238	,464	31	,646
Paire 29	périmètre de l'ilion droit en mm - périmètre de l'ilion gauche en mm	,6230	1,388	,2454	2,539	31	,016
Paire 30	périmètre moyen de la surface auriculaire droite en mm - périmètre moyen de la surface auriculaire gauche en mm	4,808E-03	1,422	,2554	,019	30	,985
Paire 31	Aire échancrure droite en mm - Aire échancrure gauche en mm	,2069	,9647	,1679	1,232	32	,227
Paire 32	Périmètre échancrure droite en mm - Périmètre échancrure gauche en mm	-,2950	2,583	,4496	-,656	32	,516
Paire 33	Index aire ilion / aire surface auriculaire à droite - Index aire ilion / aire surface auriculaire à gauche	3,048E-02	,4356	7,701E-02	,396	31	,695
Paire 34	Index aire ilion / aire échancrure ischiatique à droite - Index aire ilion / aire échancrure ischiatique à gauche	-,3685	5,223	,9092	-,405	32	,688

Test t de Student pour échantillons appariés : Recherche de différences significatives en fonction de la latéralité des mesures.

		Différences appariées			t	ddl	Sig. (bilat.)
		Moyenne	Ecart- type	Erreur standard moyenne			
Paire 35	Index périmètre ilion / périmètre surface auriculaire à droite - Index périmètre ilion / périmètre surface auriculaire à gauche	2,199E-02	,1245	2,237E-02	,983	30	,333
Paire 36	Index périmètre ilion / périmètre échancrure ischiatique à droite - Index périmètre ilion / périmètre échancrure ischiatique à gauche	9,533E-02	,5491	9,558E-02	,997	32	,326

DIAGRAMMES DE DISPERSION SELON LE SEXE ET L'AGE

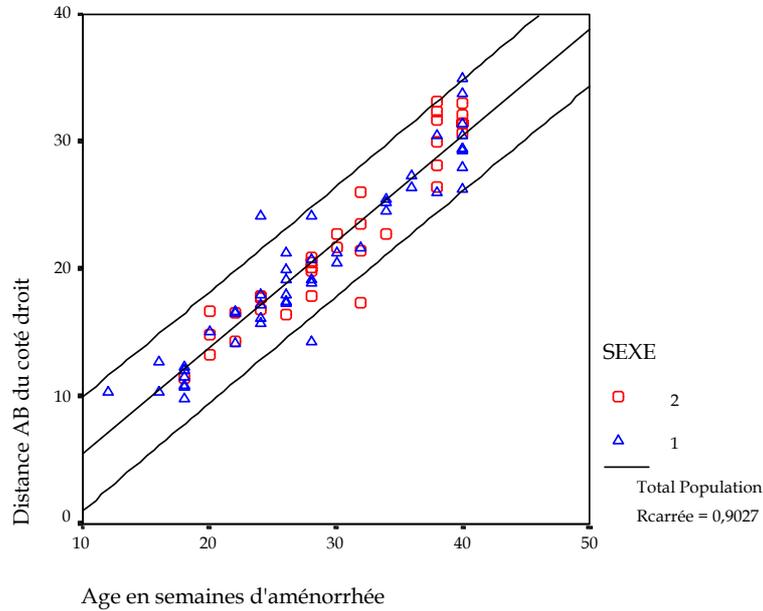


Figure 1: Distance AB du côté droit en fonction de l'âge en semaines d'aménorrhée. 1 représente les foetus masculins et 2 les foetus féminins.

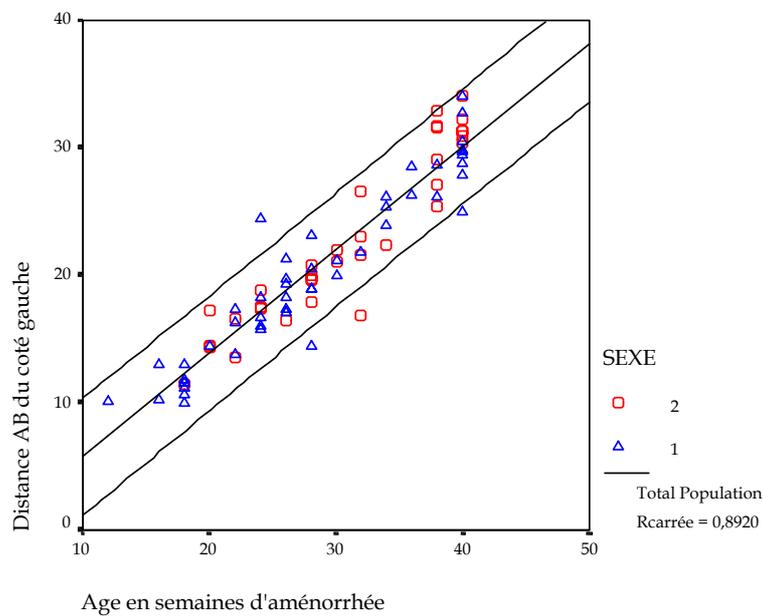


Figure 2: Distance AB du côté gauche en fonction de l'âge en semaines d'aménorrhée. 1 représente les foetus masculins et 2 les foetus féminins.

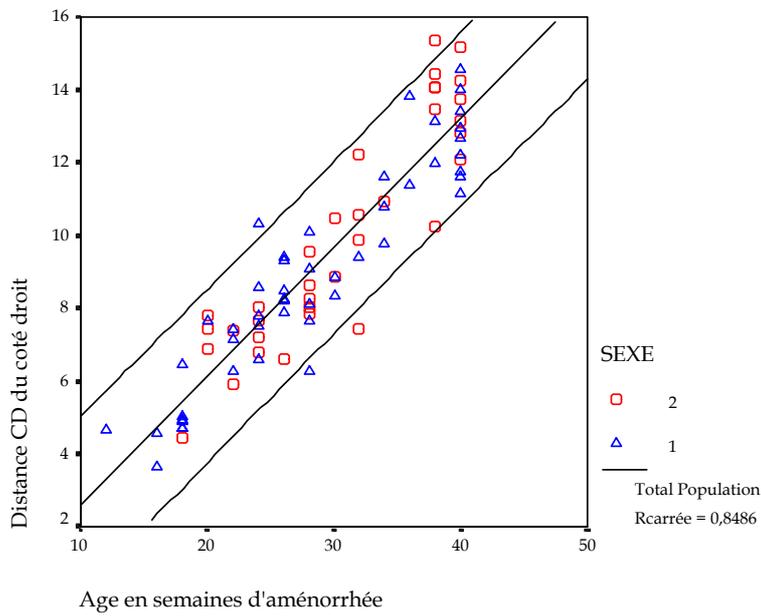


Figure 3: Distance CD du côté droit en fonction de l'âge en semaines d'aménorrhée. 1 représente les foetus masculins et 2 les foetus féminins.

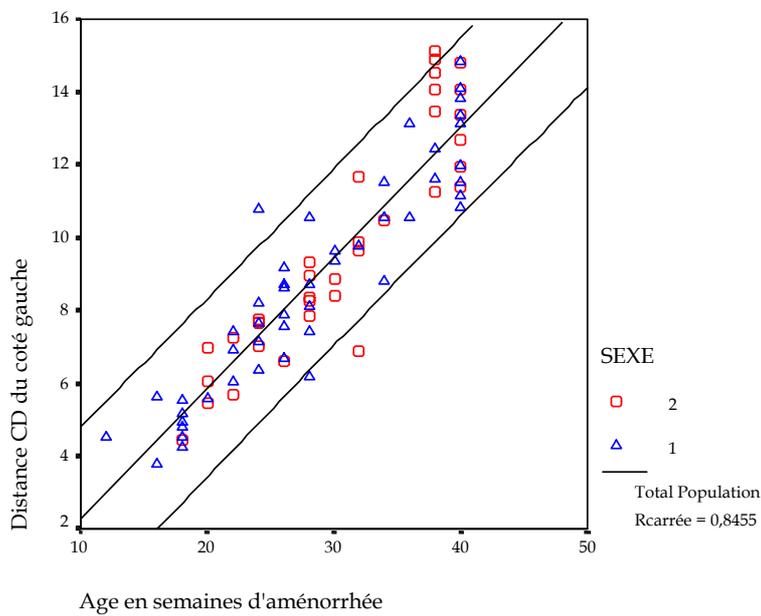


Figure 4: Distance CD du côté gauche en fonction de l'âge en semaines d'aménorrhée. 1 représente les foetus masculins et 2 les foetus féminins.

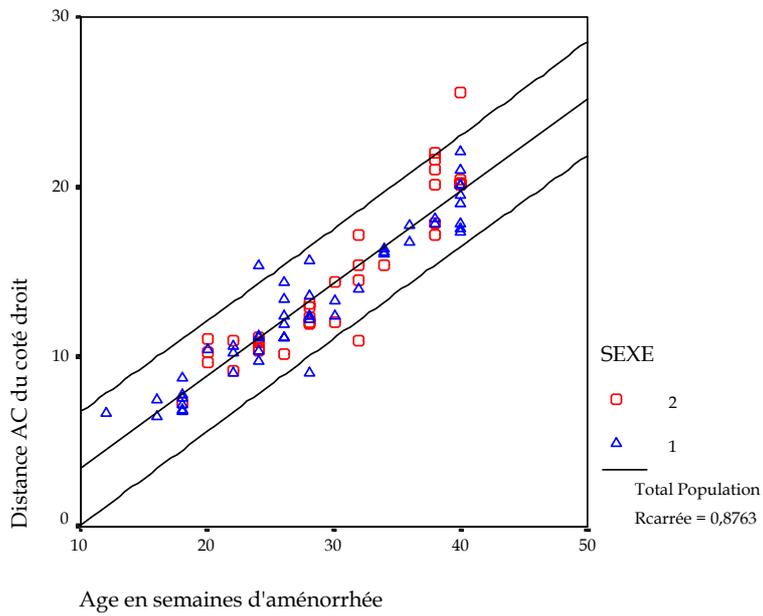


Figure 4: Distance AC du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les foetus masculins et 2 les foetus féminins.

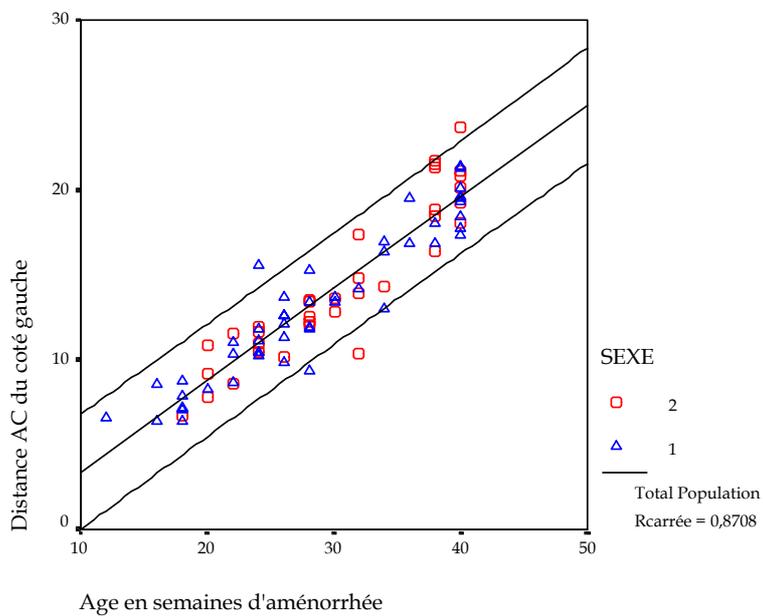


Figure 5: Distance AC du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les foetus masculins et 2 les foetus féminins.

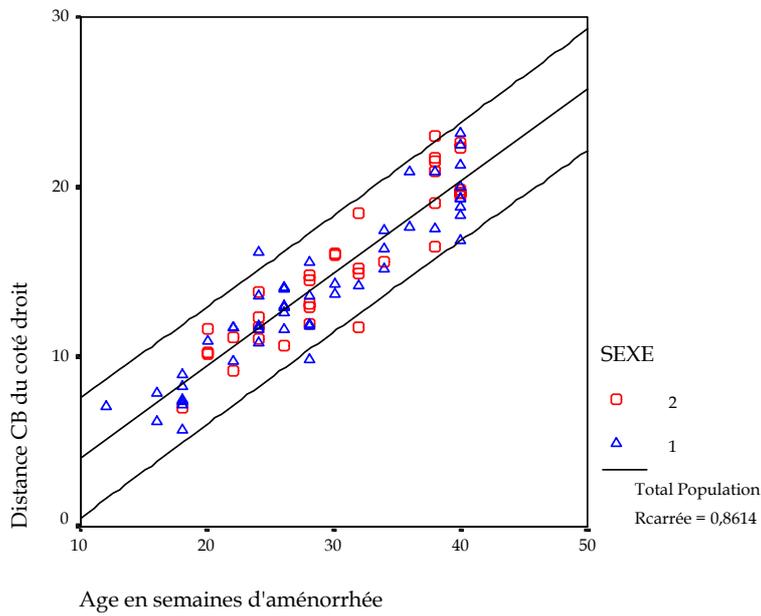


Figure 6: Distance CB en fonction du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les foetus masculins et 2 les foetus féminins.

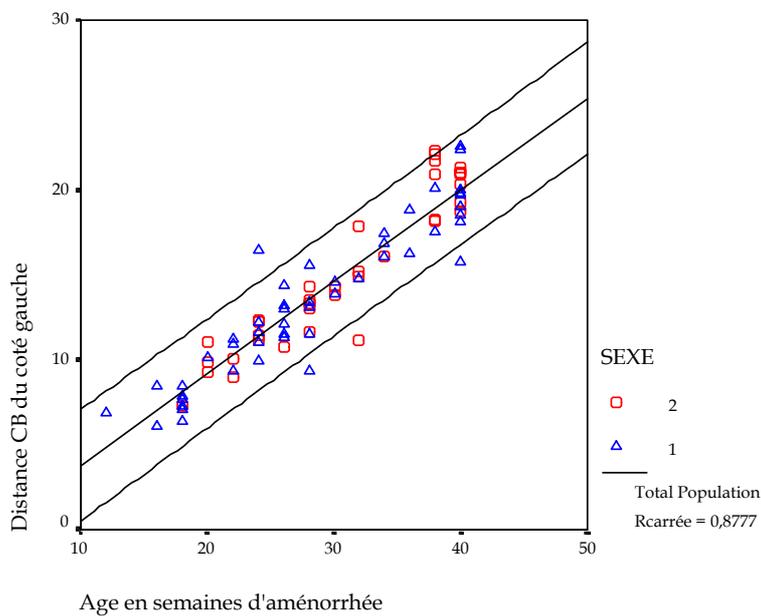


Figure 7: Distance CB du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les foetus masculins et 2 les foetus féminins.

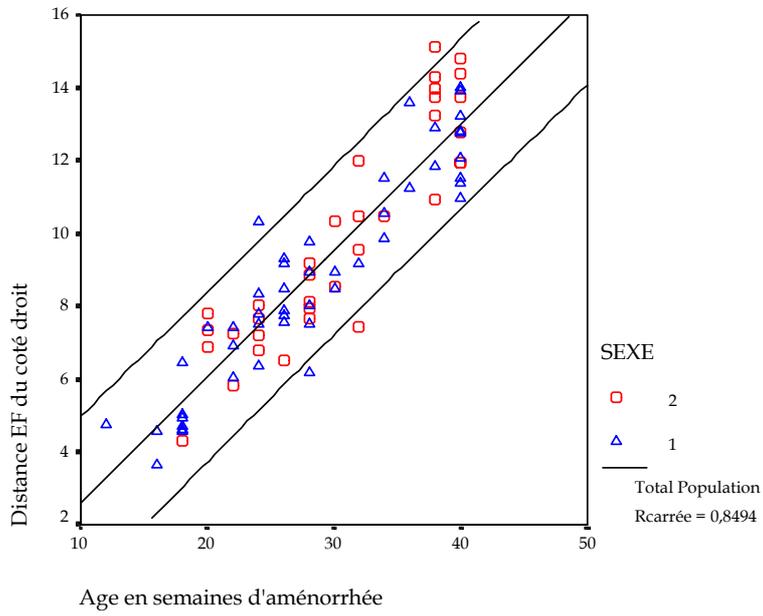


Figure 8: Distance EF du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

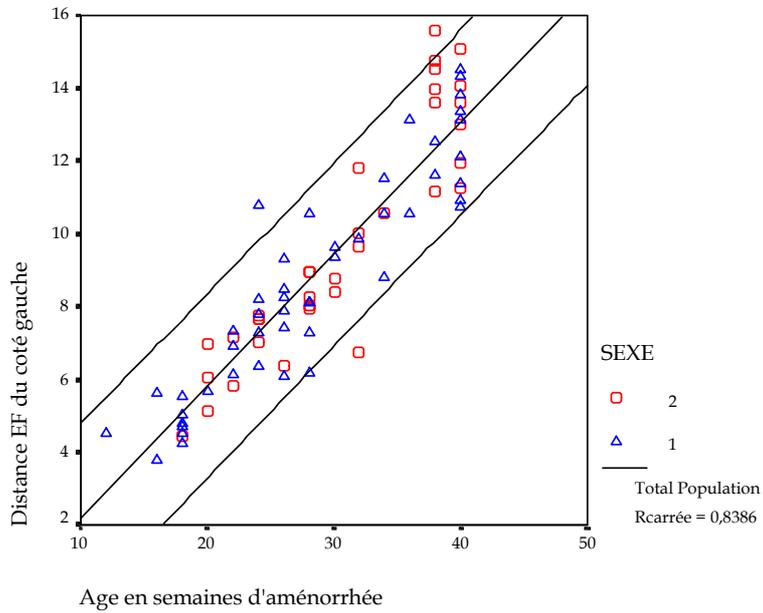


Figure 9: Distance EF du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

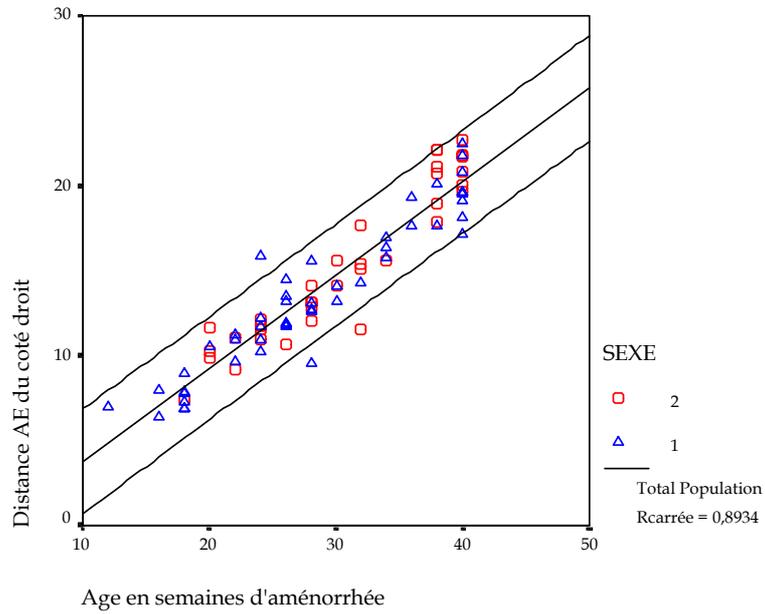


Figure 10: Distance AE du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

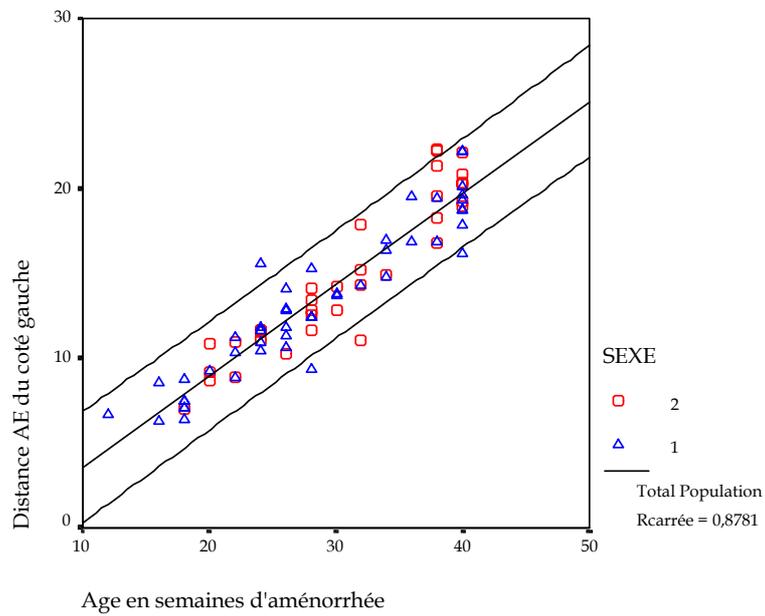


Figure 11: Distance AE du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

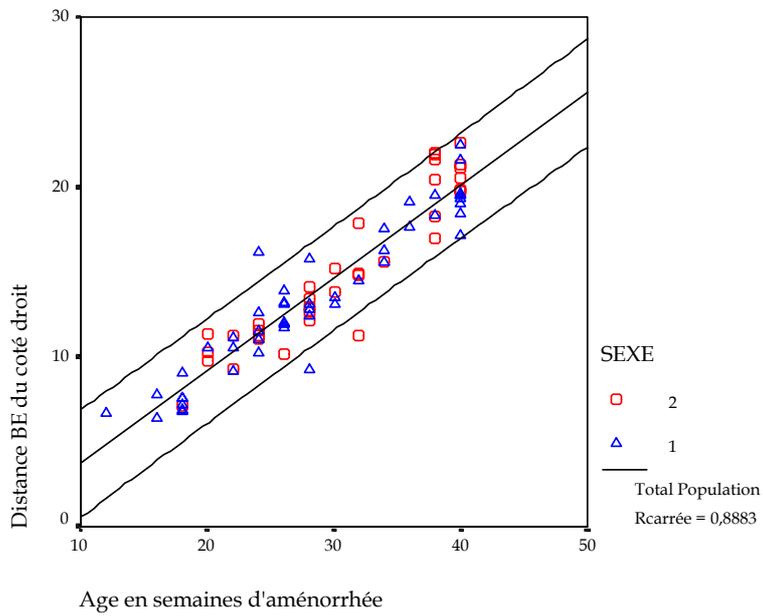


Figure 12: Distance BE du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

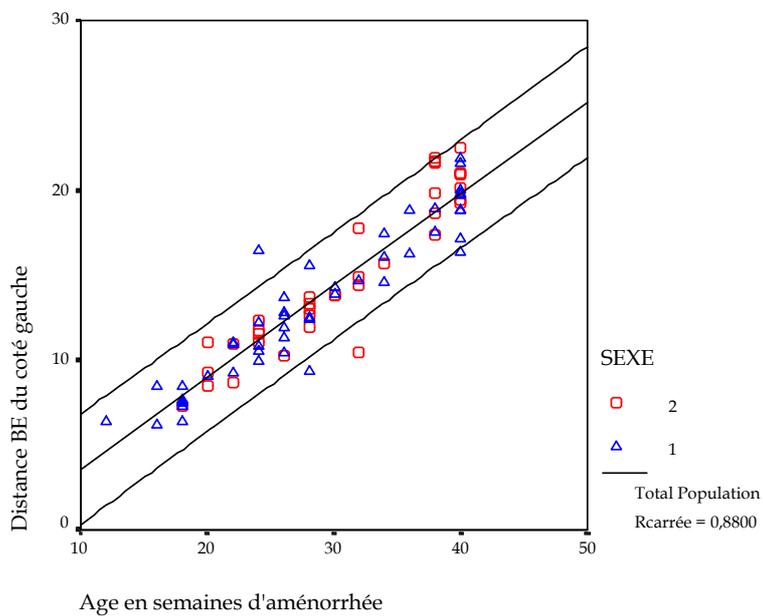


Figure 13: Distance BE du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

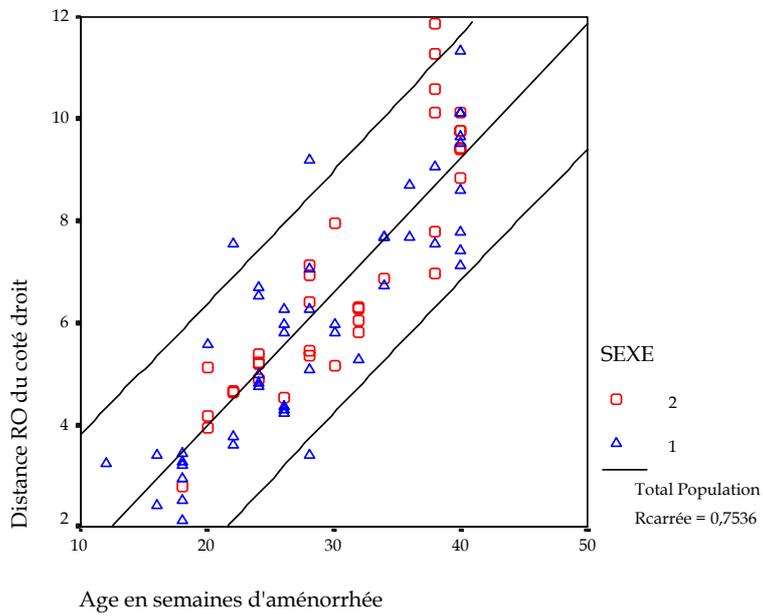


Figure 14: Distance RO du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

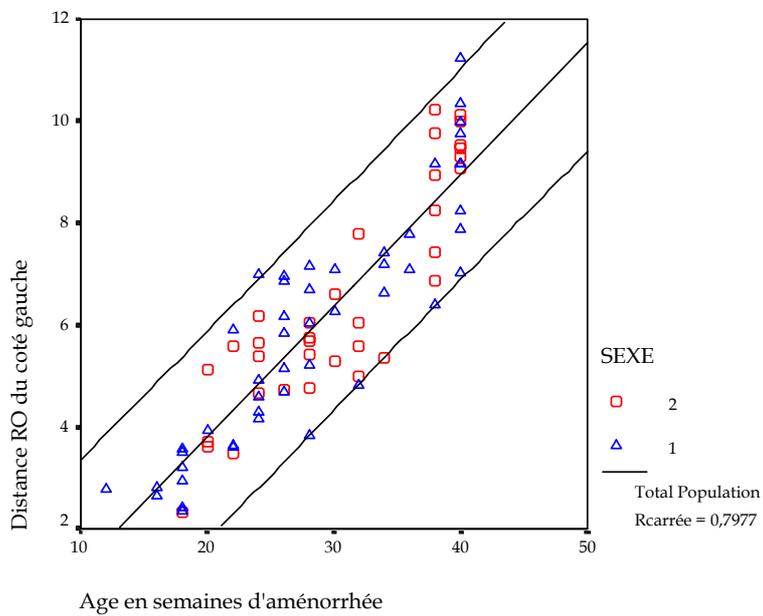


Figure 15: Distance RO du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

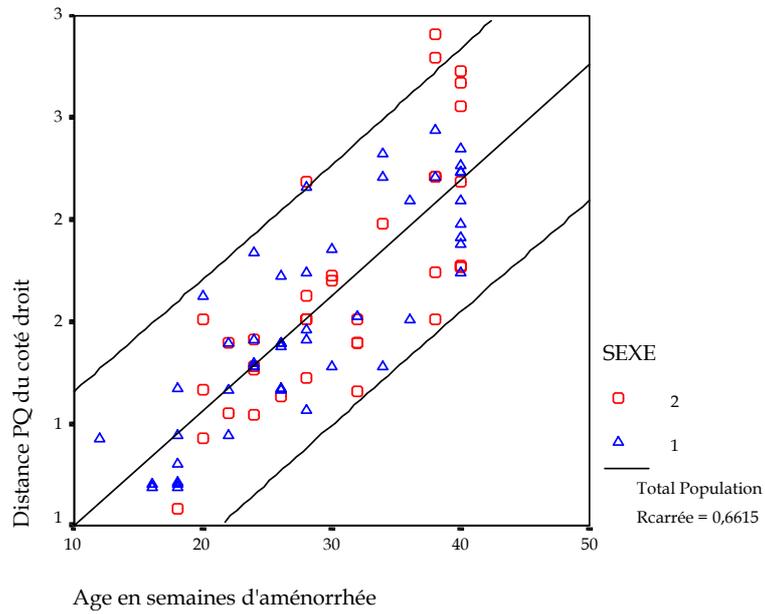


Figure 16: Distance PQ du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

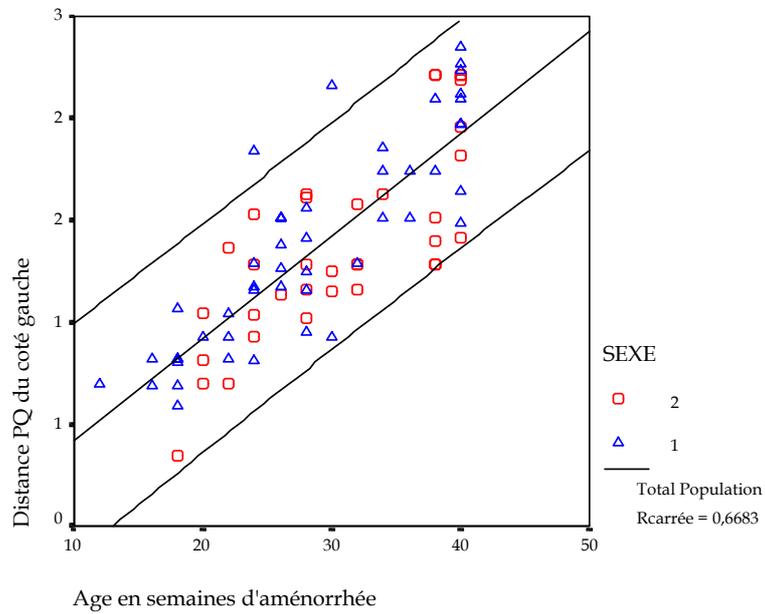


Figure 17: Distance PQ du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

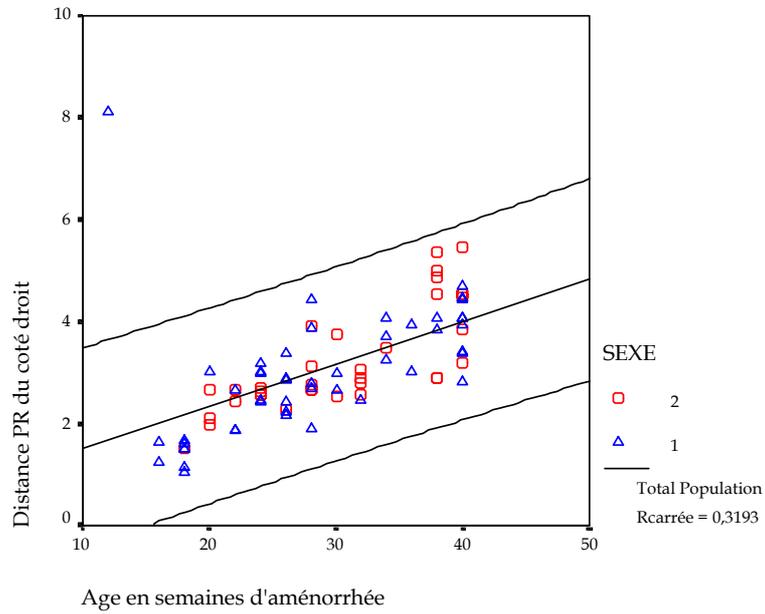


Figure 18: Distance PR du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

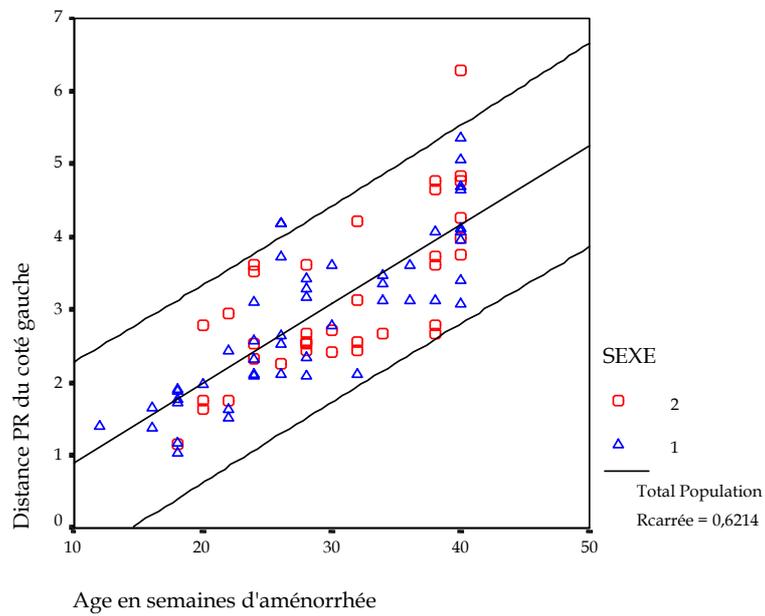


Figure 19: Distance PR du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

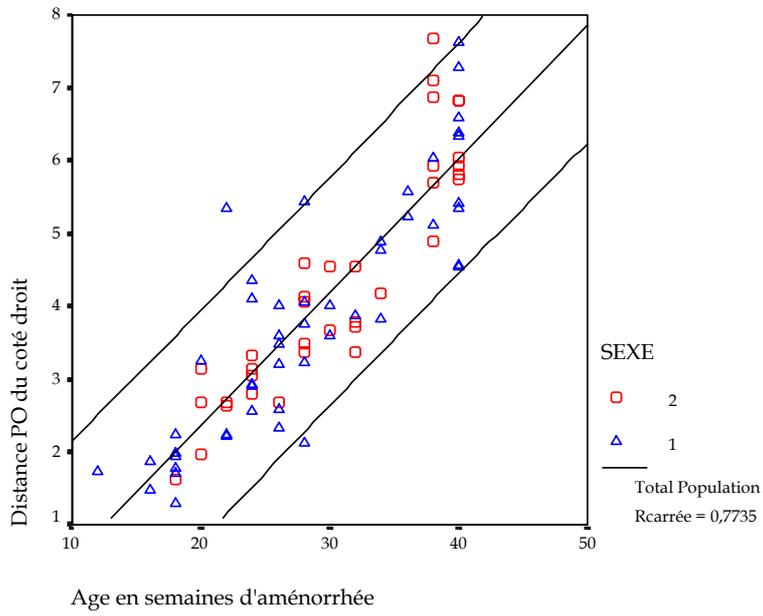


Figure 20: Distance PO du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

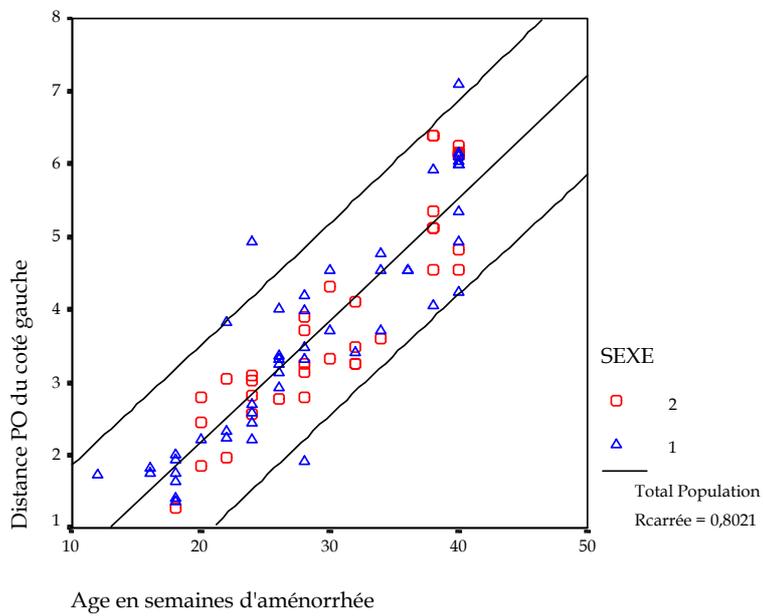


Figure 21: Distance PO du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

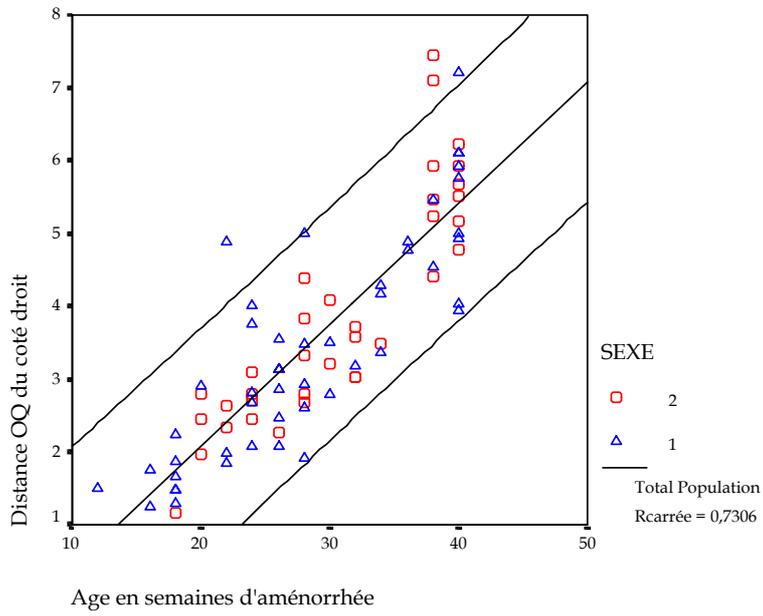


Figure 22: Distance OQ du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

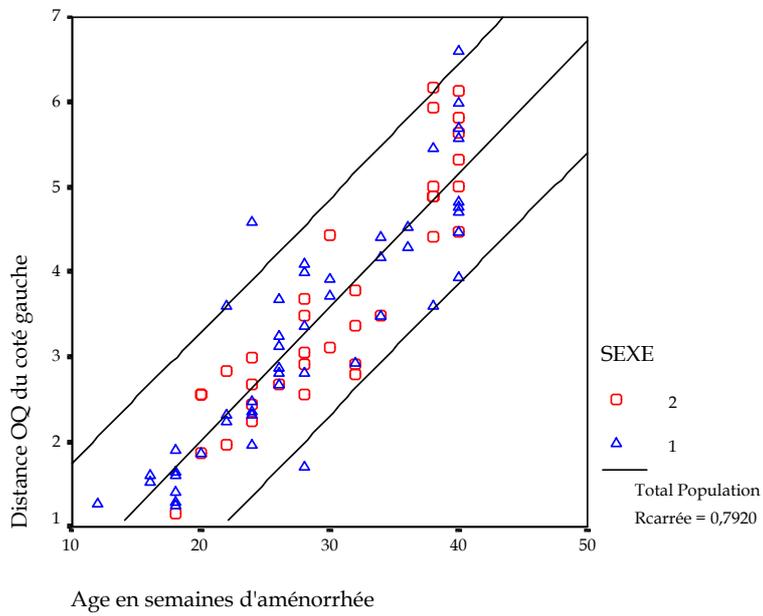


Figure 23: Distance OQ du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

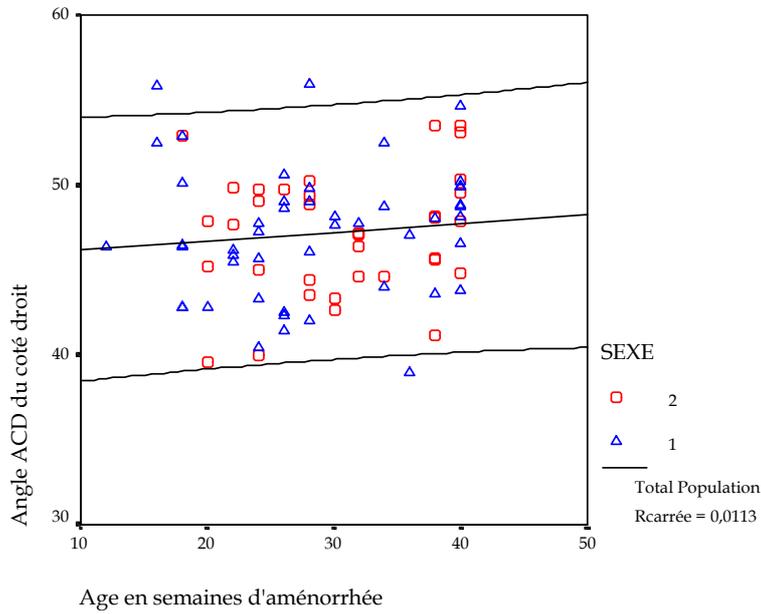


Figure 24: Angle ACD du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

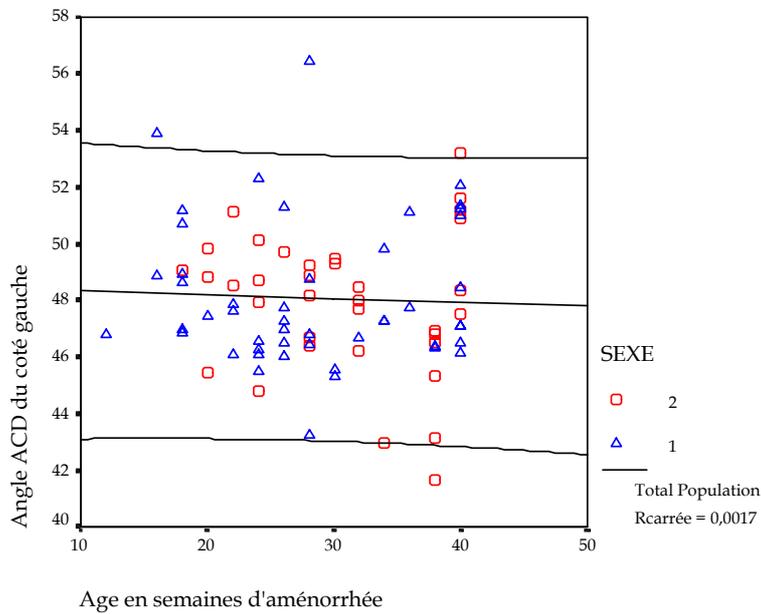


Figure 25: Angle ACD du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

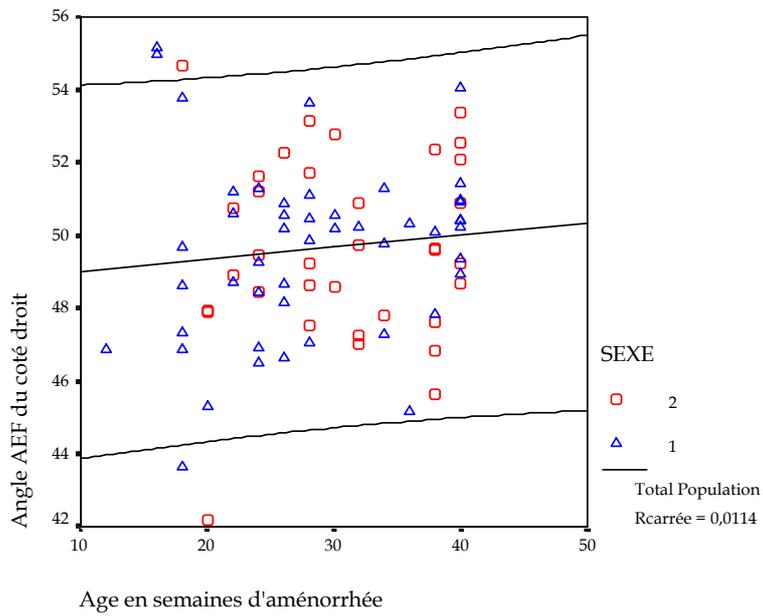


Figure 26: Angle AEF du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

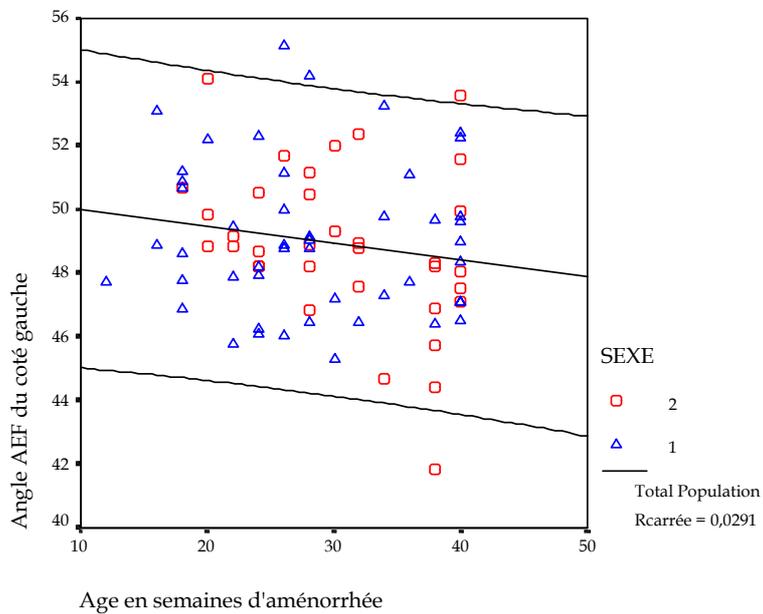


Figure 27: Angle AEF du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

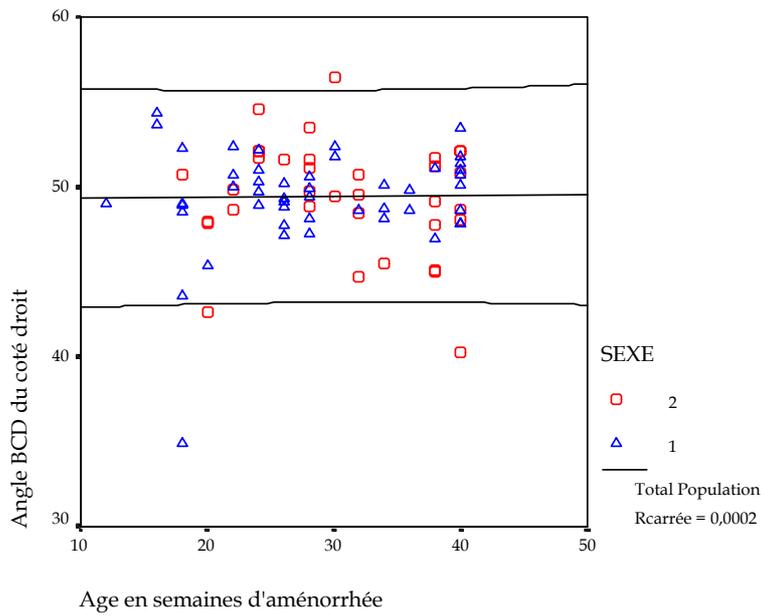


Figure 28: Angle BCD du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

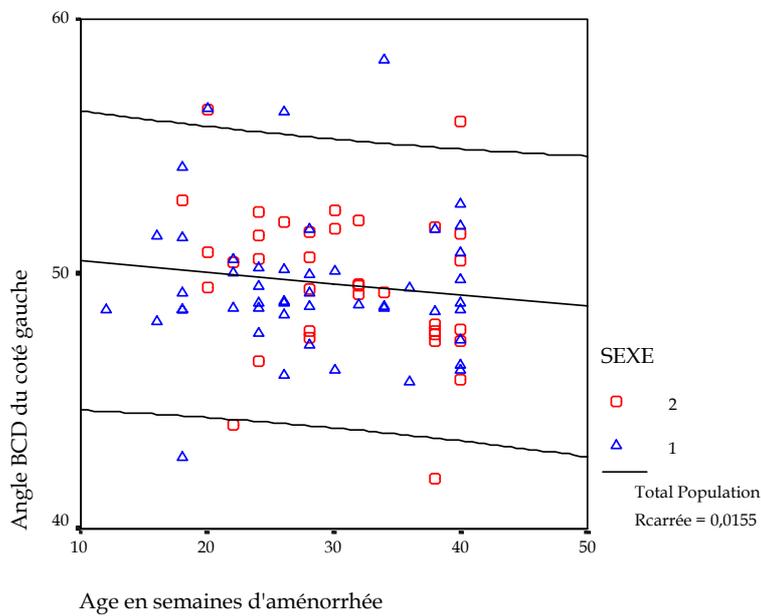


Figure 29: Angle BCD du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

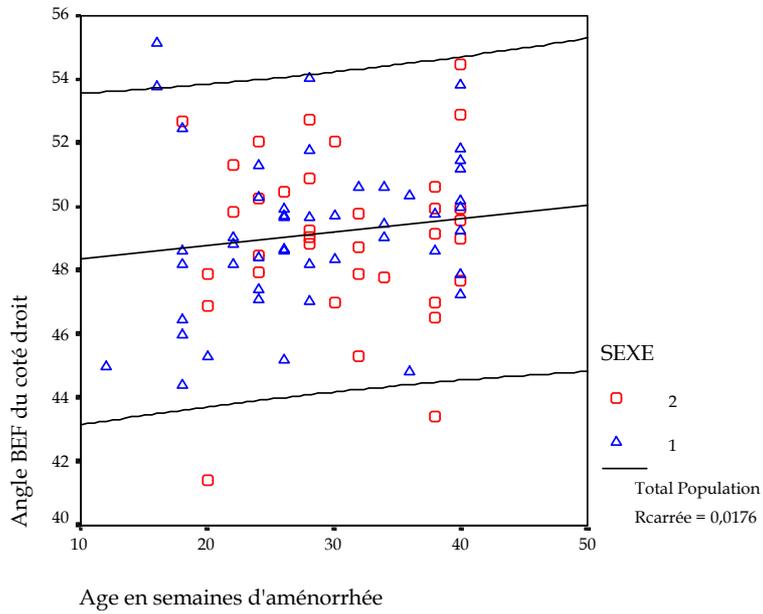


Figure 30: Angle BEF du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

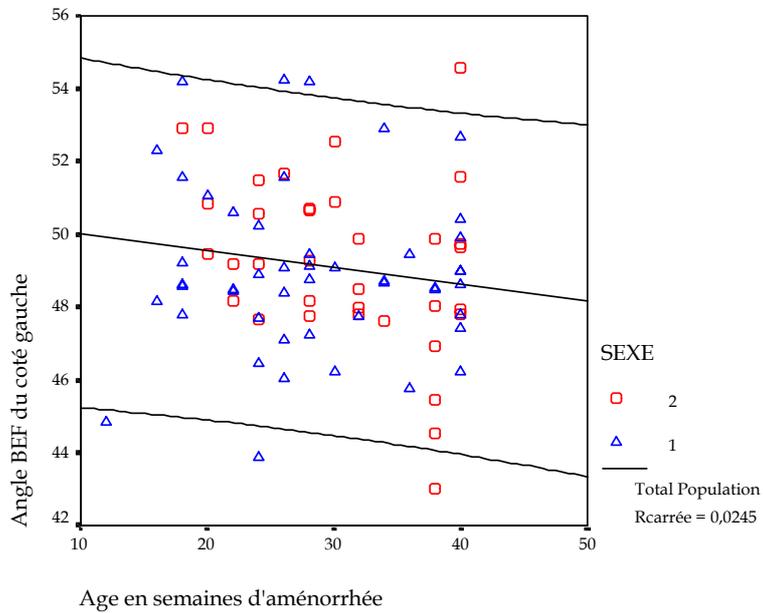


Figure 31: Angle BEF du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

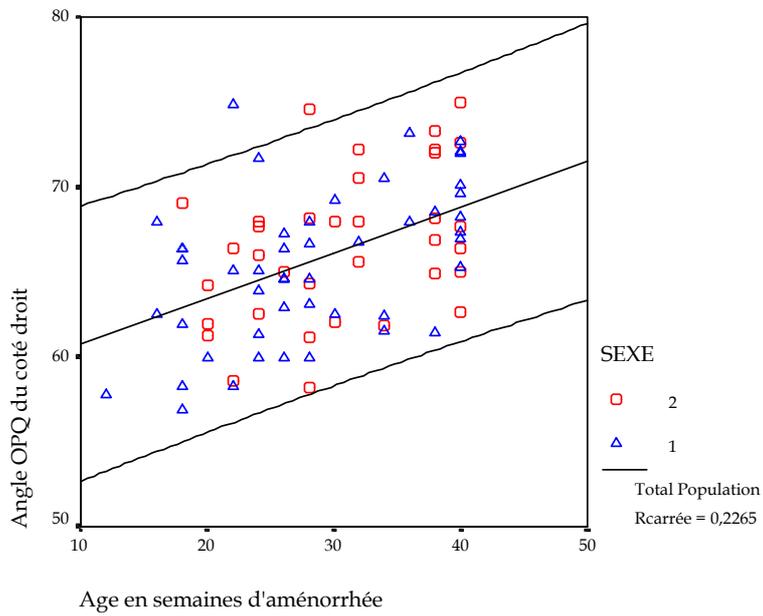


Figure 32: Angle OPQ du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

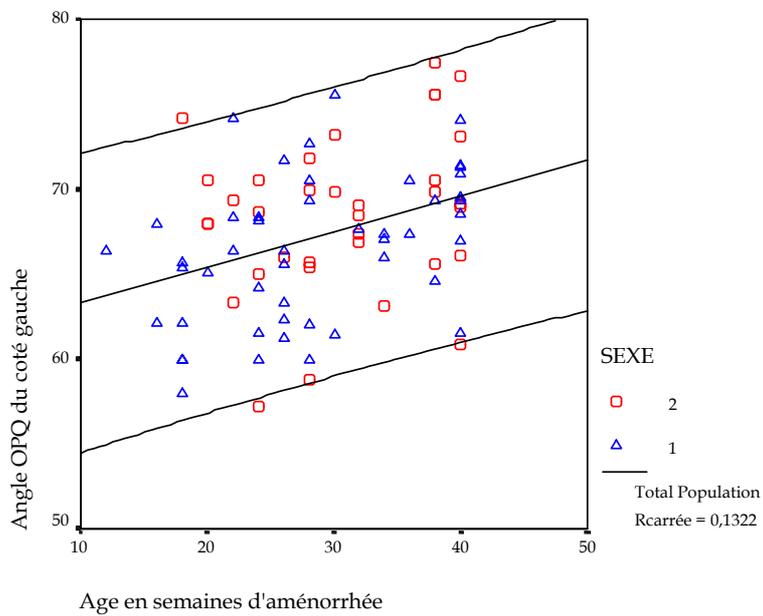


Figure 33: Angle OPQ du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

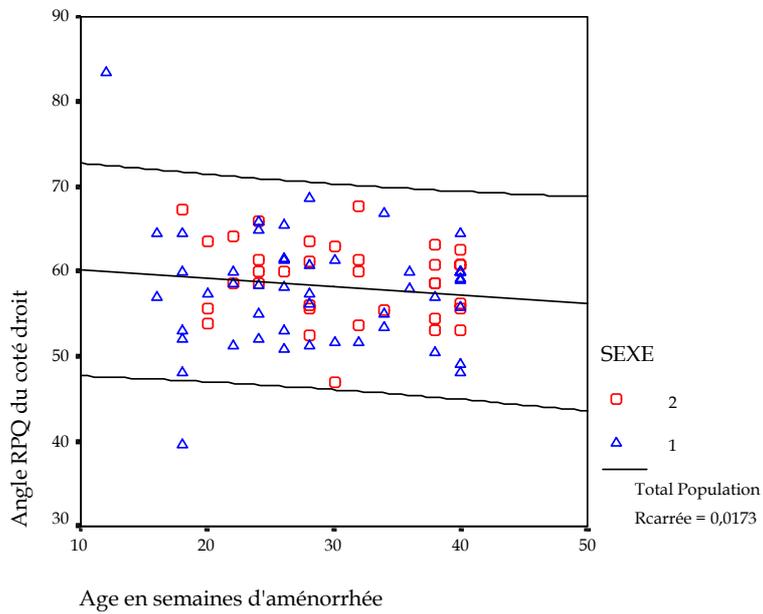


Figure 34: Angle RPQ du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

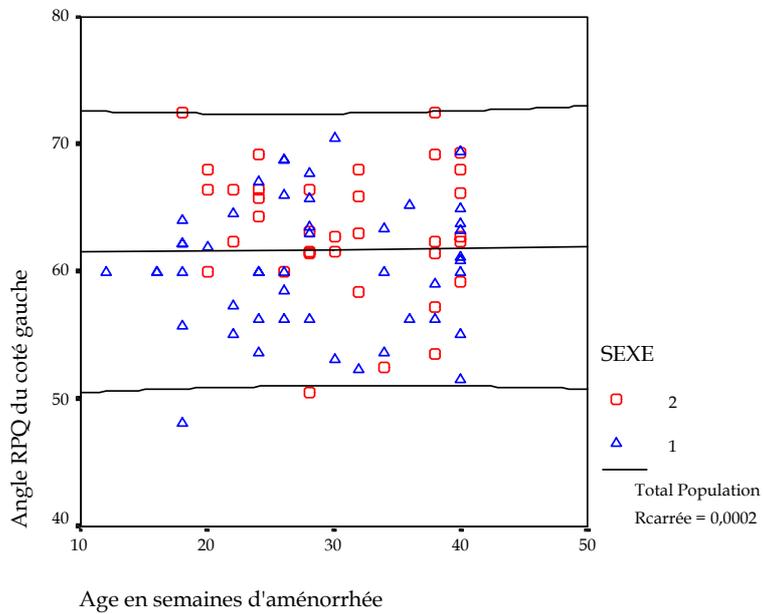


Figure 35: Angle RPQ du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

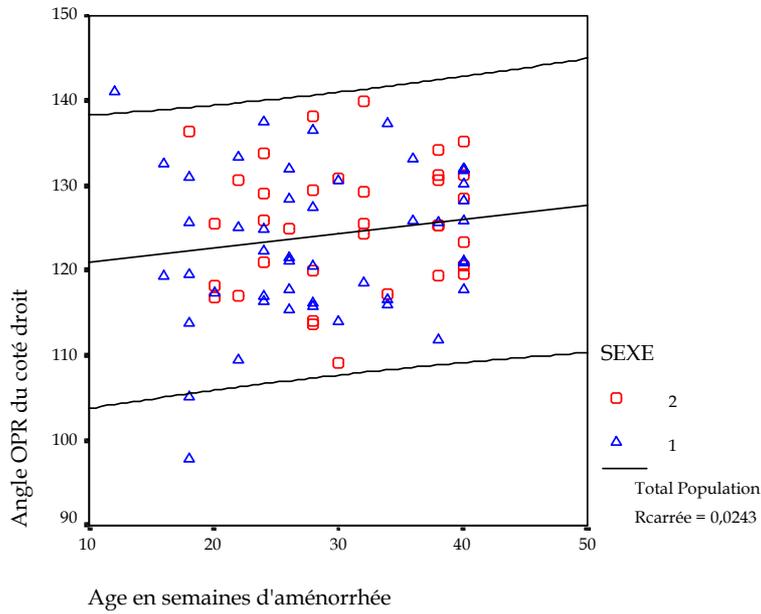


Figure 36: Angle OPR du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

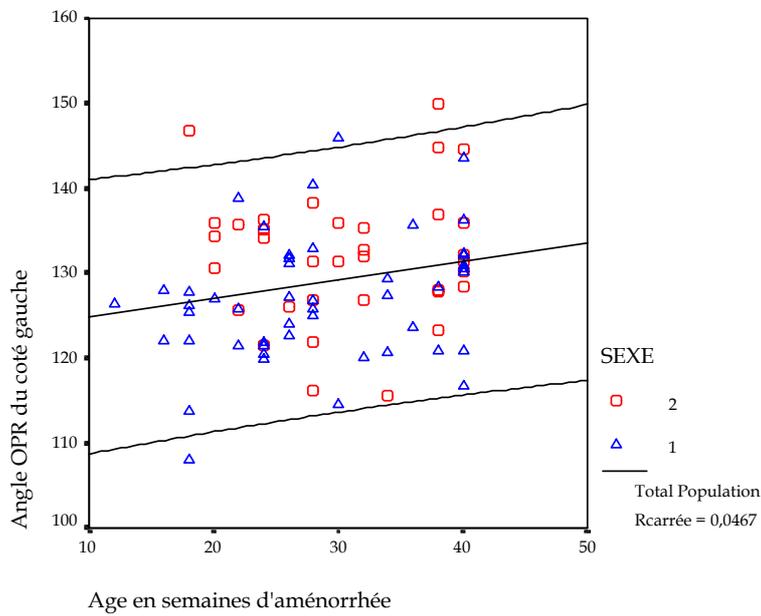


Figure 37: Angle OPR du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

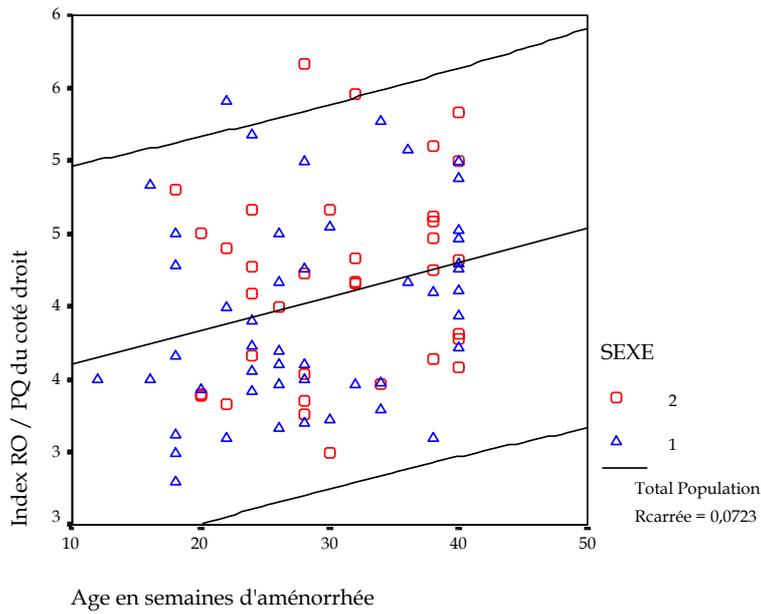


Figure 38: Index RO/PQ du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

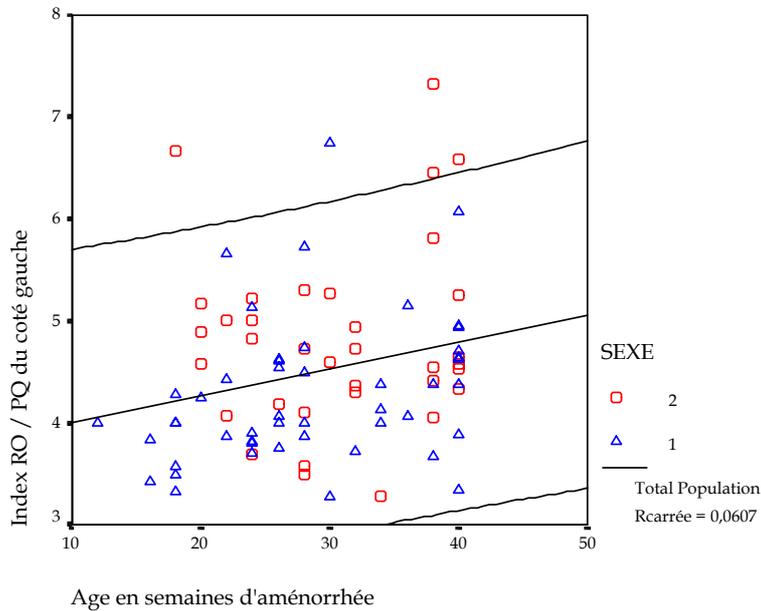


Figure 39: Index RO/PQ du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

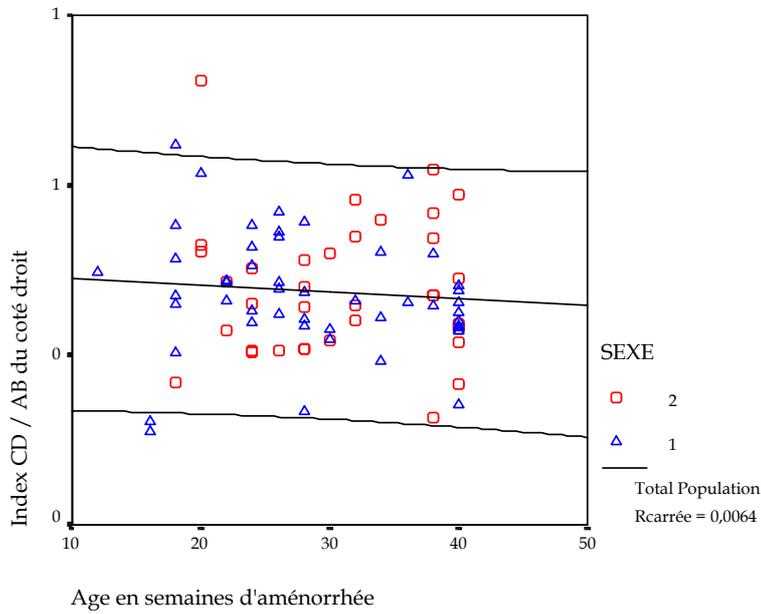


Figure 40: Index CD/AB du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

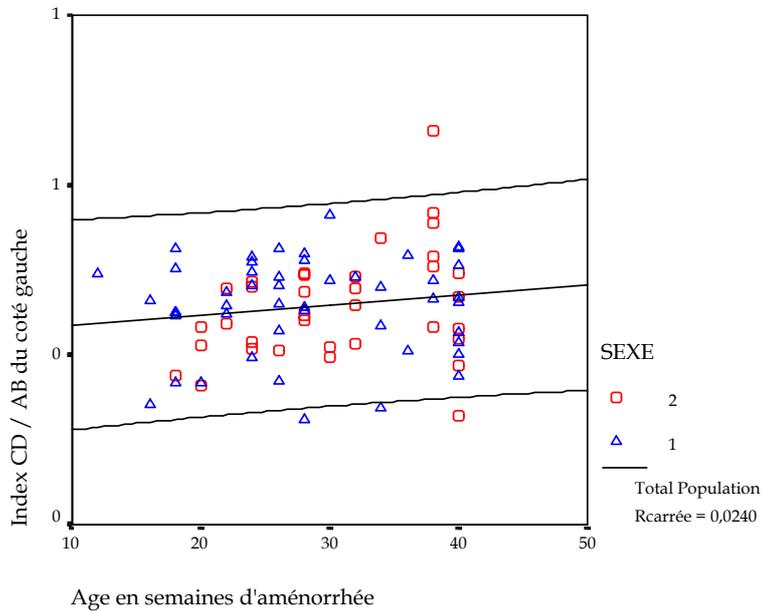


Figure 41: Index CD/AB du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

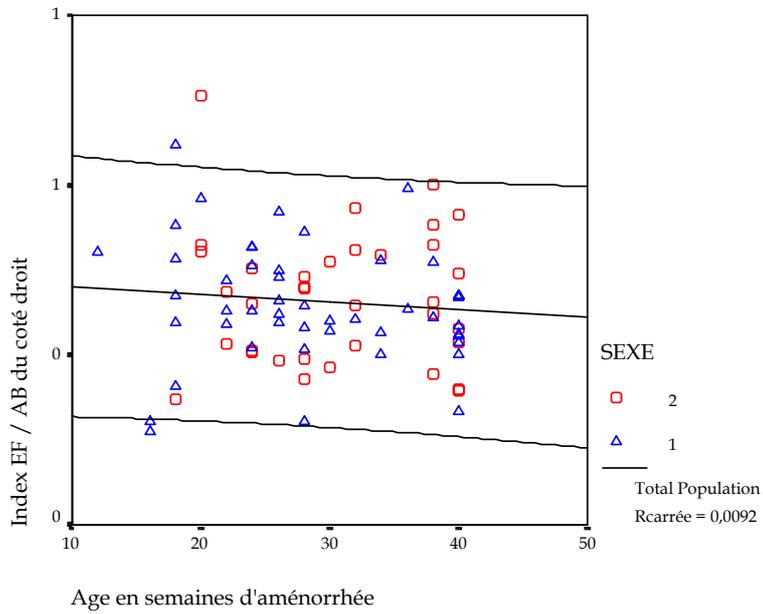


Figure 42: Index EF/AB du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

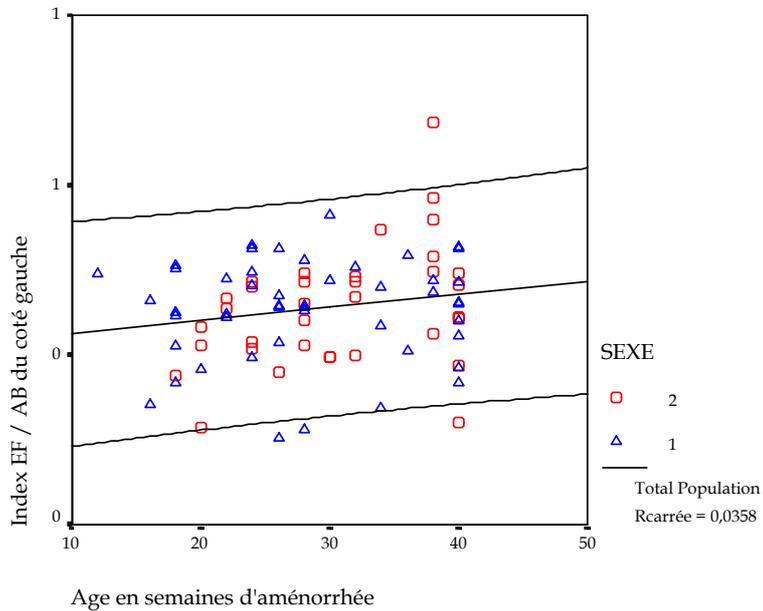


Figure 43: Index EF/AB du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

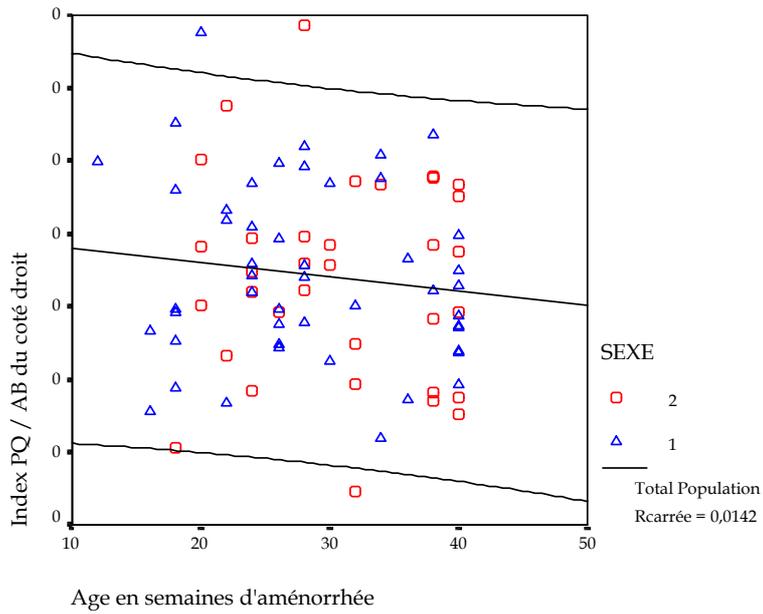


Figure 44: Index PQ/AB du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

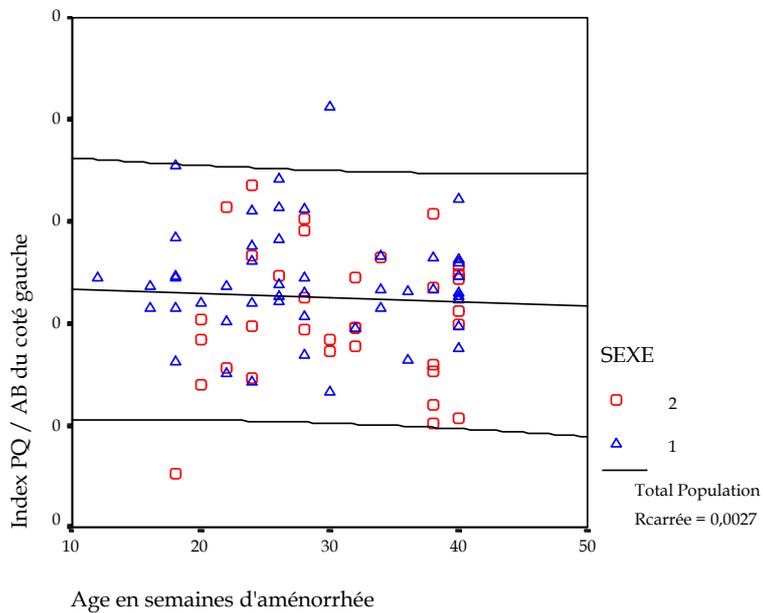


Figure 45: Index PQ/AB du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

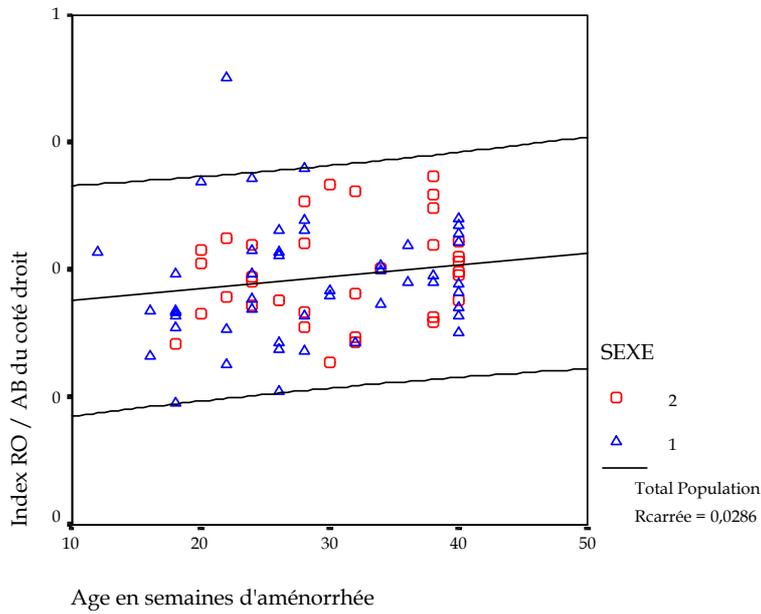


Figure 46: Index RO/AB du côté droit en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

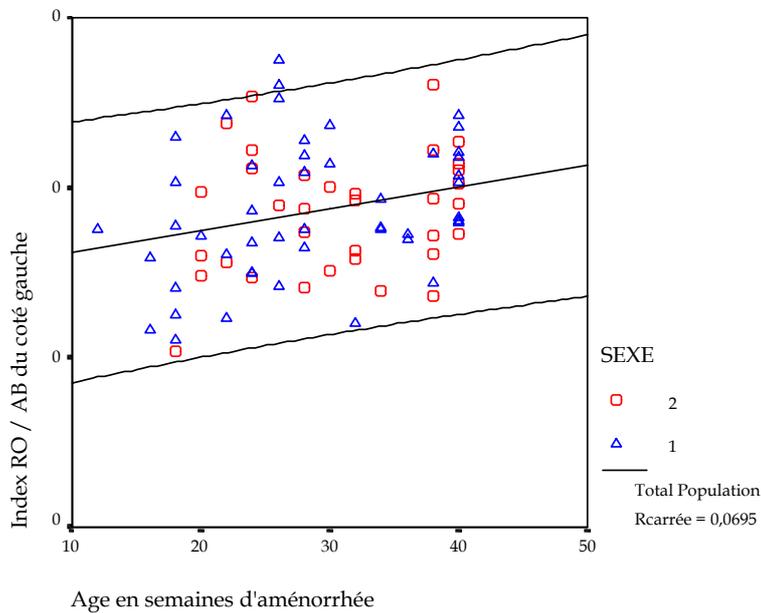


Figure 47: Index RO/AB du côté gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

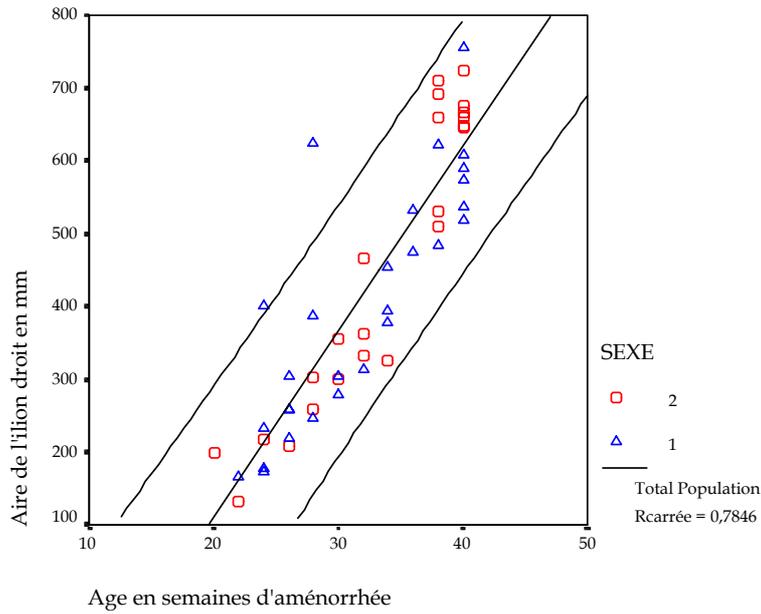


Figure 48: Aire de l'ilion droit en mm en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

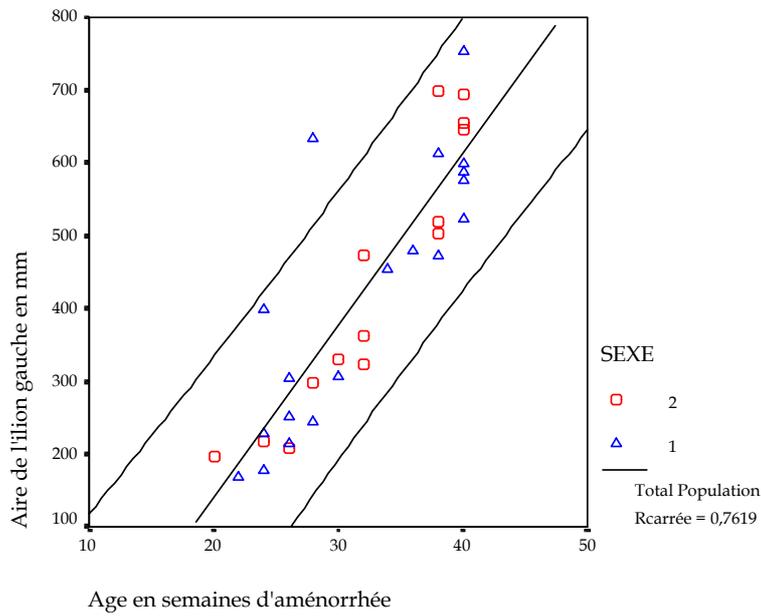


Figure 49: Aire de l'ilion gauche en mm en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

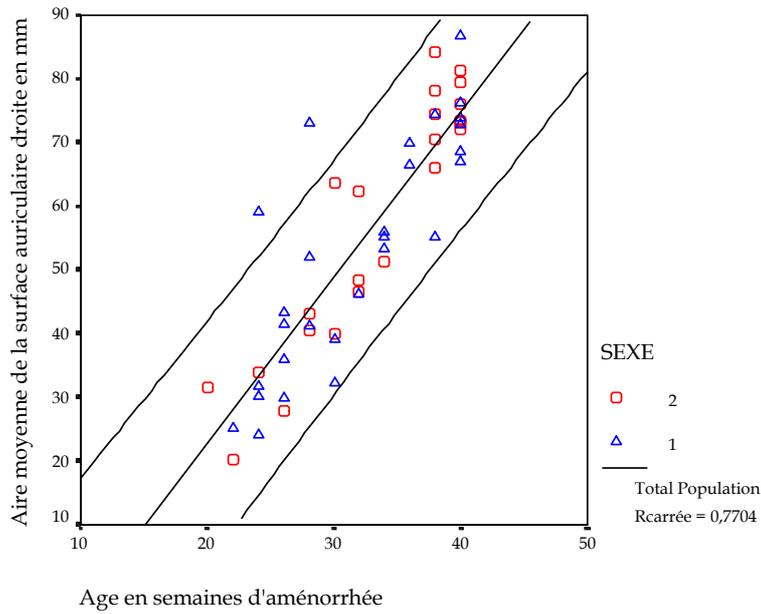


Figure 50: Aire moyenne de la surface auriculaire droite en mm en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

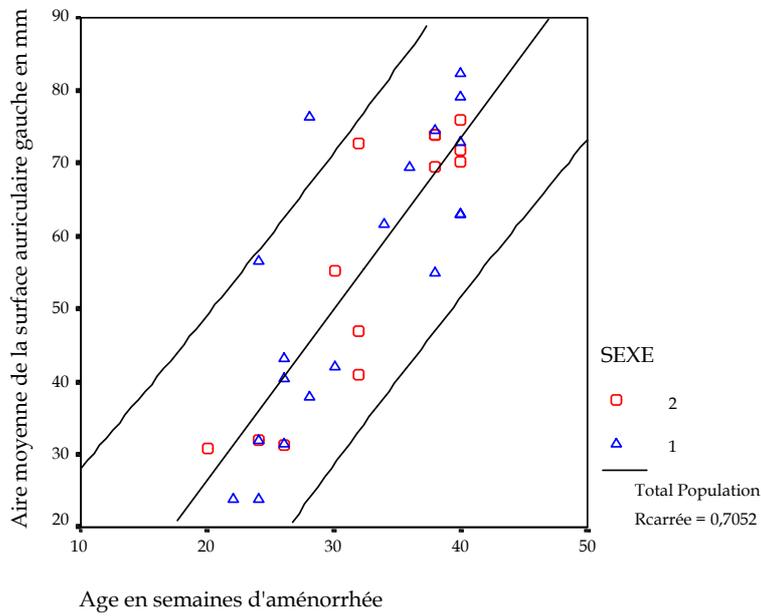


Figure 51: Aire moyenne de la surface auriculaire gauche en mm en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

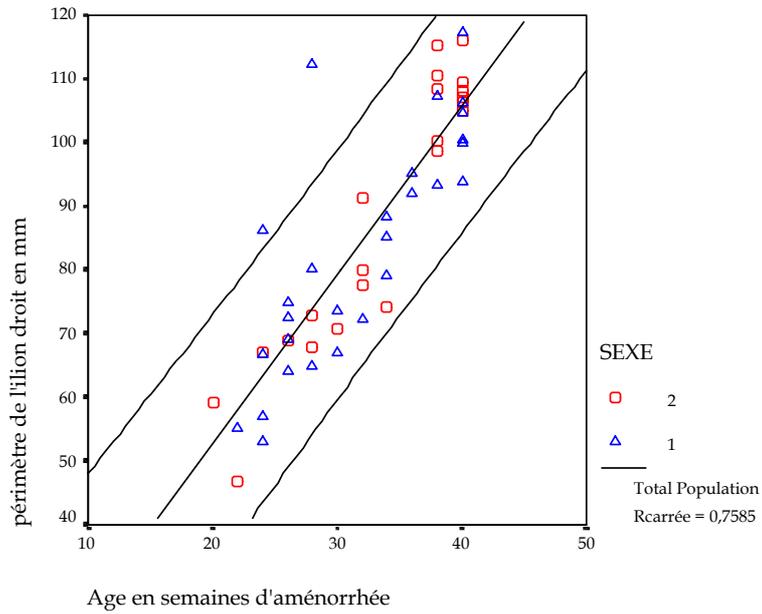


Figure 52: Périmètre de l'ilion droit en mm en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

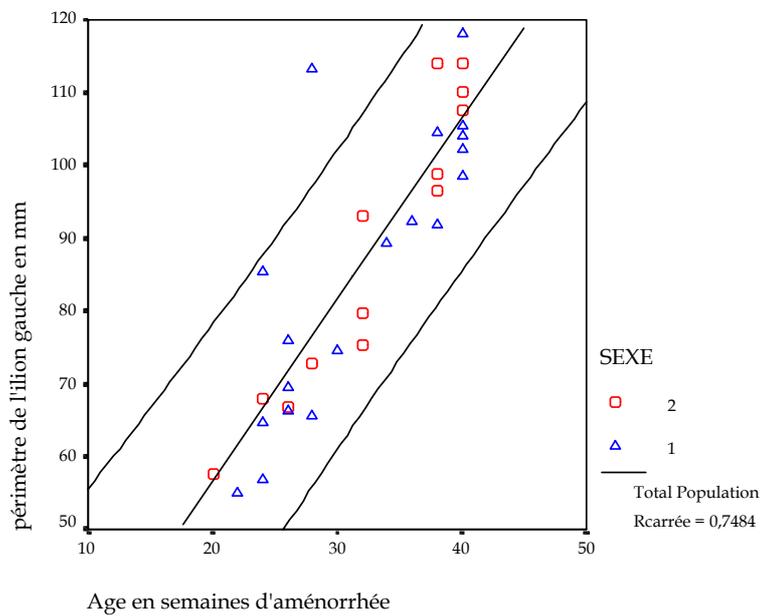


Figure 53: Périmètre de l'ilion gauche en mm en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

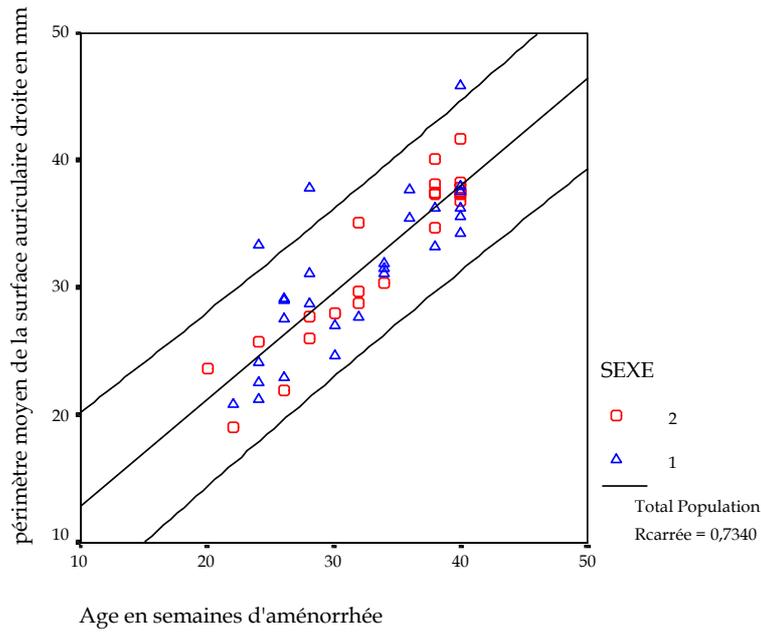


Figure 54: Périmètre moyen de la surface auriculaire droite en mm en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

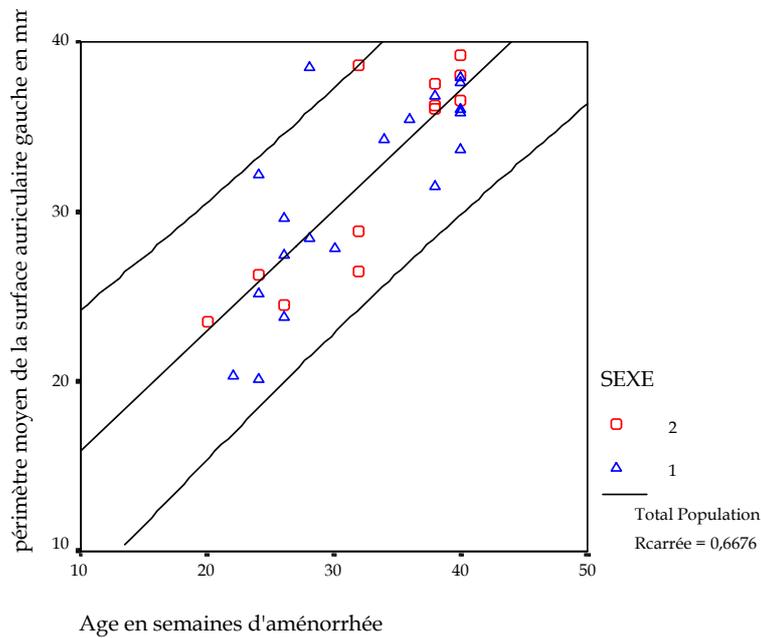


Figure 55: Périmètre moyen de la surface auriculaire gauche en mm en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

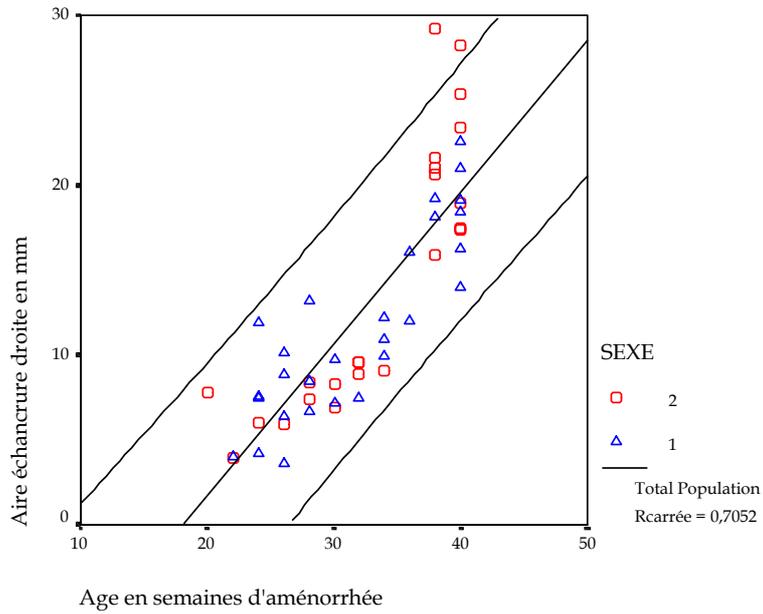


Figure 56: Aire échancrure droite en mm en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

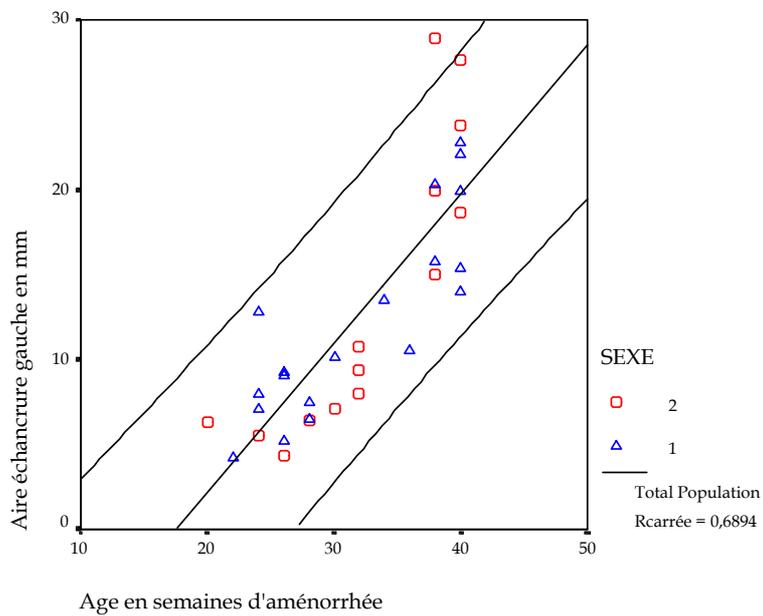


Figure 57: Aire échancrure gauche en mm en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

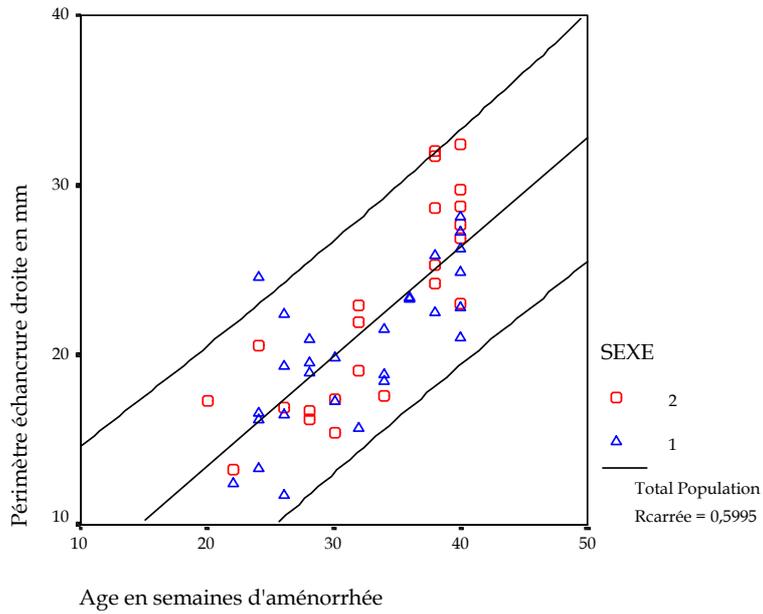


Figure 58: Périmètre échanture droite en mm en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

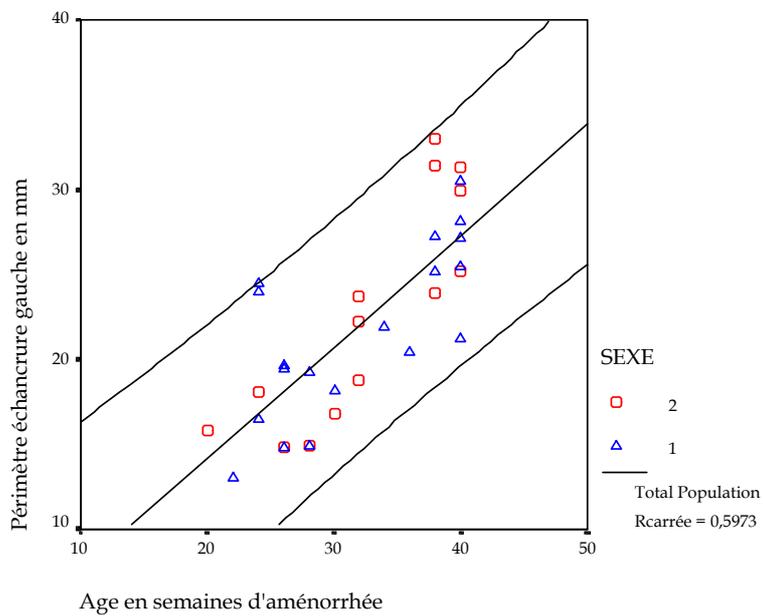


Figure 59: Périmètre échanture gauche en mm en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

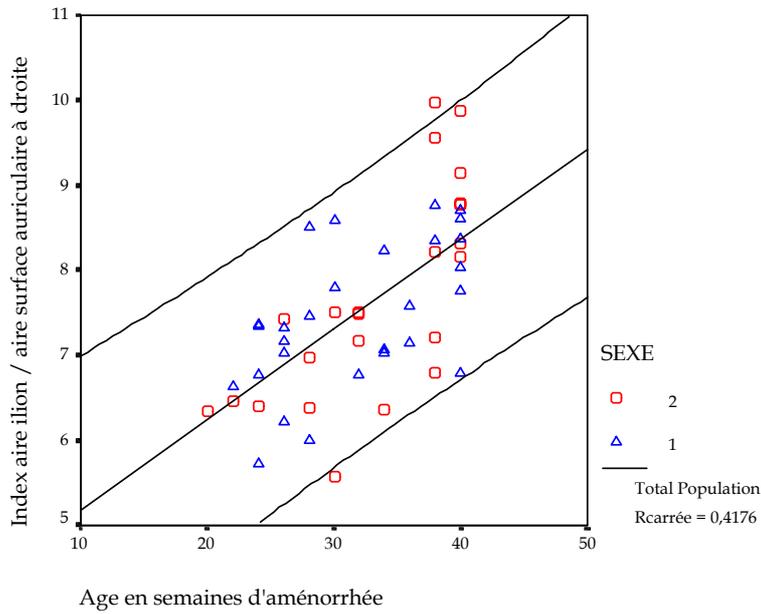


Figure 60: Index aire ilion/aire surface auriculaire à droite en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

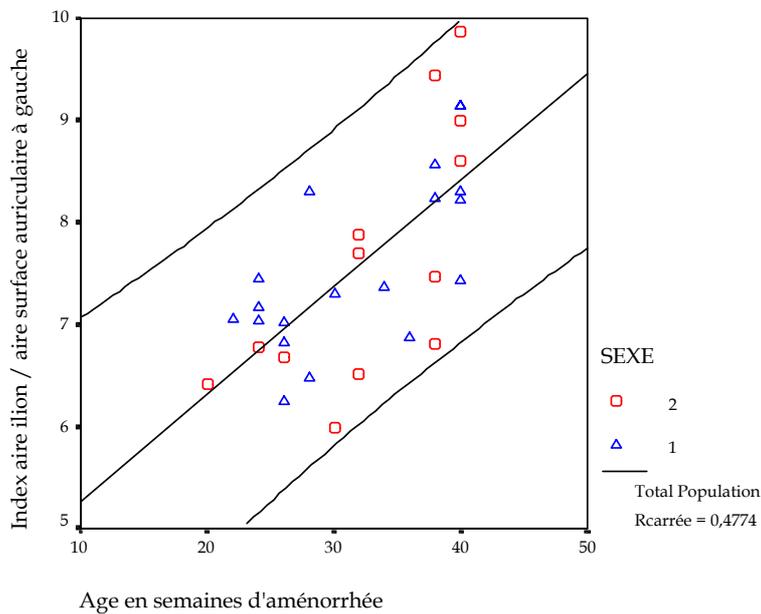


Figure 61: Index aire ilion/aire surface auriculaire à gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

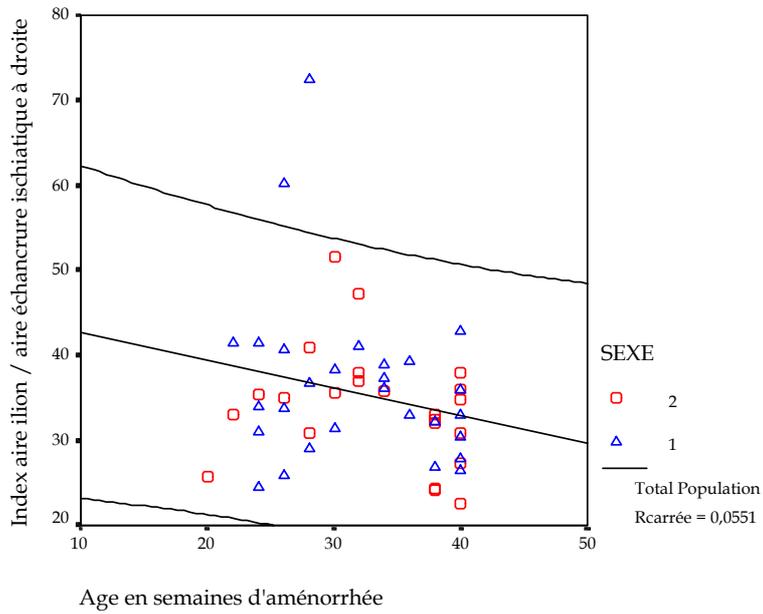


Figure 62: Index aire ilion/aire échancrure ischiatique à droite en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

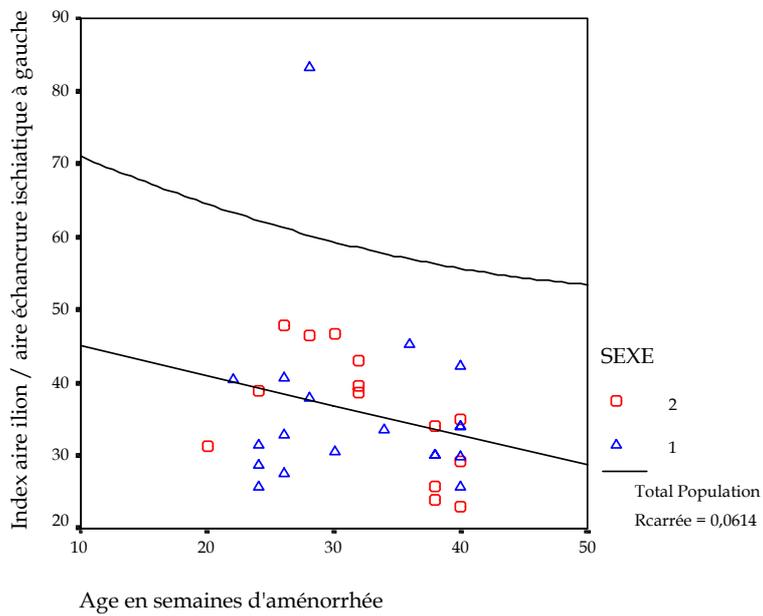


Figure 63: Index aire ilion/aire échancrure ischiatique à gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

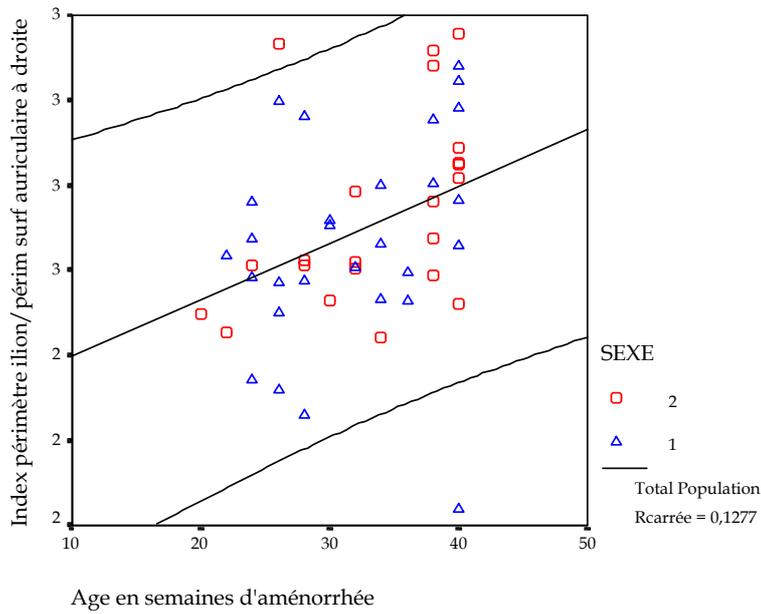


Figure 64: Index périmètre ilion/périmètre surface auriculaire à droite en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

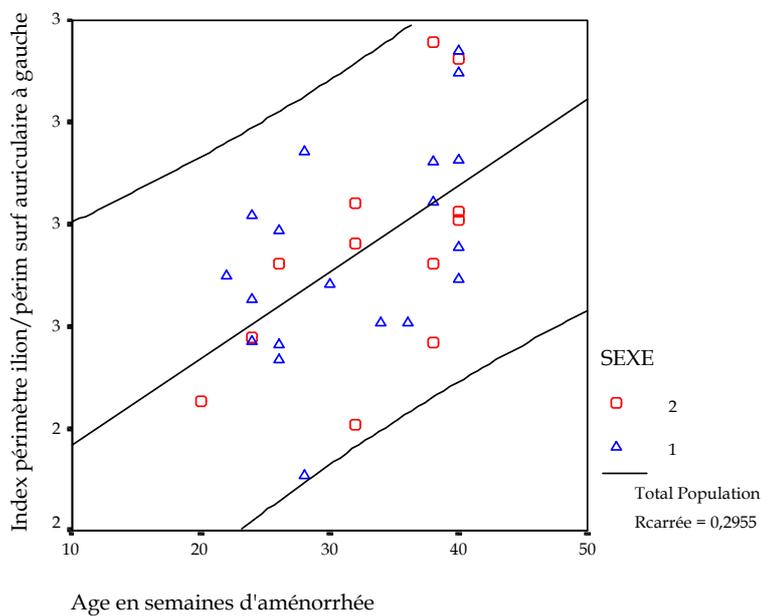


Figure 65: Index périmètre ilion/périmètre surface auriculaire à gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

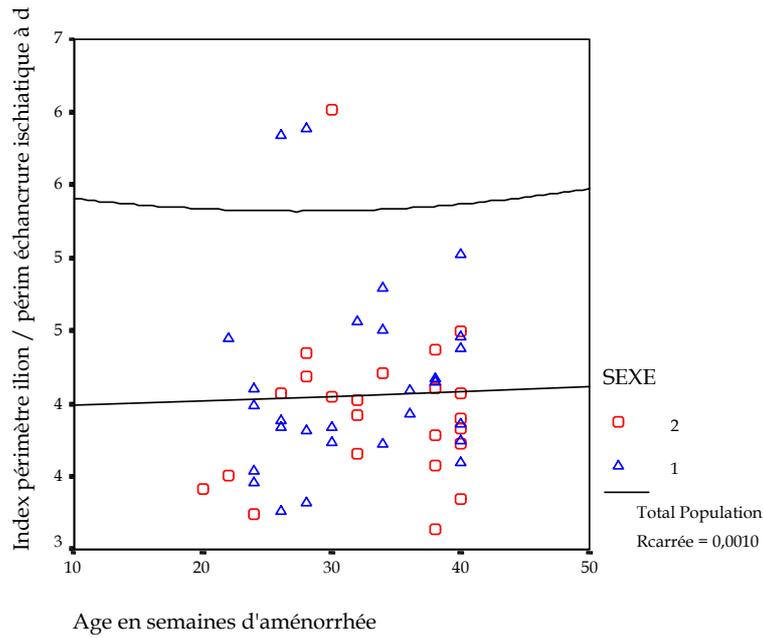


Figure 66: Index périmètre ilion /périmètre échancre ischiatique à droite en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

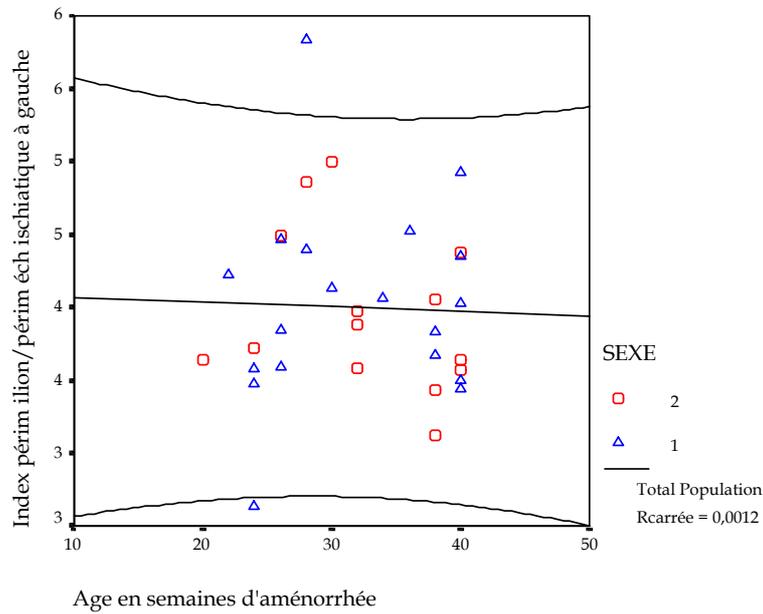


Figure 67: Index périmètre ilion /périmètre échancre ischiatique à gauche en fonction de l'âge en semaine d'aménorrhée. 1 représente les fœtus masculins et 2 les fœtus féminins.

Test t de Student pour échantillons indépendants : Recherche de différences selon le sexe des foetus

		Test de Levene sur l'égalité des variances		Test-t pour égalité des moyennes						
		F	Sig.	t	ddl	Sig.	Diff moy	Diff écart-type	Intervalle de confiance 95% de la différence	
									Inf	Sup
TAILLE	Hypothèse de variances égales	,001	,972	-1,761	79	,082	-40,9	23,21	-87,1	5,34
	Hypothèse de variances inégales			-1,788	74,9					
POIDS	Hypothèse de variances égales	,379	,540	-,791	76	,432	-205	259,9	-723	312
	Hypothèse de variances inégales			-,790	68,9					
Distance AB du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,001	,980	-1,530	81	,130	-2,27	1,486	-5,23	,6838
	Hypothèse de variances inégales			-1,534	74,2					
Distance AB du coté droit	Hypothèse de variances égales	,001	,972	-1,506	81	,136	-2,28	1,516	-5,30	,7334
	Hypothèse de variances inégales			-1,514	74,8					
Distance CD du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,275	,601	-1,495	81	,139	-1,01	,6752	-2,35	,3340
	Hypothèse de variances inégales			-1,484	71,4					
Distance CD du coté droit	Hypothèse de variances égales	,483	,489	-1,654	81	,102	-1,09	,6616	-2,41	,2223
	Hypothèse de variances inégales			-1,642	71,4					
Distance AC du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,149	,701	-1,462	81	,148	-1,46	,9995	-3,45	,5270
	Hypothèse de variances inégales			-1,454	71,7					
Distance AC du coté droit	Hypothèse de variances égales	,546	,462	-1,608	81	,112	-1,61	1,004	-3,61	,3829
	Hypothèse de variances inégales			-1,590	70,3					
Distance CB du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,026	,872	-1,555	81	,124	-1,55	,9965	-3,53	,4333
	Hypothèse de variances inégales			-1,557	73,8					
Distance CB du coté droit	Hypothèse de variances égales	,000	,982	-1,599	81	,114	-1,61	1,007	-3,61	,3939
	Hypothèse de variances inégales			-1,609	75,1					
Distance EF du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,409	,524	-1,533	81	,129	-1,05	,6843	-2,41	,3122
	Hypothèse de variances inégales			-1,517	70,5					
Distance EF du coté droit	Hypothèse de variances égales	,423	,517	-1,679	81	,097	-1,09	,6502	-2,39	,2020
	Hypothèse de variances inégales			-1,668	71,7					

Test t de Student pour échantillons indépendants : Recherche de différences selon le sexe des foetus

		Test de Levene sur l'égalité des variances		Test-t pour égalité des moyennes						
		F	Sig.	t	ddl	Sig.	Diff moy	Diff écart-type	Intervalle de confiance 95% de la différence	
									Inf	Sup
Distance AE du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,084	,772	-1,494	81	,139	-1,48	,9940	-3,46	,4931
	Hypothèse de variances inégales			-1,491	72,9	,140	-1,48	,9959	-3,47	,5002
Distance AE du coté droit	Hypothèse de variances égales	,121	,729	-1,662	81	,100	-1,67	1,002	-3,66	,3280
	Hypothèse de variances inégales			-1,659	73,0	,101	-1,67	1,003	-3,67	,3347
Distance BE du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,127	,723	-1,630	81	,107	-1,62	,9933	-3,60	,3569
	Hypothèse de variances inégales			-1,624	72,4	,109	-1,62	,9970	-3,61	,3677
Distance BE du coté droit	Hypothèse de variances égales	,055	,816	-1,595	81	,115	-1,59	,9989	-3,58	,3939
	Hypothèse de variances inégales			-1,595	73,4	,115	-1,59	,9992	-3,58	,3975
Distance RO du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,119	,731	-1,155	81	,252	-,578	,5010	-1,58	,4184
	Hypothèse de variances inégales			-1,166	76,0	,247	-,578	,4959	-1,57	,4092
Distance RO du coté droit	Hypothèse de variances égales	,001	,976	-1,645	81	,104	-,860	,5229	-1,90	,1801
	Hypothèse de variances inégales			-1,646	73,6	,104	-,860	,5226	-1,90	,1810
Distance PQ du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,959	,330	-,027	81	,978	-,003	,1073	-2,17	,2106
	Hypothèse de variances inégales			-,028	76,0	,978	-,003	,1062	-2,15	,2087
Distance PQ du coté droit	Hypothèse de variances égales	,069	,794	-1,292	81	,200	-,156	,1205	-3,95	,084
	Hypothèse de variances inégales			-1,272	68,9	,208	-,156	,1224	-4,00	,089
Distance PR du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,055	,815	-1,123	81	,265	-,271	,2412	-7,51	,2091
	Hypothèse de variances inégales			-1,121	73,0	,266	-,271	,2416	-7,52	,2107
Distance PR du coté droit	Hypothèse de variances égales	,090	,765	-,981	81	,329	-,250	,2546	-7,56	,2567
	Hypothèse de variances inégales			-1,011	79,7	,315	-,250	,2471	-7,42	,2418
Distance PO du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,173	,679	-,883	81	,380	-,289	,3272	-9,40	,3622
	Hypothèse de variances inégales			-,892	76,1	,375	-,289	,3238	-9,34	,3560
Distance PO du coté droit	Hypothèse de variances égales	,000	,995	-1,392	81	,168	-,503	,3613	-1,22	,2159
	Hypothèse de variances inégales			-1,397	74,3	,167	-,503	,3602	-1,22	,2146

Test t de Student pour échantillons indépendants : Recherche de différences selon le sexe des foetus

		Test de Levene sur l'égalité des variances		Test-t pour égalité des moyennes						
		F	Sig.	t	ddl	Sig.	Diff moy	Diff écart-type	Intervalle de confiance 95% de la différence	
									Inf	Sup
Distance OQ du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,012	,914	-1,245	81	,217	-,382	,3068	-,993	,2284
	Hypothèse de variances inégales			-1,252	74,7	,215	-,382	,3053	-,990	,2262
Distance OQ du coté droit	Hypothèse de variances égales	,083	,774	-1,388	81	,169	-,469	,3382	-1,14	,2034
	Hypothèse de variances inégales			-1,382	72,1	,171	-,469	,3398	-1,15	,2079
Distance GH du coté gauche	Hypothèse de variances égales	2,605	,110	-,331	81	,741	-,533	1,607	-3,73	2,66
	Hypothèse de variances inégales			-,321	64,3	,749	-,533	1,658	-3,84	2,78
Distance GH du coté droit	Hypothèse de variances égales	2,406	,125	-,329	81	,743	-,529	1,609	-3,73	2,67
	Hypothèse de variances inégales			-,319	64,5	,751	-,529	1,658	-3,84	2,78
Angle ACD du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,053	,818	,322	81	,748	,1805	,5601	-,934	1,29
	Hypothèse de variances inégales			,323	73,8	,748	,1805	,5593	-,934	1,30
Angle ACD du coté droit	Hypothèse de variances égales	,057	,812	,082	81	,935	,0688	,8366	-1,60	1,73
	Hypothèse de variances inégales			,083	76,1	,934	,0688	,8278	-1,58	1,72
Angle AEF du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,052	,820	,369	81	,713	,2003	,5434	-,881	1,28
	Hypothèse de variances inégales			,365	70,9	,716	,2003	,5484	-,893	1,29
Angle AEF du coté droit	Hypothèse de variances égales	,169	,682	-,043	81	,966	-,024	,5532	-1,12	1,08
	Hypothèse de variances inégales			-,043	71,5	,966	-,024	,5569	-1,13	1,09
Angle BCD du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,631	,429	-,309	81	,758	-,196	,6338	-1,46	1,06
	Hypothèse de variances inégales			-,306	70,8	,760	-,196	,6397	-1,47	1,08
Angle BCD du coté droit	Hypothèse de variances égales	1,471	,229	-,047	81	,963	-,033	,6918	-1,41	1,34
	Hypothèse de variances inégales			-,046	68,7	,963	-,033	,7035	-1,44	1,37
Angle BEF du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,244	,623	-,480	81	,632	-,250	,5203	-1,29	,7852
	Hypothèse de variances inégales			-,478	71,7	,634	-,250	,5235	-1,29	,7937
Angle BEF du coté droit	Hypothèse de variances égales	,044	,834	,219	81	,827	,1230	,5624	-,996	1,24
	Hypothèse de variances inégales			,216	70,0	,830	,1230	,5694	-1,01	1,26

Test t de Student pour échantillons indépendants : Recherche de différences selon le sexe des foetus

		Test de Levene sur l'égalité des variances		Test-t pour égalité des moyennes						
		F	Sig.	t	ddl	Sig.	Diff moy	Diff écart-type	Intervalle de confiance 95% de la différence	
									Inf	Sup
Angle OPQ du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,002	,966	-2,122	81	,037	-2,09	,9866	-4,06	-,130
	Hypothèse de variances inégales			-2,092	69,4	,040	-2,09	1,001	-4,09	-,097
Angle OPQ du coté droit	Hypothèse de variances égales	,026	,872	-1,201	81	,233	-1,18	,9791	-3,12	,7718
	Hypothèse de variances inégales			-1,203	73,7	,233	-1,18	,9780	-3,13	,7725
Angle RPQ du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,022	,882	-2,602	81	,011	-2,96	1,139	-5,23	-,697
	Hypothèse de variances inégales			-2,601	73,3	,011	-2,96	1,139	-5,23	-,692
Angle RPQ du coté droit	Hypothèse de variances égales	2,189	,143	-,887	81	,378	-1,20	1,350	-3,88	1,49
	Hypothèse de variances inégales			-,943	80,5	,349	-1,20	1,270	-3,73	1,33
Angle OPR du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,009	,927	-3,005	81	,004	-5,06	1,683	-8,40	-1,71
	Hypothèse de variances inégales			-2,990	72,0	,004	-5,06	1,691	-8,43	-1,69
Angle OPR du coté droit	Hypothèse de variances égales	1,552	,216	-1,282	81	,203	-2,37	1,852	-6,06	1,31
	Hypothèse de variances inégales			-1,319	79,4	,191	-2,37	1,800	-5,96	1,21
Index RO / PQ du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,861	,356	-2,910	81	,005	-,520	,1785	-,875	-,164
	Hypothèse de variances inégales			-2,810	63,2	,007	-,520	,1849	-,889	-,150
Index RO / PQ du coté droit	Hypothèse de variances égales	,187	,666	-1,473	81	,145	-,221	,1500	-,519	,078
	Hypothèse de variances inégales			-1,476	74,0	,144	-,221	,1496	-,519	,077
Index CD / AB du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,462	,499	,104	81	,918	,0007	,0067	-,013	,014
	Hypothèse de variances inégales			,102	67,3	,919	,0007	,0068	-,013	,014
Index CD / AB du coté droit	Hypothèse de variances égales	1,112	,295	-,302	81	,763	-,003	,0084	-,019	,014
	Hypothèse de variances inégales			-,296	67,3	,768	-,003	,0085	-,020	,015
Index EF / AB du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,692	,408	-,102	81	,919	-,001	,0072	-,015	,014
	Hypothèse de variances inégales			-,099	65,5	,921	-,001	,0074	-,016	,014
Index EF / AB du coté droit	Hypothèse de variances égales	1,080	,302	-,386	81	,700	-,003	,0083	-,020	,013
	Hypothèse de variances inégales			-,379	67,8	,706	-,003	,0084	-,020	,014

Test t de Student pour échantillons indépendants : Recherche de différences selon le sexe des foetus

		Test de Levene sur l'égalité des variances		Test-t pour égalité des moyennes						
		F	Sig.	t	ddl	Sig.	Diff moy	Diff écart-type	Intervalle de confiance 95% de la différence	
									Inf	Sup
Index PQ / AB du coté gauche	Hypothèse de variances égales	2,139	,148	2,450	80	,016	,0066	,0027	,0012	,012
	Hypothèse de variances inégales			2,377	63,1	,020	,0066	,0028	,0010	,012
Index PQ / AB du coté droit	Hypothèse de variances égales	,492	,485	,290	80	,772	,0008	,0029	-,005	,007
	Hypothèse de variances inégales			,283	64,9	,778	,0008	,0030	-,005	,007
Index RO / AB du coté gauche	Hypothèse de variances égales	,637	,427	,255	80	,800	,0022	,0086	-,015	,019
	Hypothèse de variances inégales			,260	75,8	,796	,0022	,0084	-,015	,019
Index RO / AB du coté droit	Hypothèse de variances égales	,505	,479	-,768	80	,445	-,008	,0099	-,027	,012
	Hypothèse de variances inégales			-,794	78,2	,429	-,008	,0096	-,027	,011
Index AB / GH du coté gauche	Hypothèse de variances égales	11,4	,001	-2,178	81	,032	-,181	,0833	-,347	-,016
	Hypothèse de variances inégales			-1,913	39,2	,063	-,181	,0949	-,373	,010
Index AB / GH du coté droit	Hypothèse de variances égales	11,5	,001	-2,153	81	,034	-,185	,0857	-,355	-,014
	Hypothèse de variances inégales			-1,891	39,2	,066	-,185	,0976	-,382	,013
Aire de l'ilion droit en mm	Hypothèse de variances égales	3,286	,076	-1,119	49	,269	-56,9	50,85	-159	45,3
	Hypothèse de variances inégales			-1,097	42,4	,279	-56,9	51,86	-162	47,7
Aire de l'ilion gauche en mm	Hypothèse de variances égales	,025	,876	-,259	31	,797	-16,6	64,13	-147	114
	Hypothèse de variances inégales			-,258	27,7	,798	-16,6	64,41	-149	115
Aire moyenne de la surface auriculaire droite en mm	Hypothèse de variances égales	,624	,433	-,994	49	,325	-5,23	5,264	-15,8	5,34
	Hypothèse de variances inégales			-,986	45,5	,329	-5,23	5,306	-15,9	5,45
Aire moyenne de la surface auriculaire gauche en mm	Hypothèse de variances égales	,007	,934	-,462	30	,647	-3,15	6,816	-17,1	10,8
	Hypothèse de variances inégales			-,466	26,7	,645	-3,15	6,755	-17,0	10,7
périmètre de l'ilion droit en mm	Hypothèse de variances égales	1,788	,188	-1,061	48	,294	-5,86	5,524	-17,0	5,25
	Hypothèse de variances inégales			-1,043	41,8	,303	-5,86	5,620	-17,2	5,48
périmètre de l'ilion gauche en mm	Hypothèse de variances égales	,024	,877	-,379	30	,708	-2,68	7,076	-17,1	11,8
	Hypothèse de variances inégales			-,378	25,8	,708	-2,68	7,086	-17,2	11,9

Test t de Student pour échantillons indépendants : Recherche de différences selon le sexe des foetus

		Test de Levene sur l'égalité des variances		Test-t pour égalité des moyennes						
		F	Sig.	t	ddl	Sig.	Diff moy	Diff écart-type	Intervalle de confiance 95% de la différence	
									Inf	Sup
périmètre moyen de la surface auriculaire droite en mm	Hypothèse de variances égales	,898	,348	-,676	48	,502	-1,21	1,785	-4,80	2,38
	Hypothèse de variances inégales			-,670	43,7	,506	-1,21	1,800	-4,84	2,42
périmètre moyen de la surface auriculaire gauche en mm	Hypothèse de variances égales	,540	,468	-,663	29	,513	-1,46	2,198	-5,95	3,04
	Hypothèse de variances inégales			-,655	22,7	,519	-1,46	2,223	-6,06	3,14
Aire échancrure droite en mm	Hypothèse de variances égales	8,916	,004	-1,441	49	,156	-2,69	1,864	-6,43	1,06
	Hypothèse de variances inégales			-1,390	37,7	,173	-2,69	1,932	-6,60	1,23
Aire échancrure gauche en mm	Hypothèse de variances égales	4,692	,038	-,544	31	,590	-1,36	2,497	-6,45	3,73
	Hypothèse de variances inégales			-,513	21,4	,613	-1,36	2,649	-6,86	4,14
Périmètre échancrure droite en mm	Hypothèse de variances égales	4,398	,041	-1,721	49	,092	-2,50	1,453	-5,42	,4192
	Hypothèse de variances inégales			-1,670	39,4	,103	-2,50	1,498	-5,53	,5278
Périmètre échancrure gauche en mm	Hypothèse de variances égales	1,813	,188	-,589	31	,560	-1,18	2,001	-5,26	2,90
	Hypothèse de variances inégales			-,565	23,3	,577	-1,18	2,087	-5,49	3,13
Index aire ilion / aire surface auriculaire à droite	Hypothèse de variances égales	4,435	,040	-,663	49	,510	-,194	,2928	-,782	,3942
	Hypothèse de variances inégales			-,639	37,5	,527	-,194	,3037	-,809	,4210
Index aire ilion / aire surface auriculaire à gauche	Hypothèse de variances égales	2,892	,099	-,089	30	,929	-,033	,3715	-,792	,7256
	Hypothèse de variances inégales			-,083	19,4	,935	-,033	,3996	-,869	,8021
Index aire ilion / aire échancrure ischiatique à droite	Hypothèse de variances égales	,800	,375	1,036	49	,305	2,562	2,474	-2,41	7,53
	Hypothèse de variances inégales			1,073	47,7	,289	2,562	2,387	-2,24	7,36
Index aire ilion / aire échancrure ischiatique à gauche	Hypothèse de variances égales	,058	,812	,025	31	,980	,0969	3,931	-7,92	8,11
	Hypothèse de variances inégales			,026	30,8	,979	,0969	3,703	-7,46	7,65

Test t de Student pour échantillons indépendants : Recherche de différences selon le sexe des foetus

		Test de Levene sur l'égalité des variances		Test-t pour égalité des moyennes						
		F	Sig.	t	ddl	Sig.	Diff moy	Diff écart-type	Intervalle de confiance 95% de la différence	
									Inf	Sup
Index périmètre ilion / périmètre surface auriculaire à droite	Hypothèse de variances égales	,006	,936	-1,031	48	,308	-,070	,0677	-,206	,066
	Hypothèse de variances inégales			-1,042	46,8	,303	-,070	,0670	-,205	,065
Index périmètre ilion / périmètre surface auriculaire à gauche	Hypothèse de variances égales	,050	,824	-,034	29	,973	-,003	,0795	-,165	,1600
	Hypothèse de variances inégales			-,033	21,3	,974	-,003	,0819	-,173	,1674
Index périmètre ilion / périmètre échancrure ischiatique à droite	Hypothèse de variances égales	,590	,446	1,074	49	,288	,1868	,1740	-,163	,5364
	Hypothèse de variances inégales			1,086	48,6	,283	,1868	,1721	-,159	,5327
Index périmètre ilion / périmètre échancrure ischiatique à gauche	Hypothèse de variances égales	,177	,677	,351	31	,728	,0776	,2208	-,373	,5280
	Hypothèse de variances inégales			,363	30,7	,719	,0776	,2136	-,358	,5135

Sexe	Probabilité		Sexe	Probabilité
2	0,43		1	0,45
2	0,18		1	0,27
2	0,60		1	0,49
1	0,36		1	0,48
2	0,73		1	0,48
2	0,55		1	0,28
2	0,30		1	0,71
2	0,52		1	0,37
2	0,56		2	0,26
2	0,56		1	0,26
1	0,65		2	0,58
1	0,27		1	0,33
2	0,48		2	0,46
1	0,25		1	0,16
2	0,18		2	0,27
1	0,37		1	0,45
2	0,38		1	0,35
1	0,42		2	0,81
1	0,75		2	0,52
2	0,73		1	0,44
1	0,55		1	0,34
2	0,54		2	0,34
1	0,28		2	0,54
1	0,19		2	0,39
2	0,47		1	0,43
1	0,55		1	0,57
1	0,36		2	0,35
1	0,28		1	0,17
2	0,37		1	0,33
1	0,37		1	0,46
1	0,62		1	0,30
1	0,24		1	0,27
2	0,57		1	0,25
2	0,46		1	0,39
2	0,36		1	0,38
2	0,46		1	0,39
2	0,56		2	0,44
1	0,48		2	0,76
1	0,25		2	0,39
1	0,24		1	0,34
1	0,10		2	0,49
1	0,31			

Présentation du sexe réel des fœtus et des probabilités calculées selon le modèle logistique 1. Les probabilités présentées sont celles d'être de sexe féminin. Sexe réel :
1 = Masculin ; 2 = Féminin.

Test de Mann-Whitney : Recherche de différences significatives en fonction du sexe pour les foetus âgés de moins de 26 semaines d'aménorrhée (Groupe A).

	U de Mann- Whitney	W de Wilcoxon	Z	Sig.	Signification exacte
Distance AB du coté gauche	51,500	222,500	-1,846	,065	,064 ^a
Distance AB du coté droit	54,500	225,500	-1,702	,089	,089 ^a
Distance CD du coté gauche	63,500	234,500	-1,271	,204	,208 ^a
Distance CD du coté droit	67,000	238,000	-1,103	,270	,286 ^a
Distance AC du coté gauche	61,000	232,000	-1,391	,164	,175 ^a
Distance AC du coté droit	58,000	229,000	-1,535	,125	,133 ^a
Distance CB du coté gauche	60,500	231,500	-1,415	,157	,160 ^a
Distance CB du coté droit	66,500	237,500	-1,127	,260	,265 ^a
Distance EF du coté gauche	67,000	238,000	-1,103	,270	,286 ^a
Distance EF du coté droit	66,500	237,500	-1,127	,260	,265 ^a
Distance AE du coté gauche	62,000	233,000	-1,343	,179	,191 ^a
Distance AE du coté droit	57,500	228,500	-1,559	,119	,121 ^a
Distance BE du coté gauche	53,000	224,000	-1,775	,076	,080 ^a
Distance BE du coté droit	55,500	226,500	-1,654	,098	,099 ^a
Distance RO du coté gauche	56,500	227,500	-1,606	,108	,109 ^a
Distance RO du coté droit	64,000	235,000	-1,247	,213	,226 ^a
Distance PQ du coté gauche	82,000	253,000	-,385	,700	,724 ^a
Distance PQ du coté droit	77,000	248,000	-,624	,532	,555 ^a
Distance PR du coté gauche	57,000	228,000	-1,583	,113	,121 ^a
Distance PR du coté droit	73,000	244,000	-,816	,415	,436 ^a
Distance PO du coté gauche	57,500	228,500	-1,559	,119	,121 ^a
Distance PO du coté droit	66,000	237,000	-1,151	,250	,265 ^a
Distance OQ du coté gauche	54,500	225,500	-1,703	,088	,089 ^a
Distance OQ du coté droit	69,000	240,000	-1,007	,314	,332 ^a
Distance GH du coté gauche	80,000	251,000	-,480	,632	,654 ^a
Distance GH du coté droit	79,500	250,500	-,504	,615	,621 ^a
Angle ACD du coté gauche	77,000	248,000	-,623	,533	,555 ^a
Angle ACD du coté droit	85,000	256,000	-,240	,810	,832 ^a
Angle AEF du coté gauche	67,500	238,500	-1,080	,280	,286 ^a
Angle AEF du coté droit	80,000	251,000	-,480	,632	,654 ^a
Angle BCD du coté gauche	63,500	234,500	-1,271	,204	,208 ^a
Angle BCD du coté droit	89,000	144,000	-,048	,962	,981 ^a
Angle BEF du coté gauche	61,500	232,500	-1,367	,172	,175 ^a
Angle BEF du coté droit	79,500	250,500	-,504	,615	,621 ^a
Angle OPQ du coté gauche	52,500	223,500	-1,801	,072	,072 ^a
Angle OPQ du coté droit	70,500	241,500	-,936	,349	,356 ^a
Angle RPQ du coté gauche	18,000	189,000	-3,481	,000	,000^a
Angle RPQ du coté droit	62,000	233,000	-1,344	,179	,191 ^a
Angle OPR du coté gauche	33,000	204,000	-2,733	,006	,005^a
Angle OPR du coté droit	71,000	242,000	-,911	,362	,382 ^a
Index RO / PQ du coté gauche	31,000	202,000	-2,831	,005	,004^a
Index RO / PQ du coté droit	74,000	245,000	-,767	,443	,464 ^a
Index CD / AB du coté gauche	58,000	113,000	-1,534	,125	,133 ^a
Index CD / AB du coté droit	81,000	136,000	-,432	,666	,689 ^a
Index EF / AB du coté gauche	60,000	115,000	-1,438	,150	,160 ^a
Index EF / AB du coté droit	85,000	140,000	-,240	,811	,832 ^a
Index PQ / AB du coté gauche	61,000	116,000	-1,391	,164	,175 ^a
Index PQ / AB du coté droit	81,500	136,500	-,408	,684	,689 ^a
Index RO / AB du coté gauche	75,000	246,000	-,719	,472	,494 ^a
Index RO / AB du coté droit	71,000	242,000	-,911	,362	,382 ^a
Index AB / GH du coté gauche	87,000	142,000	-,144	,886	,906 ^a
Index AB / GH du coté droit	81,000	136,000	-,432	,666	,689 ^a

Test de Mann-Whitney : Recherche de différences significatives en fonction du sexe pour les foetus âgés de moins de 26 semaines d'aménorrhée (Groupe A).

	U de Mann-Whitney	W de Wilcoxon	Z	Sig.	Signification exacte
Aire de l'ilion droit en mm	6,000	12,000	-,447	,655	,786 ^a
Aire de l'ilion gauche en mm	4,000	7,000	,000	1,000	1,000 ^a
Aire moyenne de la surface auriculaire droite en mm	7,000	13,000	-,149	,881	1,000 ^a
Aire moyenne de la surface auriculaire gauche en mm	3,000	13,000	-,463	,643	,800 ^a
périmètre de l'ilion droit en mm	7,000	13,000	-,149	,881	1,000 ^a
périmètre de l'ilion gauche en mm	3,000	13,000	-,463	,643	,800 ^a
périmètre moyen de la surface auriculaire droite en mm	7,000	13,000	-,149	,881	1,000 ^a
périmètre moyen de la surface auriculaire gauche en mm	3,000	13,000	-,463	,643	,800 ^a
Aire échancrure droite en mm	6,000	12,000	-,447	,655	,786 ^a
Aire échancrure gauche en mm	2,000	5,000	-,926	,355	,533 ^a
Périmètre échancrure droite en mm	6,000	21,000	-,447	,655	,786 ^a
Périmètre échancrure gauche en mm	3,000	6,000	-,463	,643	,800 ^a
Index aire ilion / aire surface auriculaire à droite	3,000	9,000	-1,342	,180	,250 ^a
Index aire ilion / aire surface auriculaire à gauche	,000	3,000	-1,852	,064	,133 ^a
Index aire ilion / aire échancrure ischiatique à droite	6,000	12,000	-,447	,655	,786 ^a
Index aire ilion / aire échancrure ischiatique à gauche	3,000	13,000	-,463	,643	,800 ^a
Index périmètre ilion / périmètre surface auriculaire à droite	4,000	10,000	-1,043	,297	,393 ^a
Index périmètre ilion / périmètre surface auriculaire à gauche	1,000	4,000	-1,389	,165	,267 ^a
Index périmètre ilion / périmètre échancrure ischiatique à droite	1,000	7,000	-1,938	,053	,071 ^a
Index périmètre ilion / périmètre échancrure ischiatique à gauche	2,000	12,000	-,926	,355	,533 ^a

a. Non corrigé pour les ex aequo.

b. Critère de regroupement : SEXE

Groupe A		Groupe C			
Sexe	Probabilité	Logistique 1		Logistique 2	
		Sexe	Probabilité	Sexe	Probabilité
1	0,10	1	0,25	1	0,20
1	0,10	2	0,18	2	0,14
1	0,10	1	0,42	1	0,17
1	0,26	1	0,37	1	0,18
1	0,00	1	0,55	1	0,31
1	0,26	1	0,30	1	0,22
2	0,99	2	0,73	2	0,72
1	0,10	2	0,30	2	0,69
1	0,01	2	0,38	2	0,54
1	0,48	1	0,25	1	0,32
2	0,76	1	0,39	1	0,34
1	0,24	2	0,39	2	0,26
2	0,88	2	0,58	2	0,32
2	0,10	2	0,81	2	0,64
2	0,76	2	0,43	2	0,56
1	0,56	2	0,56	2	0,54
1	0,03	2	0,48	2	0,54
1	0,01	2	0,73	2	0,92
2	0,28	1	0,19	1	0,32
1	0,10	2	0,46	2	0,58
2	0,76	1	0,48	1	0,43
1	0,82	1	0,45	1	0,48
1	0,10	1	0,48	1	0,74
2	0,71	1	0,71	1	0,54
1	0,02	1	0,26	1	0,54
1	0,00	1	0,44	1	0,27
2	0,52	2	0,39	2	0,54
2	0,93	1	0,43	1	0,29
		1	0,57	1	0,64

Présentation du sexe réel des fœtus et des probabilités calculées selon le modèle logistique établi pour le Groupe A (moins de 26 SA), puis pour le Groupe C (plus de 34 SA) selon les modèles logistiques 1 et 2. Les probabilités présentées sont celles d'être de sexe féminin. sexe 1 = Masculin ; sexe 2 = Féminin.

ESTIMATION
de l'AGE

Num	Hum_M1	Hum_M2	Hum_D	Rad_M1	Rad_M2	Rad_D	Uln_M1	Uln_M2	Uln_D
1	32,5	33,1	0,6	28,1	28,8	0,7	31,3	31,3	0
2	63,2	63,2	0	50	50	0	57	57	0
3	45	45	0	36,7	36,7	0	41,7	41,7	0
4	34,9	36,1	1,2	29,5	29,1	0,4	33,6	31,6	2
5	27,9	27,9	0	23	23	0	25,8	26,2	0,4
6	40,9	40,9	0	33,5	33,5	0	38,1	37,5	0,6
8	28,1			22,9			26,6		
9	31,9			26,5			28,8		
10	36,6			31,7	31,3	0,4	34,5	34,7	0,2
11	26			23			25		
12	33,1	33,1	0	26,9	26,9	0	30	30	0
13	37,8	36,4	1,4	30,8	30,1	0,7	34,3	33,5	0,8
14	52,3	52,3	0	42,2	42,2	0	47,7	47,7	0
15	38,5	38,5	0	32,1	32,7	0,6	35,3	35,3	0
16	30,6	31,6	1	25,5	25,5	0	28,1	27,6	0,5
17	32,2	32,2	0	25,6	25,6	0	29,4	29,4	0
18	21,9	21,9	0	18,4	18,9	0,5	20,6	20,6	0
20	63,2	63,2	0	46,1	46,1	0	54,6	53,9	0,7
21	29,8			26,4			28,8		
22	39,9	40,4	0,5	33,2	33,2	0	36,1	36,5	0,4
23	50,9	50,9	0	42	42	0	48,2	47,3	0,9
24	36,6	36,6	0	31,1	31,1	0	34,1	34,1	0
25	32,6	32,6	0	27,2	27,2	0	30,4	30,4	0
26	38,2	38,2	0	32,2	31,6	0,6	36,2	35,5	0,7

Num	Fem_M1	Fem_M2	Fem_D	Tib_M1	Tib_M2	Tib_D	Fib_M1	Fib_M2	Fib_D
1	35,8	36,3	0,5	31,7	31,7	0	30	30	0
2	71	71,7	0,7	62,3	62,3	0	59,4	59,4	0
3	49,2	49,2	0						
4	38	38	0	32,9	32,9	0	31	31,6	0,6
5	27,8	28,3	0,5	24,4	23,9	0,5	23,9	23,9	0
6	42	42	0	38,6	38,6	0	36,9	36,4	0,5
7	82,4	83,1	0,7						
8	28,7	28,7	0	24,7	24,7	0	24,2	24,2	0
9	33,2	33,2	0	28,3			27,9		
10	38,6	38,6	0						
11	27,8	27,8	0						
12	34,4	34,3	0,1	30	29,4	0,6	28,1	28,1	0
13	40,5	40,5	0	35,4	36,1	0,7	33,5	33,5	0
14	59,4	57,7	1,7	50,8	51	0,2	46,9	47,1	0,2
15	39,2	40,4	1,2	35,1	35,6	0,5	34,5	34,9	0,4
16	31,1	31,8	0,7	26,7	27,3	0,6	26,7	26,7	0
17	33,7	33,7	0	29,1	29,1	0	28,5	28,5	0
18	22,4	21,8	0,6	18,4			18		
19	44,7	44,7	0						
20	73,7	73	0,7	61,8	61,8	0	57,2	57,2	0
21	32,4	32	0,4						
22	41,3	41,8	0,5	37,5	37,5	0	36,1	36,1	0
24	39,6	39	0,6	34,1			32,3		
25	34,8	34,2	0,6						
26	38,6	38,6	0						

Répétabilité. Présentation des deux mesures relevées sur les radiographies *in situ* par le même observateur et de leurs différences.

NUM	hum_d	hum_g	hum_d	hum_g	rad_d	rad_g	rad_d	rad_g	uIn_d	uIn_g	uIn_d	uIn_g
486881	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
474737												
488298	34,43	34,43	34,43	34,73		28,44		28,44	31,14	32,04		32,04
475136												
477906												
459595	45,36	45,70	45,36	45,36	36,75	36,75	36,75	36,75	41,39	41,39	41,06	41,39
473092	62,63	62,63	62,63	62,63	50,00	50,00	50,00	50,00	58,59	58,08	57,58	57,58
487382												
488902	32,54	32,54	32,54	32,54	26,33	26,33	26,33	26,04	29,29	29,29	29,29	29,29
476280												
485514	38,04	38,34	38,11	38,11	31,29	31,29	31,10	31,10	34,36	34,66	34,15	34,45
490134												
479682	42,14	42,14	42,14	42,14	34,59	34,28	34,59	34,28	39,62	39,31	39,62	39,31
488683												
490612												
490738												
479081	32,34	32,34	32,14	31,85	26,95	26,95	26,79	26,79	29,34	29,34	29,17	29,17
477157	57,14	57,82	57,14	57,82	44,90	44,56	44,90	44,56	51,70	51,70	51,70	51,70
477804	35,45	36,06	35,76	36,06	29,09	29,09	28,79	28,79	32,73	32,73	32,42	32,73
476276	53,03	52,53	53,03	52,53	42,42	42,42	42,42	42,42	47,98	47,98	47,98	47,98
469830	39,13	39,13	38,54	38,54	32,30	32,92	32,29	32,29	36,34	36,02	35,94	35,42
481974	37,08	37,08	37,36	37,08	29,49	29,49	29,21	29,21	33,71	33,71		33,43
476932												
478696	32,28	31,75	32,28	31,75	26,19	26,19	25,93	25,93	29,63	29,63	29,37	29,37
484245												
481496	56,80	56,80	35,63	35,63	46,60	46,26	29,64	29,94	53,06	52,38	32,93	32,93
460321	33,23	33,55	33,01	33,33	27,74	27,74	27,56	27,24	30,65	30,32	30,45	30,13
476110	38,20	38,51	37,65	37,96	31,68	31,68	31,48	31,48	35,40	35,09	34,88	34,88
465863	42,33	42,33	42,33	42,33	36,20	36,20	36,20	36,20	39,88	39,88	39,88	39,88
475772	31,10	31,10	31,10	31,10	26,52	26,52		26,52	29,57	29,57	29,57	29,57
474808												
475400	33,71	34,00	33,71	34,00	27,43	27,14	27,14	27,14	30,57	30,57	30,29	30,29
482163												
476455	57,14	57,14	57,14	57,14	46,60	46,26	46,60	46,26	52,72	52,38	52,72	52,38
485371												
480830												
478456	43,05	43,05	42,38	42,38	34,77	34,77	34,77	34,77	39,74	39,40	39,40	39,40
485283	52,02	52,02	52,02	52,02	40,91	40,40	40,91	40,40	45,96	45,96	45,96	45,96
483368												
475110												
490520	39,90	39,39	39,39	39,39	31,82	31,31	31,31	31,31	36,36	36,36	36,36	36,36
480498												
480774	62,39	62,39	68,69	68,69	50,92	50,92	56,06	56,06	58,26	58,26	64,14	64,14
478312												
480834	34,91	35,21	34,71	35,00	28,40	28,40	27,94	28,24	31,95	31,66	31,76	31,47
474842	31,82	31,82	31,82		26,20	26,47	26,20	26,47	29,14	29,14	28,88	29,14
483456												
475578	57,07	56,57	57,07	56,57	46,97	46,97	46,97	46,97	54,04	53,03	53,54	52,53
476807												
464664												
474316												
487773												
483011	32,00	32,00	32,00	32,29	26,29	26,86		26,86	29,71	29,71	29,71	29,71
485379	29,73	29,73	29,73	29,73	23,51	23,24	23,51	23,24	26,76	26,22	26,76	26,22
481082												
481737	40,99	41,30	41,25	41,56	33,54	33,54	33,75	33,75	38,20	38,20	38,44	38,13

Répétabilité. Mesures relevées sur les radiographies *ex situ* par le même observateur pour le membre supérieur. **NB** : mesures 1 : gris ; mesures 2 : blanc.

NUM	fem_d	fem_g	fem_d	fem_g	tib_d	tib_g	tib_d	tib_g	fib_d	fib_g	fib_d	fib_g
486881	33,45	33,80	33,45	33,80	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
474737	31,89	32,16										
488298	37,10	37,10	37,10	37,10	32,04	32,04	32,04	32,04		31,14		31,14
475136	36,23	36,52										
477906	25,13	25,13	31,41	31,41								
459595	48,21	48,21	48,21	48,21	42,05	42,05	42,05	42,05	39,74	39,07	39,74	39,07
473092	71,11	71,48	71,11	71,48	62,12	61,62	62,12	61,62	59,09	59,09	58,59	58,59
487382	50,68	50,68	50,68	50,68								
488902	31,71	31,71			28,99	28,99	28,70	28,70	28,40	28,11	28,11	28,11
476280	37,04	37,04	37,04	37,04								
485514	38,93	39,29			34,36	34,36	34,15	34,45	32,52	32,52	32,32	32,01
490134	37,39	37,39										
479682	44,71	44,71			39,94	39,62	39,62	39,31	38,68	38,36	38,36	38,36
488683	72,68	73,20	72,68	73,20								
490612	39,17	38,89										
490738	44,49	44,49										
479081	33,14	33,14			28,14	28,14	27,98	27,98	26,95	26,95	26,79	26,79
477157	63,68	63,54	63,68	64,21	55,10	55,10	55,10	55,10	51,70	52,04	52,04	52,38
477804	35,16	31,02			30,91	30,91	30,91	30,91	30,30	30,61	30,30	30,61
476276	58,72	57,80	58,72	57,80	51,01	51,01	51,52	51,01	47,47	46,97	47,47	47,47
469830	39,41	39,41			35,40	35,40	35,42	35,42	34,78	34,78	34,90	34,90
481974	37,72	37,28	37,72	37,28	32,87	33,15	32,58	33,15	32,87	32,58	32,87	32,87
476932	72,83	72,83	72,83	72,83								
478696	31,56	31,88	31,56	31,88	28,31	28,31	28,31	28,31	26,98	26,98	26,72	26,46
484245	37,03	37,03										
481496	35,06	35,06			57,14	57,14	32,63	32,63	53,74	53,74	31,74	31,74
460321	33,94	33,64	34,46	34,15	30,32	30,32	30,13	30,13	28,39	29,03	28,21	28,53
476110	39,41	39,41			34,78	34,78	34,57	34,57	34,16	34,16	33,95	33,95
465863	45,33	45,33			40,49	39,88	40,49	39,88	38,96	38,96	38,96	38,96
475772	30,77	30,77			28,05	28,05	28,05	28,35	27,74	27,74	28,05	28,05
474808	24,47	24,47										
475400	33,05	33,47	33,05	33,47	29,71	29,71	30,00	29,71	28,00	28,00	28,00	
482163	78,86	78,86	78,86	78,86								
476455	63,78	63,78	63,78	63,78	57,14	57,14	57,14	57,14	53,74	53,40	53,74	53,40
485371	44,01	44,37	44,01	44,37								
480830	31,58	31,58	31,58	31,58								
478456	45,22	45,22			39,74	39,40	39,74	39,74	38,41	38,41	38,08	38,41
485283	57,01	57,94	57,01	57,94	49,49	49,49	49,49	49,49	46,46	46,46	46,46	46,46
483368	41,45	41,74										
475110	52,48	52,48	52,48	52,48								
490520	45,94	45,94			36,87	35,86	36,87	36,87	35,86	35,35	35,35	35,35
480498	70,00	70,00	70,00	70,00								
480774	77,78	77,54	77,78	78,21	61,01	60,09	66,67	66,16	56,88	57,34	62,63	62,63
478312	28,87	29,23	28,87	29,23								
480834	34,74	34,74	34,74	34,74	30,18	30,18	30,29	30,00	29,29	29,59	29,12	29,41
474842	31,20	31,20			27,81	27,54	27,81	27,54	27,27	27,27	27,27	
483456	41,18	41,18										
475578	64,03	64,03	64,03	64,03	56,57	56,06	56,57	55,56	54,04	54,55	53,54	54,04
476807	42,46	42,46										
464664	64,71	64,71	64,71	64,71								
474316	36,54	36,86										
487773	35,62	35,62										
483011	32,94	32,94	32,94	32,94	28,57	28,00	28,29	27,71	26,00			
485379	30,99	30,70	30,99	30,70	25,95	26,49	25,95	26,49	24,59	24,32	24,59	24,32
481082	28,84	28,60										
481737	42,37	42,80	42,37	42,80	38,51	38,20	38,13	38,13	37,89	37,58	37,81	37,81

Répétabilité. Mesures relevées sur les radiographies *ex situ* par le même observateur pour le membre inférieur. **NB** : mesures 1 : gris ; mesures 2 : blanc.

NUM	hum_d	hum_g	hum_d	hum_g	rad_d	rad_g	rad_d	rad_g	uln_d	uln_g	uln_d	uln_g
486881	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
474737												
488298	34,43	34,43	34,43	34,73		28,44		28,44	31,14	32,04		31,74
475136												
477906												
459595	45,36	45,70	45,33	45,67	36,75	36,75	36,67	36,67	41,39	41,39	41,00	40,67
473092	62,63	62,63	61,11	61,62	50,00	50,00	49,49	49,49	58,59	58,08	57,58	57,58
487382												
488902	32,54	32,54	31,95	32,25	26,33	26,33	26,04	26,04	29,29	29,29	29,29	29,59
476280												
485514	38,04	38,34	37,80	38,11	31,29	31,29	30,79	31,10	34,36	34,66	34,15	34,15
490134												
479682	42,14	42,14	41,82	41,82	34,59	34,28	34,59	34,28	39,62	39,31	39,31	39,62
488683												
490612												
490738												
479081	32,34	32,34	31,85	31,55	26,95	26,95	26,79	26,49	29,34	29,34	29,17	28,87
477157	57,14	57,82	57,14	57,82	44,90	44,56	44,90	44,56	51,70	51,70	51,70	51,70
477804	35,45	36,06	35,67	35,37	29,09	29,09	28,96	29,27	32,73	32,73	32,32	32,32
476276	53,03	52,53	53,03	52,53	42,42	42,42	41,92	42,42	47,98	47,98	47,47	47,47
469830	39,13	39,13	38,54	38,54	32,30	32,92	32,29	32,29	36,34	36,02	35,94	35,42
481974	37,08	37,08	37,01	36,72	29,49	29,49	29,38	29,38	33,71	33,71		33,62
476932												
478696	32,28	31,75	31,91	31,91	26,19	26,19	26,06	26,06	29,63	29,63	28,99	28,99
484245												
481496	56,80	56,80	35,33	35,33	46,60	46,26	29,34	29,34	53,06	52,38	32,93	32,93
460321	33,23	33,55	33,01	33,33	27,74	27,74	27,24	27,24	30,65	30,32	30,45	30,13
476110	38,20	38,51	37,89	37,89	31,68	31,68	31,06	31,06	35,40	35,09	35,40	35,40
465863	42,33	42,33	42,33	42,33	36,20	36,20	36,20	36,20	39,88	39,88	39,88	39,88
475772	31,10	31,10	30,98	30,98	26,52	26,52		26,69	29,57	29,57	30,06	30,06
474808												
475400	33,71	34,00	33,71	34,00	27,43	27,14	27,14	27,14	30,57	30,57	30,29	30,29
482163												
476455	57,14	57,14	57,14	57,14	46,60	46,26	46,60	46,26	52,72	52,38	52,72	52,38
485371												
480830												
478456	43,05	43,05	43,33	43,00	34,77	34,77	35,00	35,00	39,74	39,40	40,00	39,67
485283	52,02	52,02	51,52	51,52	40,91	40,40	40,40	40,40	45,96	45,96	45,45	45,45
483368												
475110												
490520	39,90	39,39	39,39	38,89	31,82	31,31	31,82	30,81	36,36	36,36	36,36	35,86
480498												
480774	62,39	62,39	68,18	68,18	50,92	50,92	55,56	55,56	58,26	58,26	63,13	63,13
478312												
480834	34,91	35,21	34,41	34,41	28,40	28,40	27,65	27,65	31,95	31,66	31,47	31,47
474842	31,82	31,82	31,55		26,20	26,47	26,20	26,20	29,14	29,14	29,14	28,88
483456												
475578	57,07	56,57	56,57	56,57	46,97	46,97	46,97	46,97	54,04	53,03	53,03	53,54
476807												
464664												
474316												
487773												
483011	32,00	32,00	32,00	32,00	26,29	26,86	26,29	26,57	29,71	29,71	29,71	29,71
485379	29,73	29,73	29,73	29,73	23,51	23,24	25,95	26,22	26,76	26,22	26,76	23,24
481082												
481737	40,99	41,30	40,94	41,25	33,54	33,54	33,44	33,44	38,20	38,20	38,44	38,44

Reproductibilité. Mesures relevées sur les radiographies *ex situ* par 2 observateurs différents pour le membre supérieur. **NB** : Observateur 1 : gris ; Observateur 2 : blanc.

NUM	fem_d	fem_g	fem_d	fem_g	tib_d	tib_g	tib_d	tib_g	fib_d	fib_g	fib_d	fib_g
486881	33,45	33,80	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
474737	31,89	32,16										
488298	37,10	37,10	37,10	37,10	32,04	32,04	32,04	32,04		31,14		30,84
475136	36,23	36,52										
477906	25,13	25,13										
459595	48,21	48,21	48,21	48,21	42,05	42,05	42,00	42,00	39,74	39,07	39,00	39,67
473092	71,11	71,48	70,96	70,96	62,12	61,62	61,62	61,11	59,09	59,09	58,59	58,59
487382	50,68	50,68										
488902	31,71	31,71			28,99	28,99	28,70	28,99	28,40	28,11	28,11	27,81
476280	37,04	37,04										
485514	38,93	39,29	39,49	39,49	34,36	34,36	34,15	34,15	32,52	32,52	32,32	32,62
490134	37,39	37,39										
479682	44,71	44,71	45,37	45,37	39,94	39,62	39,94	39,31	38,68	38,36	38,05	38,36
488683	72,68	73,20										
490612	39,17	38,89										
490738	44,49	44,49										
479081	33,14	33,14	33,14	33,14	28,14	28,14	27,98	27,98	26,95	26,95	26,79	26,79
477157	63,68	63,54	63,68	64,21	55,10	55,10	55,10	55,10	51,70	52,04	52,04	52,38
477804	35,16	31,02			30,91	30,91	31,10	30,79	30,30	30,61	29,88	30,49
476276	58,72	57,80	57,73	57,27	51,01	51,01	51,01	50,51	47,47	46,97	46,97	46,97
469830	39,41	39,41	40,00	40,00	35,40	35,40	35,42	35,42	34,78	34,78	34,90	34,90
481974	37,72	37,28	38,39	42,50	32,87	33,15	32,77	33,33	32,87	32,58	33,33	33,05
476932	72,83	72,83										
478696	31,56	31,88	31,88	32,19	28,31	28,31	28,19	28,19	26,98	26,98	26,86	26,60
484245	37,03	37,03										
481496	35,06	35,06			57,14	57,14	32,93	32,93	53,74	53,74	31,74	31,44
460321	33,94	33,64	34,46	34,46	30,32	30,32	30,13	30,13	28,39	29,03	27,88	28,21
476110	39,41	39,41	40,00	40,00	34,78	34,78	34,78	34,47	34,16	34,16	33,85	34,16
465863	45,33	45,33			40,49	39,88	40,49	39,88	38,96	38,96	38,96	38,96
475772	30,77	30,77	30,77	30,77	28,05	28,05	27,91	27,91	27,74	27,74	27,91	27,91
474808	24,47	24,47										
475400	33,05	33,47	33,47	33,90	29,71	29,71	30,00	29,71	28,00	28,00	28,00	
482163	78,86	78,86										
476455	63,78	63,78	63,78	63,78	57,14	57,14	57,14	57,14	53,74	53,40	53,74	53,40
485371	44,01	44,37										
480830	31,58	31,58										
478456	45,22	45,22			39,74	39,40	40,33	40,00	38,41	38,41	38,33	38,33
485283	57,01	57,94	57,48	57,94	49,49	49,49	48,99	48,99	46,46	46,46	45,96	46,46
483368	41,45	41,74										
475110	52,48	52,48										
490520	45,94	45,94	45,94	45,94	36,87	35,86	36,87	36,36	35,86	35,35	35,35	35,35
480498	70,00	70,00										
480774	77,78	77,54	77,12	77,12	61,01	60,09	66,16	65,66	56,88	57,34	62,12	62,12
478312	28,87	29,23										
480834	34,74	34,74	34,62	34,62	30,18	30,18	30,00	29,71	29,29	29,59	28,82	29,12
474842	31,20	31,20	31,47	31,20	27,81	27,54	27,54	27,27	27,27	27,27	27,01	
483456	41,18	41,18										
475578	64,03	64,03	64,03	64,03	56,57	56,06	55,56	56,57	54,04	54,55	53,54	53,54
476807	42,46	42,46										
464664	64,71	64,71										
474316	36,54	36,86										
487773	35,62	35,62										
483011	32,94	32,94	32,94	32,94	28,57	28,00	28,00	28,57	26,00			
485379	30,99	30,70	30,70	30,70	25,95	26,49	25,68	25,95	24,59	24,32	24,32	24,32
481082	28,84	28,60										
481737	42,37	42,80	43,22	43,22	38,51	38,20	38,13	38,13	37,89	37,58	37,50	37,50

Reproductibilité. Mesures relevées sur les radiographies *ex situ* par 2 observateurs différents pour le membre inférieur. **NB** : Observateur 1 : gris ; Observateur 2 : blanc.

Test t de Student pour échantillons indépendants. Recherche des différences en fonction du sexe pour les paramètres anthropométriques utilisés dans la détermination de l'âge.

		Test de Levene sur l'égalité des variances		Test-t pour égalité des moyennes						
		F	Sig.	t	ddl	Sig. (bilat.)	Diff moy	Diff écart-type	Intervalle de confiance 95% de la différence	
									Inf	Sup
VT	Hypothèse de variances égales	,328	,567	,408	768	,683	3,21	7,868	-12,2	18,7
	Hypothèse de variances inégales			,408	761,990	,683	3,21	7,861	-12,2	18,6
VC	Hypothèse de variances égales	,038	,846	,725	765	,469	3,89	5,371	-6,65	14,4
	Hypothèse de variances inégales			,725	758,269	,469	3,89	5,371	-6,65	14,4
PC	Hypothèse de variances égales	,186	,666	,142	635	,887	,7737	5,432	-9,89	11,4
	Hypothèse de variances inégales			,143	627,578	,887	,7737	5,422	-9,87	11,4
PIED	Hypothèse de variances égales	,236	,627	-,176	752	,860	-,238	1,352	-2,89	2,42
	Hypothèse de variances inégales			-,177	747,142	,860	-,238	1,350	-2,89	2,41
IN_HUM	Hypothèse de variances égales	,399	,528	-,924	298	,356	-1,37	1,480	-4,28	1,55
	Hypothèse de variances inégales			-,926	289,908	,355	-1,37	1,477	-4,28	1,54
HUM_CORR	Hypothèse de variances égales	,399	,528	-,924	298	,356	-1,28	1,383	-4,00	1,44
	Hypothèse de variances inégales			-,926	289,908	,355	-1,28	1,380	-3,99	1,44
IN_RAD	Hypothèse de variances égales	,071	,790	-,540	330	,590	-,580	1,074	-2,69	1,53
	Hypothèse de variances inégales			-,542	322,910	,588	-,580	1,069	-2,68	1,52
RAD_CORR	Hypothèse de variances égales	,071	,790	-,540	330	,590	-,564	1,044	-2,62	1,49
	Hypothèse de variances inégales			-,542	322,910	,588	-,564	1,039	-2,61	1,48
IN_ULN	Hypothèse de variances égales	,377	,540	-,832	330	,406	-1,03	1,241	-3,47	1,41
	Hypothèse de variances inégales			-,833	320,949	,405	-1,03	1,239	-3,47	1,41
ULN_CORR	Hypothèse de variances égales	,377	,540	-,832	330	,406	-1,03	1,232	-3,45	1,40
	Hypothèse de variances inégales			-,833	320,949	,405	-1,03	1,231	-3,45	1,40
IN_FEM	Hypothèse de variances égales	1,260	,262	-1,32	372	,186	-2,14	1,614	-5,31	1,04
	Hypothèse de variances inégales			-1,32	358,552	,188	-2,14	1,618	-5,32	1,05
FEM_CORR	Hypothèse de variances égales	1,260	,262	-1,32	372	,186	-2,01	1,517	-4,99	,9747
	Hypothèse de variances inégales			-1,32	358,552	,188	-2,01	1,521	-5,00	,9829

Test t de Student pour échantillons indépendants. Recherche des différences en fonction du sexe pour les paramètres anthropométriques utilisés dans la détermination de l'âge.

		Test de Levene sur l'égalité des variances		Test-t pour égalité des moyennes						
		F	Sig.	t	ddl	Sig. (bilat.)	Diff moy	Diff écart-type	Intervalle de confiance 95% de la différence	
									Inf	Sup
IN_TIB	Hypothèse de variances égales	,887	,347	-1,06	312	,289	-1,64	1,545	-4,68	1,40
	Hypothèse de variances inégales			-1,06	303,248					
TIB_CORR	Hypothèse de variances égales	,887	,347	-1,06	312	,289	-1,59	1,499	-4,54	1,36
	Hypothèse de variances inégales			-1,06	303,248					
IN_FIB	Hypothèse de variances égales	,446	,505	-,990	296	,323	-1,46	1,472	-4,36	1,44
	Hypothèse de variances inégales			-,990	290,466					
FIB_CORR	Hypothèse de variances égales	,446	,505	-,990	296	,323	-1,38	1,397	-4,13	1,37
	Hypothèse de variances inégales			-,990	290,466					
POIDS	Hypothèse de variances égales	1,005	,316	,968	777	,333	65,6	67,78	-67,4	199
	Hypothèse de variances inégales			,971	775,400					

PUBLICATIONS

Article Paru

dans

***Journal of
Forensic Sciences***

Pascal Adalian,¹ Ph.D.; Marie Dominique Piercecchi-Marti,² M.D., Ph.D.;
Brigitte Bourliere-Najean,³ M.D.; Michel Panuel,³ M.D.; Catherine Fredouille,⁴ M.D.;
Olivier Dutour,¹ M.D., Ph.D.; and Georges Leonetti,^{1,2} M.D., Ph.D.

Postmortem Assessment of Fetal Diaphyseal Femoral Length: Validation of a Radiographic Methodology

REFERENCE: Adalian P, Piercecchi-Marti MD, Bourliere-Najean B, Panuel M, Fredouille C, Dutour O, Leonetti G. Postmortem assessment of fetal diaphyseal femoral length: validation of a radiographic methodology. *J Forensic Sci* 2001;46(2):215–219.

ABSTRACT: Depending on the general condition of fetal remains, forensic specialists might face difficulties concerning age estimation. Reference tables and regression equations are helpful devices in this task, although they are generally applied for complete fetuses or fetal remains including soft tissues. However, the problem of age estimation stays for osseous remains, both for entire bones and ossified parts, since most of the reference tables come from ultrasonographic measurements, which are not easily reproducible on fetal osseous remains. Furthermore, the ultrasonographic measurements contain slight errors in comparison to the real anatomical ones. This study describes a radiographic protocol and a measurement technique that facilitate and improve bone measurements, and therefore, facilitate age estimation, too. A qualitative criterion, namely a clear-cut bony endplate, was defined and tested. Its reliability (repeatability and reproducibility) turned out to be good, showing nonsignificative differences to the threshold of 0.05, with average errors of 0.26 and 0.44 mm respectively. Moreover, concerning the test of eventual size differences between the right and left femurs showed a *P* value < 0.0001. The test of the qualitative criterion was based on the comparison of the radiographic *in situ* femur measurements and the radiographic measurements of the same bones after dissection. The results were satisfactory, since an average error of 0.58 mm was obtained, which did not give any significant differences to the threshold of 0.05. It was concluded that this methodology provides an easy and precise new measurement tool for forensic practice, and can allow us to establish some nonultrasonographic tables, which fit our population.

KEYWORDS: forensic science, forensic anthropology, fetus, femur, diaphyseal length, radiology, methodology, dissection

Estimating gestational age can be one of the forensic specialists' possible tasks. Depending on the general condition of fetal remains, the specialists can use several methods with reference to

published growth standards in order to estimate age with the most accuracy. Several reference tables or regression equations are available for complete fetuses and fetal remains including soft tissues based on ultrasonographic examination. In these cases, the measurements of biparietal diameter (1–6), crown-heel length (1,6–8), crown-rump length (8–9), and foot length (10–11) can be used. Even if it was noticed that such *in utero* measurements contain slight errors (1 to 1.5 mm) compared to the real anatomical size (2), the tables based on them were found to be acceptable.

The second type of most frequently examined fetal remains are bones, or more precisely, the ossified portion of the cartilaginous matrix of the bone under construction. Most of the existing reference tables (2,8,12–21) for such fetal remains are of ultrasonographic origin, while the nonultrasonographic ones are old and do not fit our population. The purpose of our study was to assess a precise and easily reproducible method that can help us to establish new fetal growth standards.

Material and Methods

Our information on fetuses included in this study came from anonymous fetopathologic examination records, which were set down after various fetal deaths (spontaneous abortions, *in utero* death, stillborn fetuses). In view of the multidisciplinary character of the examination, which is the result of the existence of prenatal diagnosis centers established by the French law, every report was written by a specialist. Therefore, each review file contained: a radiological report, a frontal and lateral radiographic examination of the fetus, an eventual anomaly description, and a fetopathologic report that gave general information about the mother concerning her age, the number of preceding pregnancies, the number of pregnancies led to term, the present cause of fetal death, the expulsion mode, the possible diseases, and the familial medical history. Concerning the fetuses, we obtained the caryotype results, the biometric parameter values, and the description of the eventual visceral and external anomalies from the specialist.

We studied 1000 of the above-mentioned reports and selected 525 fetuses according to the following criteria (22): age between twelve and 41 weeks, absence of maternal diseases (diabetes, hypertension, infectious diseases with fetal repercussions, or congenital disease), and normal fetal caryotype. From the selected 525 reports 27 were twin pregnancies, presenting slightly different growth tendencies as unique pregnancies (15). These cases were excluded since they were liable to be mistaken with intrauterine

¹ Université de la Méditerranée, Faculté de Médecine, Unité d'Anthropologie - UMR 6578, 27 bd Jean Moulin, 13385 Marseille Cedex 05, France.

² Université de la Méditerranée, Faculté de Médecine, Service de Médecine Légale, 27 bd Jean Moulin, 13385 Marseille Cedex 05, France.

³ Service de Radiologie Pédiatrique, CHU Timone, 264 rue St Pierre, 13385 Marseille Cedex 05.

⁴ Service d'Anatomie Pathologique et Neuropathologique, CHU Timone, 264 rue St Pierre, 13385 Marseille Cedex 05.

Received 20 March 2000; and in revised form 12 May 2000; accepted 12 May 2000.

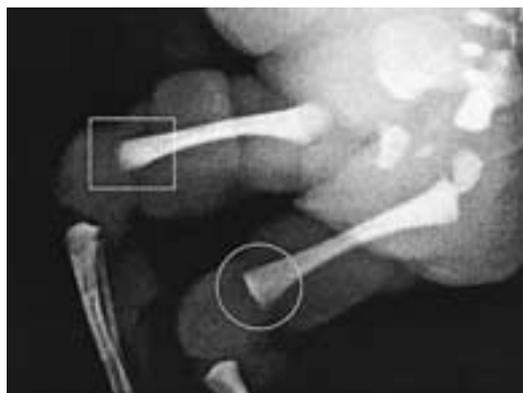


FIG. 1—Qualitative criterion—The clear-cut bony endplate (see circle) identifies a good qualitative criterion. The other endplate (see square) is vague, and therefore corresponds to a bad qualitative criterion.

growth retardation. Finally, the examined material involved 269 males and 229 females, totalling 498 fetuses.

Radiographic Examination Protocol

The radiographs were performed with a PHILIPS Diagnost 4 radiography table and a PHILIPS PCR/ACE treatment console with a focus-film distance of 1 m. The X-rays were taken on standard V phosphorus screen cassettes and printed on hard copy films.

Each fetus was examined from a frontal and a lateral view. They were laid directly on the table, fixing the head and limbs with adhesive ribbons. For the frontal view the limbs were stretched out, while for the lateral one the inferior limbs were half bent in order to avoid any superposition (Fig. 1). The applied radiographic parameters were 41 kV and 2 mAs.

Measurement Technique

As a consequence of the principles of radiography, and the fact that we worked on fetuses, what we measured was the ossified shaft of the developing bone. Without further precision, this portion is commonly termed only as “diaphysis” by the majority of authors, although the term “ossified shaft” includes the diaphysis (the result of the bone’s primary ossification center) and the flared ends, also called metaphyses. However, in order to avoid any confusion when compared to other articles, we decided to use “diaphysis” too.

First of all, for the radiographic measurement of these diaphyses we had to take into consideration the difficulties of positioning. On the one hand, the bones had to be parallel to the film in order to avoid parallax errors. On the other hand, the bones had to lie directly on the radiographic plate in order to avoid the “cone of projection” phenomenon. As a consequence of these conditions, we decided to take the measurements on the profile radiographs, since it was sure that the bones of one side were leaning definitely on the radiographic plate. In spite of this choice, the lateralization of the limbs was not always evident. Therefore, to be sure of the measurement, we had to define a qualitative criterion. This criterion was the existence of a clear-cut endplate of the growing femur in the radiograph, which ensured the avoidance of the projection cone and the parallax phenomena, and, at the same time, we were informed about the bone lateralization (Fig. 1). After noting the lateralization, we measured right and left bones without any differentiation.

The measurements were carried out with a 0.5 mm graduated plastic ruler. First, we measured the diaphyseal length, and then the scale that was applied in the radiograph. After taking into consideration the ratio between the real and the radiographic scale each time (since this ratio was different concerning each radiograph), we could figure out proportionately the real diaphyseal sizes. The measurements were rounded up to the nearest upper 0.5 mm. We measured the maximal length of the diaphysis, taking care to remain parallel to its great axis.

Tests

As in each experimental protocol, and especially because we proposed a new methodology, we had to use several tests. Since we established a qualitative, or a subjective criterion, it was necessary to test it first.

Therefore, after the bones had been measured with the application of this criterion without considering sex, we arbitrarily chose to take the ages of 19, 26, and 33 gestational weeks in order to skip the influence of the radiographic visual amelioration due to the increasing calcification rate, which could have modified the methodology testing. We randomly selected 30 radiographs. The 60 femurs belonging to the chosen fetuses were dissected and X-rayed. They were directly laid on the radiographic plate in order to avoid the parallax and the projection cone artefacts, and, therefore the utilization of the criterion (Fig. 2). The radiographs were taken with the same previously described equipment, having the parameters of 45 kV and 8 mAs. Two radiographs were taken: one with the landmarks and the scale determined by the radiologist (Fig. 2) and the other one without.

The second test we made focused on the reliability of the measurements. Some authors were already interested in the estimation of measurement errors, notably White (23), who proposed a reduced gaps method in 1991. However, this technique does not take into account either the range of measurement, or the minimal technical error inherent to each measurement. As a consequence of these conditions, we preferred to choose the method published in 1995 by Signoli and Dutour (24). These authors proposed to check first of all the “repeatability,” which is the error between two measurements taken at two different times by the same observer. Therefore, we remeasured the radiographs after a three-month interval.



FIG. 2—Radiograph of dissected femurs—X-ray picture of a right and a left side femur with a scale applied by the radiologist (the right side femur is indicated by a white arrow).

The other point to be tested was the “reproducibility,” which is the error attributable to the change of observers. Therefore, the second observer left out of consideration the results of the first one, and measured 30 radiographs using the same qualitative criterion and rounding up method of measurements.

Results

Difference Between In situ and Ex situ Measurements

The two radiographs of each dissected femur (with a scale and without) proved that we did not make errors in the measurement of the ossified parts (data not shown), and therefore we could create in situ and ex situ measurement tables for comparison (Table 1). The calculated average error between the two kinds of measurements was 0.58 mm. Because this error existed (even if it seemed to be weak), we checked if it resulted in significant differences.

As we did not expect any significant statistical difference between the in situ and ex situ measurements, we checked whether the pairing of the values was effective. We obtained a Spearman correlation of 0.9973, which corresponds to a highly significant pairing ($P < 0.0001$). Moreover, as we wanted to take into account the relative importance of the error as compared to the value, we applied the Wilcoxon matched pairs signed ranks test. The P value

of the test was 0.7497, and therefore we could assert there was no significant difference to the threshold of 0.05 between the two series of measurements.

Repeatability

After we had demonstrated that the chosen qualitative criterion implicated no significant differences, the second point to check in our methodology was the reliability. The radiographs were remeasured ignoring the results of the first measurement. The table of results allowed us to calculate the average error, which was 0.26 mm. The Wilcoxon nonparametric test (25) gave a Z score of -0.18 and a probability of 0.857. Therefore, we could conclude that there was no significant difference to the threshold of 0.05.

Reproducibility

A graphic representation allowed us to observe that the maximal error, which is due to a double error of measurement (an error of 0.5 mm on the bone and 0.5 mm on the scale), was 2 mm, while the average difference was 0.44 mm when compared to the first observers' measurements. The interpretation of these results by the Wilcoxon test gave a Z score of -0.55 and a probability of 0.582. Therefore, we could state that there was no significant difference to the threshold of 0.05.

Difference Between Right and Left Sides

The controversial question of the difference between right and left sides led us to test their possible differential growth. Therefore, we decided to compare pair by pair the radiographic measurements, which were taken on each dissected femur for the qualitative criterion test (comparison of in situ/ex situ measurements). Actually, it was in anticipation of this control that we dissected both femurs of the 30 fetuses. The table of measurements (Table 1) allowed us to calculate the average difference, which was 0.24 mm. In order to verify the possible statistical significance of this difference by the nonparametric Wilcoxon matched pairs signed ranks test, we wanted to confirm that the pairing was effective. We obtained a Spearman correlation value of 0.9978, which corresponded to a P value less than 0.0001. Therefore, the pairing proved to be highly effective. The Wilcoxon test gave a P value of 0.4537, allowing us to assert indisputably that there was no significant difference to the threshold of 0.05 between the right and left femoral lengths.

Discussion

Proposed Methodology

For the radiographic measurements, we proposed the utilization of a plastic ruler. This did not seem to be a source of error since the repeatability, which gave an average error of 0.25 mm, was excellent. Although the average error of the reproducibility test was slightly higher (0.44 mm), it did not result in significant differences either, therefore, changing the measure tool did not challenge us. As a consequence, we counsel the utilization of the 0.5 mm graduated plastic ruler.

The difference between in situ and ex situ measurements, which we tested to evaluate the determined qualitative criterion, gave an average error of 0.58 mm. We statistically proved that it did not result in a significant difference, therefore we could certify the criterion reliability.

We could conclude that the above described method is valid and can be used to establish new and precise growth standards by ap-

TABLE 1—*Difference between in situ and ex situ measurements.*

No.	In situ		Ex situ		Difference
	LF	RF	LF	RF	
1	34.8		33.9	34.5	0.9
2	33.8		33.5	33.1	0.3
3		30.8	31.3	31.3	0.5
4		28.8	29.2	28.9	0.1
5		32.4	32.2	31.9	0.5
6		31.8	31.6	31.6	0.2
7	39.6		41.2	41.2	1.6
8	33.6		33.8	33.5	0.2
9	38		37	37	1
10		38.6	37.3	37.7	0.9
11		34.3	34.7	34.7	0.4
12		43.7	44.4	44	0.3
13		30.6	30.7	31	0.4
14	50.6		51	51	0.4
15	48.9		48.2	48.2	0.7
16		43.2	42.8	42.4	0.8
17	37.1		37.1	37.3	0
18	53.1		52.5	52.5	0.6
19	59.4		57.8	58.7	1.6
20	57.6		57.9	57.5	0.3
21	63.8		64	64	0.2
22	69		70	70	1
23		64.2	64.7	65.2	1
24	63.5		63.8	63.8	0.3
25	63.5		64.2	63.7	0.7
26	73.7		73.2	72.7	0.5
27	73.7		72.8	72.8	0.9
28	71		71.5	71.1	0.5
29		77.9	77.8	77.4	0.5
30		78.7	79.3	79.3	0.6

NOTE: Using the qualitative criterion, the in situ measurements were taken directly on the profile view of the complete fetuses, while the ex situ measurements were taken after the dissection of each femur, laying them directly on the radiographic plate. (All measurements are in mm; RF stands for right femur, while LF for left femur).

plying it on larger samples. Although in a recent study Warren (26) used similar techniques and measurements, he did not evaluate the reliability of such a method. The purpose of the present study was the validation of our methodology for its proper application in further studies carried out on the same material.

Why Radiography Rather than Ultrasonography?

One of the reasons that led us to use radiography came from the necessity to develop precise reference tables. In fact, the advent of ultrasonography three decades ago, and especially the high resolution of the real time ultrasonography, allowed the detection of developmental anomalies at increasingly precocious ages. In accordance with this, fetal pathology and a need for standards concerning precocious development became important. The situation was the same concerning radiography, of which interpretation had to be based on the knowledge of morphology and dimensions of the normal skeleton at all developmental stages. Unfortunately, even if the standards that were determined by ultrasonographic studies and realized on tens of thousands cases established a very good correlation between the ultrasonographic measurement and the gestational age, according to many authors, these measurements did not correspond to the real anatomical size. For instance, Alonso and Portman (1) stated that even if the ultrasonographic measurement of the biparietal diameter was an excellent age predictor, the femur length measured by ultrasonography was significantly smaller than the anatomical length (the coefficient of the variation was 23%) and, therefore, was not a reliable indicator of age and fetal development for a biometric study. This statement was supported by Guihard-Costa and Droulle (2), who proved that the admitted echographic measurement error was 1 to 1.5 mm.

These errors were known for a long time and in 1980 Cronck (27) already revealed some causes: dimensions that could be measured by ultrasonography depended on the different gestation periods, differed according to the image quality, which allowed one to see anatomical landmarks, and the size of the relative dimension to the image resolution. We also noted that fetal movements resulted in errors that could not be corrected. According to Cronck, the ultrasonic beam width itself is already a source of error in positioning the landmarks.

Another reason for our choice came from the observation that ultrasonographers did not use the osseous diaphyseal length very often, and, thereby, the reference tables concerning them were less numerous than those based on the biparietal diameter or the transverse thoracic width. Concerning essential applications of ultrasonography, in 1983 Cronck (27) wrote that the femur measurement is only used as a cross test with age determination based on the biparietal diameter.

Conclusion

The appropriate measurement of femur diaphyseal length on radiographs necessitated the utilization of a qualitative measurement criterion, which improved the reliability of this method in comparison to the *ex situ* measurements. The measurements taken on this basis presented statistically significant repeatability and reproducibility, which, besides providing a new tool for forensic specialists, offers the possibility of establishing new fetal growth standards after its application on all long bones and on bigger samples. Accordingly, we plan to create these reference tables and establish our own regression equations for age determination in a following study.

Acknowledgments

Sincerest thanks are given to Marta Maczel for editorial assistance during preparation of this manuscript.

References

- Alonso K, Portman E. Fetal weights and measurements as determined by postmortem examination and their relation with ultrasound examination. *Arch Pathol Lab Med* 1995;119:179–80.
- Guihard-Costa AM, Droulle P. Croissance du diamètre bipariétal, du diamètre abdominal transverse et de la longueur du fémur chez le fœtus. Influence du sexe. *Cahiers d'Anthropologie et de Biométrie humaine* 1990;VIII(1–2):49–69.
- Hern MW. Correlation of fetal age and measurements between 10 and 26 weeks of gestation. *Obstet Gynecol* 1984;63:26–32.
- Deter RL, Harrist RB, Hadlock FP, Carpenter RJ. The use of ultrasound in the assessment of normal fetal growth: a review. *J Clin Ultrasound* 1981 Dec;9:481–93.
- Deter RL, Harrist RB, Hadlock FP, Poindexter AN. Longitudinal studies of fetal growth with the use of dynamic image ultrasonography. *Am J Obstet Gynecol* 1982;143:545–54.
- Fazekas IG, Kosa K. Forensic fetal osteology. Budapest: Akademiai Kiado Publishers, 1978.
- Brenner WE, Edelman DA, Hendricks CH. A standard of fetal growth for the United States of America. *Am J Obstet Gynecol* 1976;126:555–64.
- Olivier G. Précisions sur la détermination de l'âge d'un fœtus d'après sa taille et la longueur de ses diaphyses. *Médecine Légale et Dommage Corporel* 1974;4:297–9.
- Daya S. Accuracy of gestational age estimation by means of fetal crown-rump length measurement. *Am J Obstet Gynecol* 1993;168(3–1):903–8.
- Mercer BM, Sklar S, Shariatmader A, Gillieson MS, D'Alton ME. Fetal foot length as a predictor of gestational age. *Am J Obstet Gynecol* 1987;156(2):350–5.
- Kumar GP, Kumar UK. Estimation of gestational age from hand and foot length. *Med Sci Law* 1993;33(4):48–50.
- Chitty LS, Altman DG, Henderson A, Campbell S. Charts of fetal size: 4. Femur length. *Br J Obstet Gynaecol* 1994;101:132–5.
- Bagnall KM, Harris PF, Jones PRM. A radiographic study of the longitudinal growth of primary ossification centres in limb long bones of the human fetus. *Anat Rec* 1982;203:292–9.
- Warda AH, Russel LD, Rossavik IK, Carpenter RJ, Hadlock FP. Fetal femur length: a critical reevaluation of the relationship to menstrual age. *Obstet Gynecol* 1985;66(1):69–75.
- Chervenak FA, Skupski DW, Romero R, Myers MK, Smith-Levitin M, Rosenwaks Z, et al. How accurate is fetal biometry in the assessment of fetal age? *Am J Obstet Gynecol* 1998;178:678–87.
- Hohler CW, Quetel TA. Fetal femur length: equations for computer calculation of gestational age from ultrasound measurement. *Am J Obstet Gynecol* 1982;143(4):479–81.
- Miller JM, Foster TA, Brown HL, Gabert HA. Fetal anthropometry at term: effect of menstrual age and relative fetal size. *J Clin Ultrasound* 1989 March–Apr;17:193–6.
- Kelemen E, Janosa M, Calco W, Flidner TM. Developmental age estimated by bone length measured in human fetuses. *Anat Rec* 1984;209:547–52.
- Hill LM, Guzik D, Hixson J, Peterson CS, Rivello DM. Composite assessment of gestational age: a comparison of institutionally derived and published regression equations. *Am J Obstet Gynecol* 1991;166:551–5.
- Yeh MN, Bracero L, Reilly KB, Murtha L, Aboulafla M, Barron BA. Ultrasonographic measurement of the femur length as an indicator of fetal gestational age. *Am J Obstet Gynecol* 1982;144:519–22.
- Merz E, Grubner A, Kern F. Mathematical modeling of fetal limb growth. *J Clin Ultrasound* 1989 March–Apr;17:179–85.
- Rodriguez JJ, Palacios J, Rodriguez S. Transverse bone growth and cortical bone mass in the human prenatal period. *Biol Neonate* 1992;62:23–31.
- White T. Human osteology. San Diego/New York (US), Academic Press Inc., 1991.
- Signoli M, Dutour O. Biométrie de l'os tympanal. Mise au point et évaluation de nouvelles mesures. *Préhistoire Anthropologie Méditerranéennes* 1995;4:71–7.

25. Chenorkian R. La pratique archéologique statistique et graphique. Ed. Errance et Adam, 1996.
26. Warren MW, Radiographic determination of developmental age in fetuses and stillborns. *J Forensic Sci* 1999;44(4):708–12.
27. Cronck CE. Fetal growth as measured by ultrasound. *Year Phys Anthropol* 1983;26:65–89.

Additional information and reprint requests:

Prof. Georges Leonetti
Université de la Méditerranée, Faculté de médecine
Service de médecine légale
27 bd Jean Moulin
13385 Marseille Cedex 05, France

Article Paru

dans

***Journal de
Médecine Légale
Droit Médical***

Estimation de l'âge fœtal à partir de l'examen macroscopique et histologique des viscères

M.-D. PIERCECCHI-MARTI, P. ADALIAN,
A.-L. PELISSIER-ALICOT, F. CIANFARANI,
G. LÉONETTI

RÉSUMÉ

La détermination de l'âge fœtal est une question importante en médecine légale. Les données anthropométriques et radiologiques sont souvent utilisées dans l'expertise, alors que l'étude macroscopique et histologique des viscères est seulement considérée comme un moyen d'établir les causes de la mort. Cependant, la chronologie de la maturation tissulaire est bien codifiée et certains organes ont une réelle valeur dans l'estimation de l'âge. Les auteurs montrent l'intérêt et les limites de chaque organe potentiellement analysable.

Mots-clés : Datation, Fœtus, Autopsie, Maturation, Histologie.

SUMMARY

Estimation of Fetal Age Using Gross and Histologic Viscera Examination

Fetal age determination is a very important question in forensic science. Only anthropometric abacuses are used, and gross and histologic viscera examination, is often considered as a method to establish causes of death. But, tissue development chronology is a great value in estimating gestational age. Authors show interest and limits of each organ tested.

Key-words: *Datation, Fetus, Necropsy, Maturation, Histology.*

INTRODUCTION

La détermination de l'âge fœtal est toujours indispensable à l'expertise médico-légale, indépendamment de la recherche des causes de la mort. Il peut s'agir de démontrer qu'un avortement a été pratiqué après la 10^e semaine de gestation, d'évaluer les critères de viabilité fœtale à la 22^e semaine, de distinguer un avorton d'un mort-né de plus de 26 semaines.

L'estimation de l'âge fœtal à partir de critères anthropométriques [14, 21, 25] et radiographiques [2, 12] fait l'objet de nombreuses publications. L'utilisation de ces tables lors de l'expertise d'un fœtus n'est pas toujours possible ou manque souvent de précision [11]. Ainsi, même en présence d'un fœtus complet, le poids peut être sous-estimé par la déshydratation ou l'état de putréfaction, et la taille (distance vertex-talon) est difficile à apprécier par la malléabilité de la voûte crânienne. La chronologie d'apparition des points d'ossification est trop étalée dans le temps pour une approche précise [3].

Le développement et la maturation des viscères fœtaux sont des données intéressantes à rechercher. Trois organes sont particulièrement satisfaisants mais après 24 semaines : l'encéphale, le rein et les poumons, mais d'autres critères de maturation peuvent intervenir dans l'expertise. Le but de ce travail est de montrer l'intérêt et les limites de l'analyse de chaque organe tant sur le plan macroscopique qu'histologique. La description des modifications tissulaires est effectuée selon l'ordre de la dissection autopsique.

LA PEAU

Au cours du 2^e trimestre de la grossesse, la peau acquiert ses principaux caractères : kératinisation, annexes, structuration du derme [20]. De 20 à 23 semaines survient la kératinisation avec l'apparition de la couche granuleuse mais de façon retardée pour l'abdomen et le cuir chevelu par rapport aux paumes et plantes. Le développement des glandes sudoripares s'intensifie pendant cette même période sous la forme d'un cordon de cellules kératinisées à disposition concentrique sans lumière à ce stade. Le derme est le siège d'une augmentation du nombre des fibres, et des lobules adipeux sont alors visibles alors que la vascularisation superficielle s'accroît [22].

De 24 à 27 semaines les cordons des glandes sudoripares se creusent au niveau des plantes et des paumes et les premiers corpuscules de Paccini sont observés. La perméabilité des cordons au niveau de l'abdomen et du cuir chevelu est plus tardive et n'est visible qu'après 28 semaines. Après 30 semaines, il n'existe plus de modification perceptible en microscopie optique.

Ces dates sont sujettes à des variations de 2 à 3 semaines et il existe un asynchronisme de maturation à caractère régional. Cependant entre tranches d'âge, la peau reste un critère intéressant.

LE SYSTÈME NERVEUX CENTRAL

De tous les paramètres anthropométriques du fœtus, les mensurations cérébrales sont parmi les meilleurs indicateurs de l'âge gestationnel [15], mais la rapide désintégration de la masse cérébrale rend souvent impossible l'utilisation des tables. Cependant, le développement de l'encéphale fœtal, s'il est interprétable doit être pris en compte pour l'appréciation de la maturation.

Le poids du cerveau chez le prématuré ou chez l'enfant à terme représente $\frac{1}{7}$ à $\frac{1}{10}$ ^e du poids corporel, alors que chez l'adulte il ne représente qu' $\frac{1}{50}$ ^e de ce poids. Le rapport est inverse pour le cervelet qui représente $\frac{1}{20}$ à $\frac{1}{25}$ ^e du poids de l'encéphale contre $\frac{1}{10}$ à $\frac{1}{15}$ ^e chez l'adulte. La longueur des hémisphères est un critère intéressant bien qu'il existe une différence entre 2 lobes (le lobe gauche est plus long que le droit dans la moitié des cas. L'hémisphère croît en longueur de 10 mm environ toutes les 2 semaines de 20 à 36 semaines (il mesure 50 mm à 20 semaines et 110 mm à la 36^e semaine) [15].

Les modifications de la configuration externe de l'encéphale sont spectaculaires et très importantes pour la datation de la maturation, d'autant qu'elle est exceptionnellement modifiée par le retard de croissance et la pathologie fœtale environnementale [9]. Ainsi jusqu'à 18 semaines, il existe une lissencéphalie physiologique. A partir de la 20^e semaine, la croissance des hémisphères semble s'organiser autour d'un axe passant à travers l'insula. L'élargissement des lobes temporaux et pariétaux est responsable d'une operculisation précoce de la partie postérieure de la vallée sylvienne. Les scissures primaires : la scissure de sylvius, la calcarine et les scissures cingulaires s'ébauchent à la 16^e semaine, suivies de la scissure pariéto-occipitale à 18 semaines, donnant un

aspect en Y avec la scissure calcarine sur la face interne des hémisphères.

La scissure de Rolando apparaît vers la 21^e semaine mais n'attend pas les scissures inter-hémisphériques jusqu'à la 30^e semaine. Entre la 24^e et 26^e semaine, les sillons pré et post centraux sont présents et les sillons olfactifs sont visibles sur la face ventrale du cerveau.

La 28^e semaine représente une étape cruciale de viabilité dans le développement de l'encéphale. Sur la surface externe de l'encéphale apparaît le sillon temporal supérieur. Les scissures primaires vont délimiter les aires motrices, le cortex visuel, somesthésique et l'aire acoustique.

Après la 28^e semaine, les sillons secondaires sont responsables d'un développement asymétrique des 2 hémisphères induisant des variations inter-individuelles [15].

Entre la 30^e et la 32^e semaine, la vallée sylvienne est semi-fermée et les sillons pré-central et post-central se divisent en partie supérieure et inférieure. De simple dépression, ils vont progressivement s'infiltrer dans la profondeur du cortex. La scissure occipito-pariétale, le sillon temporal moyen et les sillons frontaux supérieur et inférieur sont maintenant reconnaissables. A partir de la 32^e semaine, le développement de ces sillons, leur ramification modèlent la configuration complexe externe des hémisphères. A 38 semaines la vallée sylvienne est fermée.

La configuration interne des hémisphères est moins intéressante pour l'estimation de l'âge fœtal car les structures médianes sont en place dès la 16^e semaine et ne font qu'augmenter en taille jusqu'à la 24^e semaine. Seul le sillon callosomarginal est à rechercher dès la 22^e semaine.

A la 24^e semaine, des coupes coronales montrent que le corps calleux croît postérieurement, les cavités ventriculaires sont moins visibles sauf en région occipitale où il existe une dilatation physiologique persistante.

Les principales structures sont en position définitive à l'exception des corps géniculés qui sont encore très latéraux et vont progressivement se placer à la base de l'encéphale par l'accroissement des noyaux thalamiques. Entre la 28^e et la 40^e semaine, les ventricules se réduisent de plus en plus.

A l'examen histologique, la migration cellulaire s'effectue de la zone sub-épendymaire péri-ventriculaire vers le cortex grâce à la multiplication de la glie particulièrement visible dès la 20^e semaine. La matrice sub-épendymaire reste

volumineuse jusqu'à la 32-34^e semaine puis diminue rapidement pour disparaître à terme.

LE THYMUS

La maturation thymique se caractérise par l'apparition de corpuscules de Hassal dès la 12^e semaine [27]. Les corpuscules augmentent en nombre régulièrement jusqu'au terme mais sans échelle définie car de nombreux facteurs environnementaux sont susceptibles de modifier le nombre de ces corpuscules. Des épisodes de stress, d'hypoxie entraînent une réduction parfois considérable du nombre de lymphocytes et une augmentation en nombre et en taille des corpuscules [23]. Il est cependant commun d'observer 1 corpuscule par champ (grossissement 100) entre 17 et 22 semaines et jusqu'à 4 par champ à terme [23].

LA THYROÏDE

La glande est en position définitive dès la 7^e semaine de gestation à la partie antérieure de la trachée. Dès la 8^e semaine, quelques cavités isolées apparaissent au sein d'un tissu compact. Les premiers follicules à colloïde sont visibles dès la 12^e semaine, mais leur nombre définitif n'est atteint qu'à la 16^e semaine. La taille des vésicules varie au sein de la glande et est plus petite au centre qu'en périphérie [28]. A la 24^e semaine, on note une homogénéisation de la taille des vésicules qui devient identique à celle de l'adulte dès la 29^e semaine.

Les vésicules thyroïdiennes se lysent rapidement après le décès faisant artificiellement disparaître la colloïde et donnent à la glande, un faux aspect compact d'immaturité.

LE POU MON

L'âge fœtal peut être estimé par analyse du stade de maturation tissulaire [10] et du compte radial alvéolaire [8]. Le développement pulmonaire recouvre l'ensemble des phénomènes de croissance des structures pulmonaires et de leur différenciation.

Cinq stades de développement sont individualisés pendant la gestation :

Le stade embryonnaire (sortant du cadre de notre exposé, il ne sera pas traité ici), puis les

quatre stades de la période fœtale : pseudo glandulaire, canaliculaire, sacculaire et alvéolaire.

La séparation temporaire entre les différents stades est schématique car il existe un chevauchement entre les différents stades. Le stade pseudo-glandulaire débute entre la 5^e et la 7^e semaine et se termine à la 17^e semaine. La différenciation des cellules épithéliales est centrifuge, la présence de cellules indifférenciées à la partie distale de l'arbre aérien apparaît nécessaire pour que la division bronchique distale se poursuive. A 21 semaines, la longueur des cils et leur orientation sont identiques à celles de l'adulte et apparaissent des cellules neuro-endocrines localisées par immunohistochimie (anticorps anti-NSE). La formation de glandes muqueuses commence à ce stade. Les cellules mésenchymateuses se différencient en cellules cartilagineuses et musculaires lisses. Les artères et les veines pré-acinaires sont développées.

Le stade canaliculaire s'étend de la 16^e à la 26^e semaine et se caractérise par 3 éléments majeurs : la naissance de l'acinus, la différenciation des cellules épithéliales, le début de la synthèse du surfactant. L'acinus est formé à partir d'une bronchiole terminale qui se prolonge par des bourgeons à l'origine des futurs saccules. Les voies aériennes distales s'élargissent autour des canaux aériens. Deux types de cellules se différencient : les cellules sécrétoires précurseurs des cellules de type II, et les futures cellules bordantes.

Au stade sacculaire, débutant à la 21^e semaine, le poumon fœtal est viable, la barrière air-sang des saccules permet des échanges gazeux et le surfactant est présent mais son insuffisance expose le prématuré au risque de détresse respiratoire. A la dernière bronchiole terminale est appendu le bourgeon du saccule terminal. Ces saccules vont jusqu'au terme produire 3 générations de conduits alvéolaires et les sacs alvéolaires. Ainsi, la partie périphérique du poumon fœtal s'allonge par l'addition de nouvelles générations bronchiques et s'élargit par la division des saccules.

L'augmentation de ces espaces aériens conduit à une réduction du parenchyme et un réarrangement du réseau capillaire. Les septa intersacculaires ont un double réseau capillaire bien mis en évidence par une coloration à la réticuline.

Les alvéoles de forme polygonale à paroi fine avec un réseau capillaire unique apparaissent vers les 30-32^e semaines et sont présents dans tous les poumons étudiés après 36 semaines [25]. A ce stade et jusqu'au terme, les artérioles s'élargissent et s'allongent et dans la région acinaire de nou-

veaux vaisseaux sont formés. Jusqu'à la naissance, seules les artérioles en regard des bronchioles terminales ont une couche musculaire.

Le compte radial alvéolaire est un critère intéressant d'évaluation de l'âge gestationnel. Décrit par Emery et Mithel, il consiste à tracer une droite imaginaire à partir du centre de la bronchiole terminale perpendiculairement à la plèvre la plus proche et de compter le nombre d'alvéoles croisées [8]. Ce compte doit être effectué sur 10 champs afin d'obtenir une moyenne et comparer à une table de référence (tableau I).

Tableau I : Compte radial alvéolaire

Semaines de gestation	Compte radial alvéolaire
24-27	2,2
28-31	2,6
32-35	3,2
36-39	3,6
40	4,4

Avant 22 semaines, l'évaluation de la maturation fœtale s'exprime en fonction d'un stade de développement pulmonaire, puis aux stades sacculaire et alvéolaire, le compte radial alvéolaire permet d'affiner l'estimation de l'âge fœtal jusqu'au terme. Il existe des variations liées à la pathologie fœtale ou placentaire en particulier dans les oligoamnios chroniques, indépendamment de tout contexte malformatif évident à l'examen externe du corps. Si l'état du corps le permet, il est important de rechercher les signes indirects de l'oligoamnios pour interpréter la maturation pulmonaire c'est-à-dire le classique faciès de Potter. De même, l'existence d'un diabète maternel ou d'une hypertension gravidique sont susceptibles d'entraîner un retard ou une avance de maturation pulmonaire [19]. Il faut ici, en l'absence de connaissance du terme théorique (et donc à l'impossibilité de décrire une macrosomie fœtale ou un retard de croissance) être prudent dans l'analyse pulmonaire.

LE FOIE

Dans le foie, le tissu hématopoïétique tient une large proportion par rapport à la masse hépatique, mais l'hématopoïèse décroît dès la 20^e semaine et est peu représentée à terme.

Cette modification est mesurable et peut être corrélée à l'âge gestationnel [24]. L'utilisation de ces tables est cependant difficile et beaucoup de facteurs sont susceptibles de modifier l'hématopoïèse comme une anémie ou une hypoxie et sont donc une source d'erreur non négligeable. De plus le tissu hépatique est peu résistant à la putréfaction, entraînant une réduction artificielle de l'hématopoïèse.

LE TUBE DIGESTIF

La mesure de l'intestin et du colon a également été proposée comme méthode d'estimation de l'âge mais cette mesure est très variable car elle est dépendante de l'état nutritionnel du fœtus au moment du décès [25].

LA RATE

Les premiers manchons lymphoïdes péri-vasculaires se forment dès la 20^e semaine, mais l'aspect nodulaire est mieux visible après 24 semaines de gestation [5]. La pulpe rouge apparaît secondairement. Il n'existe alors plus de modification de l'architecture tissulaire évidente à l'examen histologique.

LE PANCRÉAS

Les acini sécrétoires et les îlots de Langerhans sont en place dès le 3^e mois de vie intra-utérine [29]. L'architecture pancréatique prend un aspect lobulaire par la présence d'épais septa fibro-collagéniques. Ce tissu conjonctif est proéminent jusqu'à la 20^e semaine puis diminue progressivement jusqu'au terme où il est quasi absent. Il n'existe pas d'échelle quantitative de ces modifications qui permettraient de dater avec précision.

Les îlots de Langerhans sont difficilement discernables des acini jusqu'à la 16^e à 18^e semaine, puis ils deviennent de plus en plus compacts et ellipsoïdes en augmentant de taille [17]. Cette croissance pourrait être un critère intéressant de maturation si elle n'était pas sujette à des variations environnementales de type diabète ou visibles dans la souffrance fœtale chronique non spécifique des morts *in utero* [1, 13].

L'OVAIRE

Les cellules germinatives primordiales migrent à la 5^e semaine vers la gonade à partir du sac vitellin. Des fibres conjonctives et des vaisseaux pénètrent alors l'ovaire et divisent le parenchyme en îlots de cellules germinatives [26].

Cet abondant tissu conjonctif est nettement visible à la 12^e semaine où la présence de quelques nids d'oocytes présagent de l'arrêt de la multiplication. Puis la gonade prend un aspect progressivement plus homogène, alors que jusqu'à la 15^e semaine, le nombre de gonocytes augmente [25].

Des follicules primaires et secondaires apparaissent et des cellules thécales se différencient.

Le développement de l'oocyte et du follicule s'effectue alors selon la classification de Lentein-Moore et al. [16].

Il n'existe pas de chronologie définie, nous permettant alors de dater l'âge de maturation fœtale. On remarquera cependant qu'au voisinage du terme, le cortex périphérique est particulièrement riche en follicules primitifs.

LE TESTICULE

Les tubes séminifères contiennent des cellules de Sertoli. Il n'existe pas jusqu'au terme de modification sensible entre le rapport des populations sertolienne et de la spermatogénèse pour approcher l'âge fœtal [18].

Les cellules de Leydig se multiplient jusqu'à la 20^e semaine, puis décroissent régulièrement jusqu'à terme pour disparaître dans la première année de vie.

A la 30^e semaine, le testicule descend dans les bourses.

LE REIN

L'âge gestationnel peut être estimé par le compte du nombre de rangs glomérulaires matures entre les colonnes de Bertin [7]. Ce mode d'estimation est validé entre la 23^e et la 33^e semaine de gestation. 3 rangs de glomérules sont présents à la 16-17^e semaine. La zone néphrogénique est quiescente jusqu'à la 23^e semaine puis le développement débute à raison de 1 glomérule par semaine et cela pendant 10 à 12 semaines. Ainsi, lorsque la glomérulogénèse cesse, il existe 12 à

14 rangs de glomérules, les plus vieux se situant dans la partie la plus profonde du cortex [6]. L'état de lyse souvent observé n'entrave qu'exceptionnellement cette analyse car il s'agit d'une appréciation architecturale histologique et non d'une analyse cytologique fine. Ce paramètre est donc un critère valable en pratique médico-légale.

LES SURRÉNALES

Les cellules sympathochromaffines se groupent en nodules neuroblastiques, précurseurs de la médullosurrénale et migrent dans le cortex [30]. Leur nombre augmente entre la 14^e et la 20^e semaine, mais avec de grandes variations inter-individuelles. Puis ces nodules vont régresser et disparaître habituellement après la 26^e semaine [4].

DISCUSSION

Nous avons évoqué à travers les données actuelles sur la maturation tissulaire fœtale, l'intérêt de chaque organe en fonction de l'âge gestationnel.

Dans les limites de la qualité du tissu à analyser et d'un point de vue légal, il nous semble intéressant de déterminer la présence ou l'absence de critères de maturation, suivant les tranches d'âges le plus souvent problématique (*tableau II*).

Ainsi, entre 10 et 16 semaines de grossesse, si le cerveau n'est pas lysé, la longueur de l'hémisphère cérébral gauche est un critère utile alors que la configuration externe de l'encéphale n'est pas modifiée jusqu'à la 18^e semaine.

La rate est intéressante car elle montre l'absence de manchon lymphoïde péri-vasculaire. Le thymus ne présente que d'exceptionnels corpuscules de Hassal et les surrénales comportent plusieurs nodules neuroblastiques. Sur le pancréas, le tissu conjonctif est abondant et les îlots de Langerhans sont quasi-invisibles.

Le rein et le poumon ne présentent pas de modification objective pour permettre une datation fiable puisqu'il existe un nombre invariable de glomérules et le poumon est au stade pseudo-glandulaire. De même l'ovaire, le testicule, le foie et la peau ne permettent pas de mettre en évidence des critères objectifs.

Entre 16 et 22 semaines, l'operculisatation de la partie postérieure de la Vallée sylvienne est le critère de maturation le plus fiable à la 20^e semaine. Deux éléments de maturation doivent être

retrouvés sur les prélèvements pulmonaires : un développement au stade canaliculaire et la présence de cellules neuro-endocrines à la 21^e semaine éventuellement mis en évidence par technique immunohistochimique (anticorps anti-NSE par exemple). Les premiers manchons lymphoïdes apparaissent à cette date puis ce critère devient subjectif. Les îlots de Langerhans se distinguent des acini, mais après la 20^e semaine, cet élément d'appréciation perd son intérêt. En revanche, à ce stade il est particulièrement important de rechercher l'apparition des follicules primaires et secondaires ovariens et l'apparition de la couche granuleuse de la peau.

Entre 22 et 26 semaines, le poumon est au stade sacculaire et il faut remarquer la présence d'un double réseau capillaire dans les cloisons inter-alvéolaires, mieux apprécié par une coloration par la réticuline. Le compte radial alvéolaire prend alors toute son importance de même que le compte glomérulaire.

La longueur des hémisphères est toujours à prendre en considération et il faut rechercher dès la 22^e semaine, la scissure de Rolando et les sillons olfactifs entre 24 et 26 semaines.

Les surrénales ne contiennent plus que de rares nodules neuroblastiques, la thyroïde présente de nombreuses vésicules à colloïde. Les cordons des glandes sudoripares se creusent et les premiers corpuscules de Paccini s'observent aux plantes et aux paumes.

Après 26 semaines, les comptes glomérulaire et radial sont à effectuer. Il faut de plus remarquer que la paroi des capillaires inter-alvéolaires ne comporte plus qu'une seule couche.

Sur l'encéphale apparaît le sillon temporal supérieur. Il n'y a plus de nodule neuroblastique dans les surrénales. Les corpuscules de Hassal sont nombreux et la thyroïde ressemble à celle de l'adulte. Les cordons des glandes sudoripares se creusent sur l'abdomen et le cuir chevelu. Près du terme, le cortex ovarien comporte de nombreux follicules primitifs alors que dans le testicule, les cellules de Leydig sont maintenant rares.

CONCLUSION

La maturation tissulaire évaluée sur le plan macroscopique et surtout histologique est un important élément d'appréciation de l'âge fœtal, à rechercher par confrontation de la présence ou l'absence de critères bien définis de développement. Il est donc impératif de prélever l'intégralité des viscères dans ce type d'expertise. ■

Tableau II
Tableau récapitulatif de la chronologie de la maturation de chaque organe

	10-16 Sem	17-22 Sem	23-26 Sem	27-34 Sem	35-41 Sem
Peau	Pas de kératinisation	Kératinisation paumes et plantes	Kératinisation abdomen et cuir chevelu Glandes sudoripares	Glandes sudoripares fonctionnelles	Pas de modification
Encéphale	Lissencéphalie Vallée sylvienne ouverte	Operculisation Vallée sylvienne (20 sem)	Sillon de Rolando Sillon callosomarginal	Sillon temporal supérieur. Vallée sylvienne semi-fermée	Vallée sylvienne fermée. Disparition de la matrice sub-ependymaire
Thymus (nombre de corpuscules de Hassal)	Rares	1/ champ	2/ champ	3-4 / champ	3-4 / champ
Thyroïde (follicules à colloïde)	Rares	Périphériques	Homogène	Id adulte	Id adulte
Poumon	Pseudo-glandulaire	Canaliculaire cellules neuro-endocrines	Sacculaire. Double réseau capillaire dans les cloisons	Sacculaire. Compte radial alvéolaire	Alvéolaire. Compte radial alvéolaire
Foie (hématopoïèse)	Dense	Dense	En foyers	En îlots	Réduite
Rate (manchons lymphoïdes)	Ebauche	Présents	Présents	Présents	Présents
Pancréas	Conjonctif abondant. Îlots de Langherans peu visibles	Îlots de Langherans visibles	Réduction conjonctif	Multiplication des îlots	Id adulte
Ovaire	Conjonctif abondant	Follicules I et II	Multiplication follicules	Multiplication follicules	Follicules primitifs
Testicule (cellules de Leydig)	Nombreuses	Nombreuses	Réduction	Testicule intra-scrotal (30 sem)	id
Surrénales (nodules neuroblastiques)	5-6 / glande	5-6 / glande	2-3 / glande	absent	absent
Rein	2 glomérules / rang	3 glomérules / rang	Compte glomérulaire	Compte glomérulaire	Compte glomérulaire

BIBLIOGRAPHIE

- [1] ADAM P.A., TERAMO K., RARKA N., GITLAIN D., SCHWARTZ R. - Human fetal insulin metabolism early in gestation. Response to acute elevation of the fetal glucose concentration and placental transfer of human insulin, *Diabetes* 1969, 18, 409-20.
- [2] ALONSO K., PORTMAN E. - Fetal weights and measurements as determined by post mortem examination and their relation with ultrasound examination, *Arch Pathol Lab Med* 1995, 119, 179-180.
- [3] BAGNALL K.M., KARRIS P.F., JONES P.R.M. - A radiographic study of primary ossification centres in limb long bones of the human fetus, *Anat Rec* 1982, 203, 292-299.
- [4] BENNER M.C. - Studies on involution of the fetal cortex of the adrenal glands, *Ann J Pathol* 1940, 16, 787-98.
- [5] BLOOM W., FAWCETT D.W. - *A text book of histology*, Ed. W.B. Saunders Co Philadelphia, 1975, 487-502.
- [6] CLAPP W.L., ABRAHAMSON D.R. - Development and gross anatomy of the kidney. In Tissher C.C., Brenner B.M. Editors. *Renal pathology with clinical and functional correlations*, Ed. 2 Philadelphia, 1994, 3.
- [7] DOROVISINI-ZIS K., DOLMAN C.L. - In Wigglesworth gestational development of human brain, *Arch Pathol Lab Med* 1977, 101, 192-5.
- [8] EMERY J.L., MITHAL A. - The number of alveoli in the terminal respiratory unit of man during late intra-uterine life and childhood, *Arch Dis Child* 1960, 35, 544-7.
- [9] FEES-HIGGINS A., LARROCHE J.C. - *Development of the human fetal brain : an anatomical atlas*, INSERM Paris, 1987.
- [10] GAULTIER C.L. - Physiologie et physiopathologie du développement et de la maturation du poumon antenatal, *Rev Mal Resp* 1988, 5, 213-222.
- [11] GUIHARD-COSTA A.M., LARROCHE J.C. - Fetal biometry : growth charts for practical use in fetopathology and ultrasonography, *Fetal Diagn Ther* 1995, 10, 215.
- [12] HOHLER C.W., QUELTEL T.A. - Foetal femur length equations for computer calculation of gestational age from ultrasound measurement, *Am J Obst Gyn* 1982, 143, 479-81.
- [13] JAFFE R., HASHIDA Y., YNIS E.J. - The endocrine pancreas of neonate and infant. *Perspect Pediatr Pathol* 1982, 7, 137.
- [14] JONES K.L., HANSON J.W., SMITH D.W. - Palpebral fissure size in newborn infants. *J Pediatr* 1978, 92, 787.
- [15] LARROCHE J.C. - *Developmental Pathology of the neonate*, Excerpta Medica, Ed. Elsevier, 1977, 319-320.
- [16] LENTEIN-MOORE S., PETERS H., MOORE G.P.M., FABER M. - Follicular development in the infant human ovary, *J Reprod Fert* 1974, 39, 53-64.
- [17] LIKE A.A., ORCI L. - Embryogenesis of the human pancreatis islets : a light and electron microscopy study, *Diabetes* 1972, 21, 511-32.
- [18] MOORE K.L., PERSAUD T.V.N. - *The developing human*, Ed. 5 W.B. Saunders Philadelphia, 1993.
- [19] MORRIS F.H. - Infants of diabetic mothers. Fetal and neonatal pathophysiology, *Perspec Pediatr Pathol* 1984, 8, 223-34.
- [20] NESMANN C., BAVEREL F. - Le développement de la peau chez l'embryon et le foetus humain, *J Gyn Obst Biol Rep* 1972, 1, 527-550.
- [21] OLIVIER G. - Précisions sur la détermination de l'âge d'un foetus d'après sa taille et la longueur de ses diaphyses, *Med Leg Dom Corp* 1974, 4, 297-299.
- [22] PAIMLEY T.H., SCEDS A. - Fetal skin permeability to isotopic water in early pregnancy, *Ann J Obstet Gynecol* 1970, 108, 128-131.
- [23] *POTTER'S pathology of the fetus and infant*, Ed. Enid Gilbert-Barness, 1997, 986-990.
- [24] SINGER D.B. - Hepatic erythropoiesis in infants of diabetic mothers : a morphometric study, *Pediatr Pathol* 1986, 5, 471-9.
- [25] SINGER D.B., SUNG C.J., WIGGLESWORTH J.S. - Fetal Growth and Maturation : with standards for body and organ development, In *Textbook of fetal and perinatal pathology*, Ed. Blackwell Scientific Cambridge, 1991, 11-47.
- [26] VALDES-DAPENA M.A. - The normal ovary of childhood, *Ann NY Acad Sci* 1967, 142, 597-613.
- [27] VALDES-DAPENA M.A. - *Histology of the fetus and newborn*, Ed. W.B. Saunders Co, 1979, 45-47.
- [28] VALDES-DAPENA M.A. - *Histology of the fetus and newborn*, Ed. W.B. Saunders Co, 1979, 117-25.
- [29] VALDES-DAPENA M.A. - *Histology of the fetus and newborn*, Ed. W.B. Saunders Co, 1979, 269-71.
- [30] WARWITCH R., WILLIAMS P.L. - *Gray's Anatomy 35th british*, Ed. Philadelphia W.B. Saunders Co, 1973, 1136-37.

Article Sous Presse

dans

***Journal of
Forensic Sciences***

TECHNICAL NOTE

Marie-Dominique Piercecchi-Marti,¹ M.D., Ph.D.; Pascal Adalian,² Ph.D.;
Brigitte Bourliere-Najean,³ M.D.; Joannie Gouvernet,⁴ M.D.; Marta Maczel,² Ph.D.;
Olivier Dutour,² M.D., Ph.D.; Georges Leonetti,^{1,2} M.D., Ph.D.

Validation of a Radiographic Method to Establish New Fetal Growth Standards: Radio-Anatomical Correlation

REFERENCE: Piercecchi-Marti M-D, Adalian P, Bourliere-Najean B, Gouvernet J, Maczel M, Dutour O, Leonetti G. Validation of a radiographic method to establish new fetal growth standards: radio-anatomical correlation. *J Forensic Sci* 2002;47(2):328–331.

ABSTRACT: In forensic medicine, specialists might face difficulties when estimating age at death from fetal remains. Depending on the state of preservation, this age assessment is essentially based on the diaphyseal size of long bones. In a previous work, for the measurement of fetal femoral ossified shafts, we already established a simple and reliable method using a radiographic protocol. Since we previously stated that radiographic measurement values were closer to real anatomical size than ultrasonographic ones, in the present study we decided to check the importance of the difference between radiographic and anatomical measurements. Therefore, we dissected 30 pairs of fetal femurs and compared the difference between the two kinds of measurements (in percentages). This difference seemed to be slight (4.027%), but it was large enough to entail significant differences ($p < 0.001$). In order to provide a correction factor for radiographic measurements, we established a linear regression formula, which was tested on another sample of 30 pairs of dissected femurs. As a consequence of the good results, we improved the linear regression using a powerful statistical tool: the bootstrap. Finally, we obtained a simple equation that allowed us to figure out the real anatomical size with an R^2 of 99% and a mean relative difference of 0.153% (with a standard error of 0.252 mm, and therefore a 95% confidence interval with limits of -0.35 and 0.657 mm). This difference did not entail any significant differences ($p = 0.498$), and therefore, we concluded that with the proposed correction, radiographic measurements can easily be used by forensic specialists in their daily tasks or to establish new growth standards in order to best fit their population of interest.

KEYWORDS: forensic science, forensic anthropology, fetus, femur, diaphyseal length, radio-anatomical correlation, dissection, gestational age

¹ Laboratoire de Médecine Légale, Faculté de Médecine de la Timone, 27 bd Jean Moulin, 13385 Marseille cedex 05, France.

² Unité d'Anthropologie, UMR 6578 CNRS–Université de la Méditerranée, Faculté de Médecine de la Timone, 27 bd Jean Moulin, 13385 Marseille cedex 05, France.

³ Service de Radiologie Pédiatrique, Hôpital de la Timone, 264 rue St Pierre, 13385 Marseille cedex 05, France.

⁴ LERTIM, Faculté de Médecine de la Timone, 27 bd Jean Moulin, 13385 Marseille cedex 05, France.

In forensic medicine, estimating gestational age is an important issue (independently of the cause of death) in several conditions: assessment of vitality, diagnosis of pathological conditions that could affect growth, and distinction between aborted fetuses and stillborns or between legal and illegal abortions.

Gestational age is determined by estimation of the fetus's developmental age concluded from the skeletal growth. With the development of prenatal ultrasonography during the last 30 years, several abacuses became available for complete fetuses or ossified parts of developing bones (1). Some authors, comparing these ultrasonographic measurements to the real anatomical ones, proved that they contain slight errors (2).

In forensic practice, abacuses can be useful in real anatomical conditions, however, radiographic methodology has to be applied when skeletal preparation is impossible or undesirable. Therefore, precise radiographic osseous criteria have been sought for many years, especially focusing on the appearance of ankles' and knees' ossification centers, but variation was observed up to several weeks (3,4).

In a previous work, we proposed a new radiographic methodology and validated a qualitative criterion allowing radiographic measurements: a net and clear-cut conjugal plate (5). In the present study, we compare femoral lengths obtained by the application of the previously cited radiographic protocol with the real anatomical length obtained after femoral dissection.

Materials and Methods

Sample

Anonymous fetopathological examination records were collected from spontaneous abortions, in utero deaths, and stillborns. Four hundred ninety eight fetuses were selected according to the following criteria: agreement between gestational age, morphological data (weight, height, foot length) (6–14), age-corresponding external appearance, absence of external malformation, or any fetal pathological alterations, normal karyotype, and lack of maternal pathology.

We randomly selected 30 fetuses: ten ranging from 18 to 20 weeks, ten from 26 to 28 weeks, and ten from 33 to 35 weeks, in order to preclude the influence of increasing calcification rate in anatomical condition.

Radiographic Protocol

The radiological examination was performed with a PHILIPS Diagnost 4 radiography table and a PHILIPS PCR/ACE treatment console using a focus-film distance of 1 m. The X-rays were taken on standard V phosphorus screen cassettes and printed on hard copy films.

For the lateral view, the inferior limbs were half bent in order to avoid any superposition. The applied radiographic parameters were 41 kV and 2 mAs.

Femoral Sections

The 30 pairs of femurs were dissected and cut in the sagittal plane in order to reproduce the radiographic lateral view. In case of fetuses older than 26 weeks, the bones were decalcified in a mixture of formic acid (50%) and sodium citrate (20%) during less than one day.

Measurement Technique

Measurements were taken with a .5 mm graduated plastic ruler both on radiographs and dissected bones. We noted the radiographic diaphyseal size, correlated with the scale plotted by the radiologist in order to figure out the real diaphyseal size, and we noted the real anatomical size obtained after femoral section. It was not necessary to use histological staining to distinguish cartilage and bone formation, since they were grossly identifiable (Figs. 1 and 2).

All the measurements were taken independently by two observers and repeated twice by one of them (with three-month intervals) (14).

Statistical Analysis

In order to take into account the importance of error compared to the value, the differences between the measurements performed with each method on the same ossified shafts were expressed in percentages. The Wilcoxon non parametric test for paired values was used in search of statistically significant differences.



FIG. 1—Sagittal section of a fetal femoral bone.

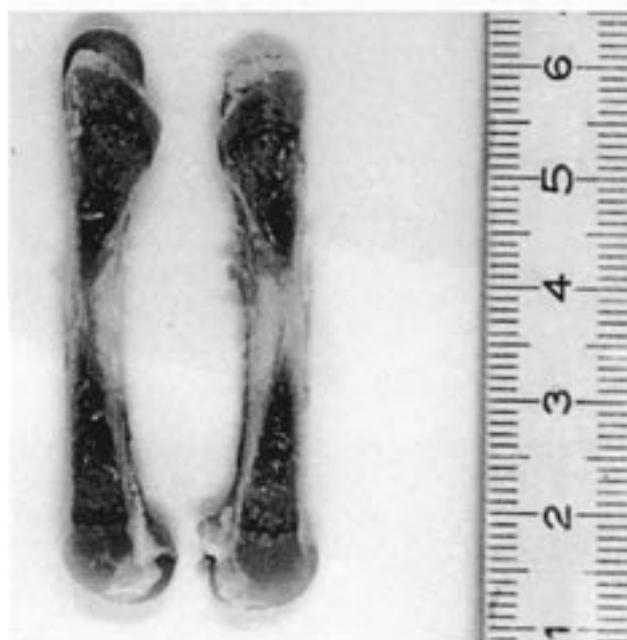


FIG. 2—Determination of the ossified shaft's limits after sagittal section of the previously shown femoral bone.

Results

The repeatability test, of which purpose is to check on eventual differences between two series of measurements taken by the same observer at two different times, did not show any significant differences to the threshold of 0.05 for either radiographic ($p = 0.857$) or anatomical measurements ($p = 0.734$).

The reproducibility test, whose purpose is to check on eventual differences between two different observers' measurements, did not show any significant differences to the threshold of 0.05 for either radiographic ($p = 0.582$) or anatomical measurements ($p = 0.682$).

The average relative difference between radiographic and anatomical measurements was 4.027% (with a standard error of 0.234 mm, and, therefore, a 95% confidence interval with limits of 3.62 and 4.55 mm), and the Wilcoxon non parametric test showed that this entailed a significant difference ($p < 0.001$). Therefore, we divided the sample into two age groups in order to check if the increasing calcification rate could influence the determination of the radiographic measurement landmarks. Sample A contained the 15 younger fetuses and Sample B contained the 15 older ones. However, this precaution did not reveal the determining influence of the calcification rate, since we obtained some significant differences, too (both P values were < 0.0001) (Table 1).

Finally, in order to correct the observed radiological error and stay as close as possible to the real anatomical size, we established a linear regression using the least square method.

Linear Regression

The obtained regression formula was: *Anatomical size estimation* = $0.958 * \text{radiological size} + 0.462$, which allowed us to determine the anatomical size with an R^2 (determination coefficient) of 97%.

To test the reliability of the preceding estimation formula, we decided to check its accuracy on a sample that was not included in its

TABLE 1—Results of the Spearman correlation test and the Wilcoxon non parametric paired test in the two examined age groups (in gestational weeks).

	Group A 18 to 28 GW	Group B 28 to 40 GW
How effective was the pairing?		
rs (Spearman, approximation)	0.9228	0.9856
P value (one tailed)	$P < 0.0001$	$P < 0.0001$
P value summary
Was the pairing significantly effective?	Yes	Yes
Wilcoxon test for paired values		
P value	0.0003	0.0001
Exact or approximate P value?	Gaussian approx.	Gaussian approx.
P value summary
Are means significantly different? ($P < 0.05$)?	Yes	Yes
One or two tailed value?	Two tailed	Two tailed
Sum of positive, negative ranks	117; -3	105; 0
Sum of signed ranks (W)	114	105

formulation. Therefore, we randomly selected 30 other fetuses, their gestational age ranging from 18 to 36 weeks, and noted the radiological and anatomical measurements in the same way as before. We applied the established formula on this new sample, and observed a mean relative difference of 1.46%, which did not entail any significant differences ($p = 0.773$).

In order to refine this estimation, we decided to apply the bootstrap method on all of the 60 fetuses. The bootstrap is a powerful tool in assessing the accuracy of estimators and testing hypotheses for parameters in case of small data samples. Most techniques for computing variances of parameter estimators or setting confidence intervals for the true parameters assume that the size of the available set of values is sufficiently large, so that "asymptotic" results can be applied. However, in most of the conditions, this assumption cannot be made because of the sample constraints. The bootstrap provides the possibility of computing an important number of times the establishment of a regression equation on a randomly selected sample. In this study, we randomly selected 30 fetuses among the 60 composing the overall sample, and repeated 5000 times the establishment of the linear regression. The coefficients of each equation were saved, and the final equation is based on the mean values of these 5000 previously saved coefficients. This methodology provided the following estimation formula: *Bootstrap anatomical size estimation* = $0.94 * \text{radiological size} + 0.811$, which allowed us to determine the anatomical size with an R^2 of 99% and a mean relative difference of 0.153% between the real anatomical size and the anatomical size estimation (with a standard error of 0.252 mm, and, therefore, a 95% confidence interval with limits of -0.35 and 0.657 mm) (Fig. 3). Moreover, this difference did not entail any significant differences ($p = 0.498$).

Discussion

Despite the considerable genetic differences in growth, genetic background has less to do with fetal growth than environment, and there is considerable evidence that the pronounced variations in birth length of different ethnic groups are largely attributable to so-

cio-economic influences (15). These growth affecting elements imply an important variability all along the *in utero* development, and this makes age estimation even more difficult. Therefore, the possibility of miscalculating gestational age is a serious problem in developmental studies and for obstetricians, pediatricians, and forensic surgeons. With increasing interest in the precise evaluation of gestational age, it becomes necessary to revise previously published abacuses.

Skeletal length is considered a good marker of developmental age (16,17). Since in post mortem assessment the putrefactive process can interfere, long bone length seems to be a reliable marker.

Several results reported in the literature are flawed by the rather small-sized samples, important sources of bias, or lack of standardized procedures (18–20). Among them, the bias originating from inaccurately reported menstrual dates was excluded by the choice of our sample (correspondence between gestational age and morphological data limits the possibility of errors concerning the time of conception). Fetuses have to be well-identified; it is imprecise to make first an approximation in order to obtain a second one. For example, it is not conceivable to determine age on the basis of Haase's rule, and take this result as a reference for other measurements (17).

Until now only few studies have evaluated the correlation between values obtained by ultrasonographic or radiographic protocols and the real anatomical size (2,21). The ultrasonographically measured femur length was found to be significantly shorter compared to the anatomical length, depending on the different gestation periods, image resolution, and fetal movements. As a consequence, the proposed regression formulae were not useful in anatomical conditions.

Our predictive equation is pertinent for the second and third trimesters of gestation.

The measurements do not seem to be affected by the modification of the calcification rate. The fact that the cartilage and the ossified part of the developing bone are always well-defined, was emphasised by the lack of statistical difference in case of the repetition of the measurement as well as the change of observers. This measurement method is also applicable on dry bones, and age estimation can be calculated after the application of Huxley's correction for dry to flesh bones (22).

Moreover, the bootstrap is essentially a computer-based method that substitutes considerable amounts of computation for theoretical analysis. The bootstrap does with computer what the experimenter would do in practice, if it was possible. With the bootstrap, the observations are randomly reassigned, and the estimates are recomputed. These assignments and recomputations are carried out thousands of times and treated as repeated experiments.

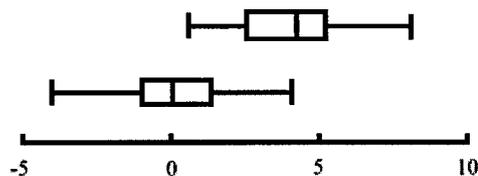


FIG. 3—Graphic representation of the distribution of the differences (expressed in percentages) between: a) *In situ* (radiographic) and anatomical size values (upper boxplot); and b) Anatomical and estimated values (after the bootstrap correction) (lower boxplot). The extremities of the moustache represent respectively the 5th and 95th percentiles, the extremities of the box represent the 1st and 3rd quartiles, and the line inside the box represents the median of the distribution.

The possibility of creating new standards with the application of such a methodology is very attractive, since—as Warren also stated—we have to establish comparative data for a variety of populations (23). Furthermore, the found differences have potentially important evolutionary and legal implications.

Conclusion

In a preceding study, we validated a qualitative criterion, which allowed us to take radiographic measurements of long bones' ossified shafts, and we proposed the use of this methodology to establish new fetal growth standards. In the present work, we demonstrated that these measurements can also be used in real anatomical conditions, after the application of a correction factor on radiographic values. This affirmation is enforced by the use of several statistical tests (repeatability and reproducibility tests) and a powerful statistical tool: the bootstrap.

This new methodological proposition is also based on a simple and easily applicable experimental protocol, which gives the opportunity to forensic specialists to realize extensive studies, and then determine the abacuses that best fit their population of interest.

References

- Chitty LS, Altman DG, Henderson S. Charts of fetal size: 4. Femur length. *Br J Obstet Gynaecol.* 1994;101:132–5.
- Guilhard-Costa A-M, Droullé P. Croissance du diamètre bipariétal, du diamètre abdominal transverse et de la longueur du fémur chez le fœtus. Influence du sexe. *Cahiers d'Anthropologie et de Biométrie Humaine.* 1990;VIII (1–2):49–69.
- Christie A, Martin M, Williams EL, Hudson G, Lanier JL. The estimation of fetal maturity by roentgen studies of osseous development. *Am J Obstet Gynecol* 1950;60:133–9.
- Foote GA, Wilson AJ, Stewart JH. Perinatal post-mortem radiography—experience with 2500 cases. *Br J Radiol.* 1978;51:351–6.
- Adalian P, Piercecchi-Marti MD, Bourliere-Najejan B, Panuel M, Fredouille C, Dutour O, et al. Postmortem assessment of fetal diaphyseal femoral length: validation of a radiographic methodology. *J Forensic Sci* 2001;46:215–9.
- Britton JR, Britton HL, Jennett R, Gaines J, Daily WJ. Weight, length, head and chest circumference at birth in Phoenix, Arizona. *J Reprod Med* 1993;38:215–22.
- Dombrowski MP, Wolfe HM, Brans YW, Saleh, AA, Sokol RJ. Neonatal morphometry. Relation to obstetric, pediatric, and menstrual estimates of gestational age. *Am J Dis Child* 1992;146:852–6.
- Jordaan HV. Fetal foot length. *S Afr Med J* 1982;62:473–5.
- Mercer BM, Sklar S, Shariatmadar A, Gillieson MS, D'Alton ME. Fetal foot length as a predictor of gestational age. *Am J Obstet Gynecol* 1987;156:350–5.
- Mhaskar R, Agarwal N, Takkar D, Buckshee K, Anandalakshmi, Deorari A. Fetal foot length—a new parameter for assessment of gestational age. *Int J Gynaecol Obstet* 1989;29:35–8.
- Miller, Jr, JM, Foster TA, Brown HL, Gabert HA. Fetal anthropometry at term: effect of menstrual age and relative fetal size. *JCU J Clin Ultrasound.* 1989;17:193–6.
- Miller, Jr, JM, Kissling GE, Korndoffer FA, Brown HL, Gabert HA. A cross-sectional study of in utero growth of the above average sized fetus. *Am J Obstet Gynecol* 1986;155:1052–5.
- Persson PH, Weldner BM. Intra-uterine weight curves obtained by ultrasound. *Acta Obstet Gynecol Scand* 1986;65:169–73.
- Signoli M, Dutour O. Biométrie de l'os tympanal. Mise au point et évaluation de nouvelles mesures. *Préhistoire Anthropologie Méditerranéennes* 1995;4:71–7.
- Singer DB, Sung CJ, Wigglesworth JS. Fetal growth and maturation: with standards for body and organ development. In: Wigglesworth JS, Singer DB, editors. *Textbook of natal and perinatal pathology.* Cambridge: Blackwell Scientific, 11–47.
- Hern MW. Correlation of fetal age and measurements between 10 and 26 weeks of gestation. *Obstet Gynecol* 1984;63:26–32.
- Fazekas IG, Kosa K. Forensic fetal osteology. Budapest: Akademiai Kiado Publishers, 1978.
- Iffy L, Jakobovits A, Westlake W, et al. Early intrauterine development: I - The rate of growth of Caucasian embryos and fetuses between the 6th and 20th weeks of gestation. *Pediatrics* 1975;56:173–9.
- Jakobovits A, Westlake W, Iffy L, et al. Early intrauterine development: II - The rate of growth of Caucasian embryos and fetuses between the 10th and 20th weeks' gestation. *Pediatrics* 1976;58:833–41.
- Skidmore FD. An analysis of the age and size of 483 human embryos. *Teratology* 1976;15:97–108.
- Alonso K, Portman E. Fetal weights and measurements as determined by post-mortem examination and their relation with ultrasound examination. *Arch Pathol Lab Med* 1995;119:179–80.
- Huxley AK. Analysis of shrinkage in human fetal diaphyseal length from fresh to dry bones using Petersohn and Kohler's data. *J Forensic Sci* 1998;43:423–6.
- Warren MW. Radiographic determination of developmental age in fetuses and stillborns. *J Forensic Sci* 2000;44:708–12.

Additional information and reprints requests:
Marie-Dominique Piercecchi-Marti
Université de la Méditerranée
Faculté de Médecine, Service de Médecine Légale
27 bd Jean Moulin, 13385 Marseille Cedex 05, France

Article Sous Presse

dans

***Bulletins et Mémoires
De la Société
D'Anthropologie de Paris***

ESTIMATION DU SEXE FŒTAL À PARTIR DE L'ILIAM

Pascal ADALIAN¹, Sandrine BOUTIN-FORZANO², Marie-Dominique PIERCECCHI-MARTI^{1,2}, Yann ARDAGNA¹, Michel SIGNOLI¹, Ferenc KOSA³, Georges LEONETTI^{1,2}, Olivier DUTOUR¹

RÉSUMÉ

La détermination du sexe est une des problématiques les plus fréquemment rencontrées en anthropologie médico-légale. Chez l'adulte, cette détermination est essentiellement basée sur l'os iliaque et autorise un très fort taux de classification correcte, tandis que chez le fœtus, les études sont beaucoup moins nombreuses et conduisent à des résultats souvent contradictoires.

Nous avons recherché sur 83 paires d'ilia fœtaux de la collection ostéologique hongroise de Fazekas et Kosa quels étaient les critères métriques qui décrivaient le mieux le dimorphisme sexuel, en évaluant les différentes méthodes proposées sur l'ilium fœtal et en adaptant certaines de celles proposées chez l'adulte. Nous avons pour cela établi et validé un protocole de prise de clichés photographiques et une méthode de mesure sur image numérisée à partir du logiciel Adobe Photoshop 6®.

Certains des paramètres retenus dans l'étude – principalement ceux qui ont été relevés sur l'échancrure ischiatique – présentant de fortes corrélations avec le sexe, nous avons établi une régression logistique estimant la probabilité d'appartenir à l'un ou l'autre des deux sexes. Le faible pourcentage de discrimination sexuelle obtenu avec cette formule nous a amené à tenir compte de l'âge : nous avons donc structuré notre échantillon en différents groupes d'âge et avons établi une formule permettant de déterminer correctement le sexe dans plus de 85 % des cas (sur l'échantillon qui a servi à l'établir) pour les fœtus dont l'âge est inférieur à 26 semaines d'aménorrhée.

Mots-clés : Fœtus, sexe, ilium, mesure numérique, régression logistique.

ABSTRACT

Sex estimation is one of the most frequently encountered issues in forensic medicine. While in the case of adults this determination is essentially based on iliac bones and provides a rather reliable classification, there are fewer studies conducted on fetuses and the results are often contradictory.

-
1. Unité d'Anthropologie. UMR 6578 CNRS – Université de la Méditerranée. Faculté de Médecine, 27 boulevard Jean Moulin, 13385 Marseille cedex 05.
 2. Laboratoire de Médecine Légale, Faculté de Médecine, 27 boulevard Jean Moulin, 13385 Marseille cedex 05.
 3. Service de Médecine légale, Faculté de Médecine Albert Szent-György, Szeged, Hongrie.

Therefore, we examined 83 pairs of fetal iliac bones in the Hungarian collection of Fazekas and Kosa and searched for metric criteria that can the best be applied for determining sexual dimorphism. During this research, we tested the different methods proposed for fetal iliac bones and adapted some others used particularly in the case of adults.

For this reason, we set up and validated a protocol of taking photographs, as well as a measurement technique developed for numeric pictures with the help of a software program, Adobe Photoshop 6[®].

During this study, we selected certain parameters, principally the ones taken on the great sciatic notch, which showed a strong correlation with sex, and we established a logistic regression for estimating the probability of belonging to one sex or the other.

The weak percentage of sexual differentiation obtained by this formula led us to take into account age: we organised our sample in different age groups and established a formula that permits correct sex determination in more than 85% of cases (in our sample) for fetuses that are less than 24 gestational weeks old.

Keywords: fetus, sex, ilium, numeric measurement, logistic regression.

INTRODUCTION

La détermination du sexe des fœtus à partir de paramètres osseux est une problématique étudiée depuis longtemps dans le domaine de la paléanthropologie et de l'anthropologie médico-légale. Chez l'adulte, l'os iliaque est considéré comme l'os le plus discriminant quant à la diagnose sexuelle, puisqu'il autorise 90 à 95 % de bonne détermination en utilisant une méthode visuelle (Phenice, 1969 ; critiqué par Lovell, 1989 ; Bruzek et Ferembach, 1992a) ; des méthodes métriques se basant sur le calcul d'index (Bruzek *et al.*, 1994 ; Murail *et al.*, 1999 ; Camacho *et al.*, 1993 ; Kelley, 1979 ; MacLaughlin et Bruce, 1986 ; Richman *et al.*, 1979 ; Schuller-Ellis *et al.*, 1983 ; Schuller-Ellis *et al.*, 1985 ; Schutkowski, 1987) ou en étudiant la taille et de la forme de l'échancrure ischiatique.

Chez le fœtus, la littérature est moins riche et les différents travaux publiés sont souvent discordants. Pour Boucher en 1955, ainsi que pour Fazekas et Kosa en 1978, la diagnose sexuelle chez le fœtus est possible en déterminant les dimensions de l'échancrure ischiatique, alors que Weaver en 1980 ne retrouve pas de différence pour ce même paramètre et que Holcomb et Konigsberg en 1995 proposent l'étude de l'échancrure ischiatique dans sa forme et non dans ses dimensions.

Dans le cadre du présent travail, nous avons étudié la Collection d'ostéologie fœtale du Service de Médecine Légale de l'université de Szeged en Hongrie, qui représente actuellement la plus grande série en Europe.

Afin d'évaluer la diagnose du sexe à partir de l'ilium fœtal, nous avons utilisé une méthode métrique simple et choisi les paramètres à relever à partir de mesures proposées dans la littérature, aussi bien sur l'ilium fœtal que sur la partie iliaque du coxal de l'adulte.

MATÉRIEL

Les données ont été recueillies sur l'ostéothèque fœtale du Service de Médecine Légale de Szeged (Hongrie) constituée par les Pr. Fazekas et Kosa (Fazekas et Kosa, 1978). Tous les fœtus sont identifiés par leur âge, mais leur sexe n'est indiqué que dans 83 cas. Nous avons ainsi étudié un échantillon de 48 fœtus masculins et 35 fœtus féminins.

Les éléments cliniques ont confirmé que ces fœtus étaient issus de parents ne présentant pas d'antécédents de maladies endocriniennes, osseuses ou congénitales (Fazekas et Kosa, 1978). Les âges donnés par Fazekas et Kosa étant exprimés en mois lunaires, nous les avons convertis en semaines d'aménorrhées (SA) afin de présenter des données aisément comparables aux standards utilisés de nos jours en pratique obstétricale.

MÉTHODE

Le protocole photographique

Nous avons photographié chaque ilium selon un protocole simple afin d'établir une méthode fiable : les ilia droit et gauche du même individu ont été placés à plat, côte à côte, face externe visible à la verticale d'un statif (cliché zénithal). L'appareil photo a été placé de manière à obtenir l'agrandissement le plus important possible. Les clichés ont été réalisés sur des pellicules diapositives couleur Kodak Ektachrome de 200 ASA et les ombres portées ont été évitées grâce à un éclairage comptant quatre sources lumineuses. Sur chacune des vues a été positionnée une échelle millimétrique de référence. Les diapositives ont été scannées à l'aide du logiciel Photoshop 6.0[®] de la société Adobe[®] et d'un scanner de norme *Twain* : l'Epson FilmScan 200[®]. La numérisation a été faite avec une résolution de 320 DPI (Dots Per Inches) et les couleurs et le contraste ont été retouchés afin d'obtenir la meilleure définition possible.

Les paramètres relevés (*fig. 1*)

Parmi les mesures décrites par Camacho *et al.* en 1993, qui sont relevées sur la fosse iliaque du coxal d'adultes, nous avons préférentiellement retenu :

- la distance entre les épines iliaques antéro-supérieure et inférieure [AB] ;
- la distance entre le segment [AB] et le point de la crête iliaque le plus éloigné de ce segment (point C), permettant de définir un segment [CD], perpendiculaire à [AB] ;
- la distance entre le point C et l'épine iliaque antéro-supérieure [AC] ;
- la distance entre le point C et l'épine iliaque postéro-supérieure [BC].

Nous avons de plus mesuré un segment [EF], défini par le point E, milieu du segment [AB] et F, la projection orthogonale de E sur la crête iliaque.

À l'aide des distances que nous venons de décrire, nous avons calculé les rapports de $[CD]/[AB]$ et $[EF]/[AB]$, ainsi que les angles ACD , BCD , AEF et BEF , par trigonométrie.

La grande échancrure sciatique a également été étudiée. Nous avons sélectionné les mesures décrites comme étant potentiellement discriminantes pour le sexe, aussi bien chez le fœtus que chez l'adulte (Palfrey, 1974 ; Singh et Potturi, 1978 ; Bruzek et Ferembach, 1992a ; Majo, 1992 ; Holcomb et Konisberg, 1995), nous permettant de retenir :

- la distance $[OR]$, le point O correspondant à l'épine iliaque postéro-inférieure, et le point R au futur point de jonction avec l'ischion ;
- la distance entre le segment $[OR]$ et le point de l'échancrure sciatique le plus éloigné de ce segment (point P), définissant un segment $[PQ]$, perpendiculaire à $[OR]$.

Puis les angles OPQ , RPQ et OPR ont été calculés par trigonométrie, ainsi que les indices correspondant aux rapports $[OQ]/[QR]$ et $[RO]/[PQ]$.

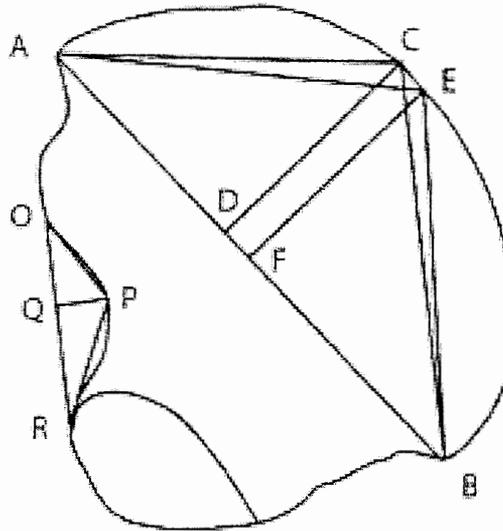


Fig. 1 - Représentation schématisée des différentes mesures relevées sur la face externe d'un ilium droit. Les points anatomiquement définis sont :

- le point A : épine iliaque postéro-supérieure
- le point B : épine iliaque antéro-supérieure
- le point O : épine iliaque postéro-inférieure
- le point R : point de jonction avec l'ischion

Puis nous définissons les points :

C , point le plus élevé de la crête iliaque par rapport à $[AB]$, et D sa projection orthogonale sur $[AB]$.

E est le milieu du segment $[AB]$, et F sa projection orthogonale sur la crête iliaque.

P est le point le plus profond de l'échancrure ischiatique, et Q sa projection orthogonale sur $[OR]$.

- De plus, nous avons calculé deux autres indices, déterminés par Fazekas et Kosa :
- la longueur de l'échancrure ischiatique/ longueur de l'ilium : [OR]/[AB] ;
 - la profondeur de l'échancrure ischiatique/ longueur de l'ilium : [PQ]/[AB].

Enfin, certains auteurs ayant décrit l'existence d'une asymétrie entre l'ilium droit et l'ilium gauche (Singh et Potturi, 1978 ; Camacho *et al.*, 1993), les distances, angles et rapports ont été relevés des deux cotés. Les mesures ont été prises directement sur l'image numérisée avec l'outil de mesure du logiciel Photoshop 6[®]. Elles ont donc été établies en pixels, puis corrigées en millimètres par une règle de trois après mesure de l'échelle de référence. L'ensemble des données numériques (24 par ilium) a été saisi dans le tableur Microsoft Excel 2000[®] et exploité à l'aide du logiciel de statistiques SPSS 10.0[®]

Les tests effectués

Afin de valider la méthodologie de mesure choisie, il a été nécessaire de tester sa fiabilité. Premièrement, nous avons vérifié la correspondance entre mesures numériques (relevées avec Photoshop 6[®]) et mesures réelles (relevées avec une règle millimétrique), en comparant les valeurs des deux diagonales de 50 quadrilatères découpés au hasard dans du bristol. Deuxièmement, nous avons comparé les mesures relevées avec Photoshop 6[®], un logiciel de retouche d'image très répandu, et celles relevées avec SigmaScan pro 5[®], un logiciel professionnel de traitement statistique et de mesure de l'image, développé par la société SPSS[®]. Cette comparaison a été effectuée sur les mêmes 50 quadrilatères en mesurant les deux diagonales. Nous avons par ailleurs aussi comparé les mesures prises avec SigmaScan pro 5[®] avec les mesures réelles. Enfin, nous avons pratiqué les tests de répétabilité, c'est à dire l'analyse des différences entre les mesures prises par le même observateur à des temps différents (erreur intra-observateur) et de reproductibilité c'est à dire l'analyse de la différence entre les mesures prises par deux observateurs différents (erreur inter-observateurs). Pour ces deux tests, les mesures relevées avec Photoshop 6[®] ont été doublées sur 30 ilia.

Les statistiques utilisées

La recherche de différences significatives entre deux séries de données a été réalisée, pour chacun des tests que nous venons de décrire, à l'aide du test non paramétrique de Wilcoxon pour séries appariées, ainsi que la recherche des différences en fonction de la latéralité. La recherche de différences liées au sexe a été effectuée avec le test T de Student pour les échantillons d'effectif supérieur à 30 individus, et avec son équivalent non paramétrique pour les échantillons de faible effectif : le test U de Mann-Whitney.

La détermination du sexe a été établie à partir d'une régression logistique qui permet d'évaluer le lien entre un caractère qualitatif, représenté ici par le sexe, et plusieurs variables qualitatives ou quantitatives.

Le modèle est du type :

$$\text{Log} (P/(1-P)) = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 \dots$$

Où

P = probabilité que le paramètre d'intérêt puisse être classé dans l'une des modalités du caractère qualitatif recherché.

b₀ = constante.

b₁ = coefficient multiplicateur de la première variable utilisée (x₁)

b₂ = coefficient multiplicateur de la deuxième variable utilisée (x₂)

Le modèle utilisé permet d'évaluer la probabilité de déterminer correctement le sexe avec une méthode dite « pas à pas ascendante » permettant d'augmenter à chaque étape le nombre de paramètres intégrés dans l'équation.

Dans notre étude, nous avons défini par défaut la probabilité à calculer comme étant celle d'être de sexe féminin, et avons désigné comme point de césure la valeur 0,5. Nous classons ainsi les individus dont le calcul de P est supérieur à 0,5 comme étant des filles, et ceux dont la valeur de P est inférieure à 0,5 comme étant des garçons. Cette méthodologie a été appliquée à l'ensemble de l'échantillon, puis à des sous-échantillons d'âges différents, découpés de manière à diviser l'effectif en trois parties sensiblement égales.

RÉSULTATS

Les mesures prises avec la règle, les mesures réalisées avec Photoshop[®] et celles réalisées avec SigmaScan pro 5[®] nous apprennent que la différence moyenne entre la mesure réelle et la mesure avec Photoshop[®] est de -0,1854 mm, celle entre SigmaScan pro 5[®] et les valeurs réelles est de 0,0797 mm et celle entre les deux logiciels est de 0,1057 mm. Le test de Wilcoxon nous confirme que ces variations n'entraînent pas de différences significatives au seuil de 5 % entre les trois séries de mesures avec des valeurs p respectives de 0,069 ; 0,299 et 0,111.

La répétabilité et la reproductibilité, appliquées chacune à 30 ilia, ont permis la constitution de 2 nouvelles séries de 360 mesures. Le test de Wilcoxon pour séries appariées révèle des différences significatives pour le paramètre AC dans le test de répétabilité, et pour les paramètres AC, BE et PR pour le test de reproductibilité. Les résultats du test sont présentés dans le tableau 1.

PARAMÈTRE	RÉPÉTABILITÉ		REPRODUCTIBILITÉ	
	Z	p	Z	p
AB	-0,604	0,546	-1,882	0,060
CD	-0,249	0,804	-1,244	0,213
AC	-3,092	0,002	-2,972	0,003
CB	-1,341	0,180	-0,833	0,405
EF	-0,963	0,336	-0,689	0,491
AE	-1,923	0,055	-1,347	0,178
BE	-0,261	0,794	-2,396	0,017
RO	-0,195	0,845	-0,376	0,707
PQ	-0,243	0,808	-0,783	0,434
PR	-1,267	0,205	-1,994	0,046
PO	-1,345	0,179	-0,076	0,940
OQ	-1,574	0,115	-0,325	0,746

Tabl. 1 - Tests de répétabilité et de reproductibilité. Présentation de la valeur du score Z et de sa probabilité associée p d'après le test de Wilcoxon pour valeurs appariées. Chacun des paramètres correspond à une distance mesurée par deux observateurs différents ou deux fois par le même observateurs sur 30 ilia différents. Les paramètres présentant des différences statistiquement significatives au seuil de 5 % sont indiqués en gras.

En ce qui concerne la latéralité des mesures effectuées, le test de Wilcoxon permet de mettre en évidence des différences significatives entre le coté droit et le coté gauche, au seuil de 5 %, pour les paramètres AB, CD, CB, AE, BE, PQ, PO, OQ, pour les angles ACD, AEF, OPQ, RPQ, OPR, pour les indices RO/PQ et PQ/AB. Nous conserverons donc les deux mesures (droite et gauche) en indiquant pour chacune leur latéralisation (D et G).

La recherche de paramètres présentant des différences en fonction du sexe nous a appris que cinq paramètres présentent des différences significatives au seuil de 5 % : l'angle OPQ gauche (p = 0,037), l'angle OPR gauche (p = 0,004), l'angle RPQ gauche (p = 0,011), l'index RO/PQ gauche (p = 0,005), l'index PQ/AB gauche (p = 0,013). Il est donc possible d'établir des équations tentant de prédire le sexe d'un fœtus en fonction des mesures relevées. Ces cinq paramètres ont donc été utilisés pour établir la régression logistique, mais le modèle que nous avons choisi (méthode pas à pas ascendante) n'a considéré comme pertinent que l'angle OPR gauche. C'est donc le seul paramètre admis à entrer dans l'établissement de l'équation.

L'équation obtenue est : $0,09 * \text{OPR gauche} - 12 = \log(P/(1-P))$. Elle permet 66,27 % de classification correcte. Ceci diffère peu du simple effet du hasard (50 % de bonne classification) et nous amène à prendre en considération un éventuel effet de l'âge sur les paramètres relevés, et donc indirectement sur leur pouvoir de discrimination.

Le découpage de l'échantillon en 3 classes d'âge d'effectif semblable est le suivant : une classe d'âges inférieurs à 26 SA (28 fœtus), une seconde classe d'âges compris entre 26 et 34 SA (26 fœtus), et une dernière classe d'âges supérieurs à 34 SA (29 fœtus).

Nos classes étant de faible effectif (inférieur à 30), nous avons utilisé le test non paramétrique de Mann-Whitney dans le but de rechercher l'existence d'une différence significative par rapport au sexe, au seuil de 5 %, et ce pour chacune des variables.

Les résultats montrent que 3 paramètres présentent une différence significative pour la tranche d'âge inférieure à 26 SA, qu'aucun paramètre n'est retrouvé significatif pour la tranche d'âge 26-34 SA, et que 6 paramètres présentent une différence significative pour la tranche d'âge supérieure à 34 SA. Les régressions logistiques obtenues dans chacune des sous-classes, ainsi que le pourcentage de classification correcte qu'elles permettent, sont présentées dans le tableau 2.

ÉCHANTILLON	PARAMÈTRES DISCRIMINANTS	RÉGRESSION LOGISTIQUE	CLASSIFICATION CORRECTE
ÉCH. GLOBAL	OPRG, RPQG,	$0,09 * OPRG - 12 = \log((P/1-P))$	66,27 %
< 26 SA	OPQG, ROG/PQG, PQG/ABG OPRG, RPQG, ROG/PQG	$0,5234 * RPQG - 33,5845 = \log((P/1-P))$	85,71 %
26 à 34 SA	aucun	///	///
> 34 SA	ABD, CDD, ACD, AED, BEG, BED	$0,4251 * ACD - 8,3735 = \log((P/1-P))$	75,86 %

Tabl. 2 - Régressions logistiques établies sur l'échantillon global, puis sur chacune des sous-classes d'âge distincts (SA signifie Semaines d'Aménorrhée). Les paramètres présentés sont ceux révélant des différences significatives en fonction du sexe, et les formules de régression logistiques sont celles établies d'après la méthode pas à pas ascendante utilisant ces mêmes paramètres. Le pourcentage de classification correcte correspond à la proportion de fœtus pour lesquels la prédiction correspond au sexe réel.

DISCUSSION

Le choix de l'ilium et de la méthodologie

Si, chez l'adulte, la possibilité de déterminer le sexe à partir de restes osseux ne fait plus l'objet de discussions, l'existence même d'un dimorphisme sexuel est souvent remise en cause et débattue chez les immatures. Il y a déjà plus de vingt ans, certains auteurs affirmaient que l'amélioration des techniques et des critères rendrait possible la

détermination du sexe des immatures (Génovès, 1970 ; Sundick, 1977), mais il n'existe à ce jour encore aucune méthode fiable pour déterminer le sexe fœtal. Les divers travaux relevés dans la littérature permettent cependant de dégager certains consensus, tels que l'intérêt de l'utilisation de l'ilium. En effet, bien que celui-ci ne corresponde qu'à la partie supérieure de l'échancrure ischiatique adulte, il représente la partie la plus pertinente de cette région pour la discrimination sexuelle. La problématique est alors d'ordre méthodologique et concerne le choix d'une méthode métrique ou morphologique, et l'application de la méthodologie statistique la mieux adaptée.

Dans cette étude, nous avons privilégié l'approche métrique, en raison de la petite taille des pièces osseuses et du faible degré de maturation morphologique. En effet, cette approche nous semble moins sujette aux variations inter observateurs que les méthodes d'analyse morphologiques visuelles, soumises à un facteur de subjectivité fortement dépendant de l'expérience de l'observateur. Le facteur d'agrandissement autorisé par le logiciel de retouche d'images permet un haut degré de précision dans la mesure numérique. La fiabilité de la méthode et la bonne adéquation des mesures numériques avec les dimensions réelles des pièces anatomique étudiées ont été testées et validées.

L'apport de la régression logistique a été évalué en raison de l'existence préalable d'analyses discriminantes réalisées sur la même collection ostéologique par Schutkowski (1987). Cet auteur avance un pourcentage de 70 à 80 % de détermination correcte qui fait l'objet de nombreuses critiques méthodologiques (Bruzek, 1992b ; Majo, 1993 ; 1994) rappelant la forte influence des caractéristiques de la population étudiée sur les régressions discriminantes établies et démontrant leur manque d'adéquation avec d'autres populations.

Les résultats observés sur la fosse iliaque

Nous avons débuté cette étude par la recherche d'une éventuelle asymétrie des ilia fœtaux. Nous l'avons retrouvée pour la plupart des mesures, des angles et des indices, en accord avec les travaux de Fishel (1929), cité par Fazekas et Kosa, retrouvant une asymétrie physiologique droite-gauche. Chez l'adulte, Sing et Potturi (1978), et Camacho *et al.* (1993), retrouvent eux aussi des différences statistiques selon le côté mesuré. Cependant, aucun de ces auteurs ne propose d'explication pour justifier le phénomène observé.

Dans un second temps, nous avons déterminé un ensemble de paramètres relevés sur la fosse iliaque, qui n'ont, à notre connaissance, jamais fait l'objet d'études chez le fœtus. Aucun d'entre eux n'exprime de dimorphisme sexuel dans l'ensemble de notre échantillon, mais chez les fœtus âgés de plus de 34 SA, 6 des 24 paramètres étudiés (distances AB, CD, AC, AE, BE à gauche et BE des deux cotés) présentent une différence significative au seuil de 5 % en fonction du sexe. Cette hypothèse de croissance

différentielle des dimensions linéaires selon le sexe a déjà été évoquée (Pineau, 1965 ; Trotter et Peterson, 1969 ; Kosa, 1995). En revanche, si parmi ces paramètres, la distance AC autorise une détermination sexuelle correcte dans 75.86 % des cas, le résultat est critiquable puisque la subjectivité du positionnement du point C sur la crête iliaque rend la mesure non fiable, car non répétable ni reproductible.

Les résultats observés sur l'échancrure ischiatique

La profondeur de l'échancrure (PQ) et sa longueur (RO) ne sont pas significativement différentes en fonction du sexe dans notre échantillon. Ce résultat est en désaccord avec celui de Schutkowski (1993), qui observe une échancrure plus profonde chez 81,2 % de garçons et plus longue chez 76,5 % de filles dans une population de 61 enfants de 0 à 5 ans. Dans notre étude, cette différence en fonction du sexe n'est pas présente, même chez les fœtus les plus âgés. En revanche, l'indice RO/PQ, rapportant la largeur (ou la longueur selon les auteurs) sur la profondeur de l'échancrure ischiatique, est significatif au seuil de 5 % du côté gauche pour la totalité de notre échantillon, ainsi que dans le groupe de fœtus âgés de moins de 26 SA. Ce paramètre n'a cependant pas été retenu pour la régression logistique, car il n'est pas assez discriminant pour la diagnose sexuelle.

La régression logistique effectuée à partir des 5 paramètres retrouvés significatifs dans la totalité de l'échantillon (qui concernent tous des mesures de l'échancrure ischiatique) montre que le paramètre le plus discriminant pour la diagnose sexuelle est l'angle OPR gauche. Il permet une diagnose sexuelle correcte dans 66,27 % des cas sur l'échantillon global. Cependant, ce score nous paraît encore insuffisant pour des applications anthropologiques, et plus particulièrement dans le cadre de l'anthropologie médico-légale. Cet angle, en revanche, peut être plus pertinent chez les sujets plus âgés : selon Schutkowski (1993), 95 % des garçons de 0 à 5 ans sont caractérisés par une valeur de cet angle d'environ 90°.

Les résultats observés sur le groupe de moins de 26 SA

La régression logistique effectuée à partir des 3 paramètres retrouvés significatifs pour les fœtus de moins de 26 SA (les angles RPQ et OPR gauches et l'indice RO/PQ gauche, qui sont tous des mesures de l'échancrure ischiatique) met en évidence que l'angle RPQ gauche est le paramètre le plus discriminant pour la diagnose sexuelle. L'équation établie autorise une diagnose sexuelle correcte dans 88,89 % des cas pour les garçons et 80 % des cas pour les filles. Dans la littérature, nous n'avons pas retrouvé de travaux portant sur les angles de l'échancrure ischiatique des fœtus. Chez l'adulte en revanche, Sing et Potturi (1978) utilisant l'angle inférieur de l'échancrure classent

correctement 75 % des hommes et 92 % des femmes avec l'os coxal droit, et 88 % des hommes et 100 % des femmes avec l'os gauche. Cet angle est équivalent dans sa construction à l'angle RPQ que nous avons défini dans cette étude, mais il faut noter que l'échancrure fœtale est seulement composée de la partie iléale.

La différence sexuelle observable essentiellement pour les fœtus les plus jeunes est, d'après Weaver (1980), une conséquence directe du pic de testostérone chez les fœtus de sexe masculin au cours de la 15^e semaine d'aménorrhée. Ce pic hormonal serait responsable d'une avance de maturation osseuse, et les caractéristiques morphologiques apparues seraient secondairement estompées par la croissance (Boucher, 1957 ; Weaver, 1980).

Les rapports de longueur entre l'échancrure ischiatique et l'ilium (rapport RO/AB) ainsi qu'entre la profondeur de l'échancrure ischiatique et la longueur de l'ilium (rapport PQ/AB), ne permettent pas de diagnose correcte, en accord avec Fazekas et Kosa (1978). En effet, malgré l'existence d'une différence significative selon le sexe, ces rapports ne sont pas assez discriminants pour être intégrés au modèle de régression logistique.

CONCLUSION

Cette étude de détermination du sexe sur l'ilium fœtal permet de conclure sur les points suivants :

- 1 – le protocole de mesure sur images numériques que nous avons établi est valide et nous en proposons l'utilisation dans des études ultérieures ;
- 2 – aucun des paramètres de détermination sexuelle chez le fœtus applicables à notre protocole n'a confirmé les résultats précédemment publiés ;
- 3 – la régression logistique établie à partir des paramètres présentant des différences significatives selon le sexe a donné un pourcentage global de détermination correcte de 66,27 % ;
- 4 – le score de détermination correcte du sexe chez le fœtus apparaît comme un phénomène dépendant de l'âge ;
- 5 – notre formule de régression logistique tenant compte de l'âge a permis d'obtenir pour les fœtus les plus jeunes (moins de 26 SA) un score de détermination sexuelle de 85,71 %. La détermination du sexe fœtal à partir de l'ilium apparaît donc pertinente pour les fœtus les plus jeunes. Ce résultat doit être validé sur un effectif plus important, et testé sur un échantillon différent de celui qui a servi à établir la régression logistique ;
- 6 – le score autorisé par notre formule semble encore insuffisant, en raison de l'importance de la fiabilité de la détermination des paramètres individuels en

anthropologie médico-légale. En revanche, et même s'il est important de souligner que les fœtus de moins de 26 semaines ne sont que rarement retrouvés à la fouille, cette technique demeure néanmoins la plus performante par rapport à celles classiquement utilisées par les anthropologues, en attendant que l'utilisation des empreintes génétiques puisse être systématisée.

BIBLIOGRAPHIE

- BOUCHER (B.J.) 1955, Sex differences in the fetal sciatic notch, *Journal of Forensic Medicine* 2: 51-54.
- BOUCHER (B.J.) 1957, Sex differences in the fetal pelvis. *American Journal of Physical Anthropology*: 581-600.
- BRUZEK (J.), FEREMBACH (D.) 1992a, Fiabilité de la méthode visuelle de détermination du sexe à partir du bassin, proposée par le « groupe de travail d'anthropologues européens » applications à l'os coxal, *Archivo per l'antropologia e la etnologia* CXXII : 145-161.
- BRUZEK (J.) 1992b, Fiabilité des fonctions discriminantes dans la détermination sexuelle de l'os coxal, Critique et propositions, *Bulletins et Mémoires de la Société d'Anthropologie de Paris* 4 : 67-104.
- BRUZEK (J.), MURAIL (P.), HOUET (F.), CLEUVENOT (E.) 1994, Inter and intra-observer errors in pelvic measurements and its implication for the method of sex determination, *Anthropologie* 32: 215-223.
- CAMACHO (F.F.J.), PELLICO (L.G.), FERNANDEZ VALENCIA RODRIGUEZ (R.) 1993, Osteometry of the human iliac crest: patterns of normality and its utility in sexing human remains, *Journal of Forensic Sciences* 38: 779-787.
- FAZEKAS (G.), KOSA (F.) 1978, *Forensic fetal osteology*, Akademiai Kiado publishers, Budapest, 300 p.
- GENOVES (S.) 1970, Sex determination in earlier man, in G.E. Brothwell, *Science in archaeology*, Praeger, New York.
- HOLCOMB (S.M.C.), KONIGSBERG (L.W.) 1995, Statistical study of sexual dimorphism in the human fetal sciatic notch, *American Journal of Physical Anthropology* 97: 113-125.
- KELLEY (M.A.) 1979, Sex determination with fragmented skeletal remains, *Journal of Forensic Sciences* 24: 154-158.
- KOSA (F.) 1995, Sex determination of human fetuses and newborn from the dimensions of the pelvic bone, *Advances in Forensic Sciences* 7: 104-111.
- LOVELL (L.C.) 1989, Test of Phenice's technique for determining sex from the os pubis, *American Journal of Physical Anthropology* 79: 117-120.
- MACLAUGHLIN (S.M.) BRUCE (M.F.) 1986, The sciatic notch/acetabular index as a discriminator of sex in european skeletal remains, *Journal of Forensic Sciences* 31: 1380-1390.
- MAJO (T.) 1992, Ontogenèse de l'os coxal et détermination sexuelle : l'importance de

- l'ilium, *Bulletins et Mémoires de la Société d'Anthropologie de Paris* 4 : 53-65.
- MAJO (T.), TILLIER (A.-M.), BRUZEK (J.) 1993, Test des fonctions discriminantes de Schutkowski impliquant l'ilium pour la détermination du sexe dans des séries d'enfants de sexe et d'âge connus, *Bulletins et Mémoires de la Société d'Anthropologie de Paris* 5 : 61-68.
- MAJO (T.) TILLIER (A.-M.) BRUZEK (J.) 1994, Bis repetita placent, *Bulletins et Mémoires de la Société d'Anthropologie de Paris* 6 : 117-119.
- MURAIL (P.), BRUZEK (J.), BRAGA (J.) 1999, A new approach to sexual diagnosis in past populations. practical adjustments from Van Vark's procedure, *International Journal of Osteoarchaeology* 9: 39-53.
- PALFREY (A.J.) 1974, Proceedings: the sciatic notch in male and female innominate bones, *Journal of Anatomy* 118: 382.
- PHENICE (T.W.) 1969, A newly developed visual method of sexing the os pubis, *American Journal of Physical Anthropology* 30: 297-302.
- PINEAU (H.) 1991, La croissance et ses lois. *Cahiers d'anthropométrie et de biologie humaine* 1-307 (Publication de la thèse de 1965).
- RICHMAN (E.A.), MICHEL (M.E.), SCHULTER-ELLIS (F.P.), CORRUCINI (R.S.) 1979, Determination of sex by discriminant function analysis of postcranial skeletal measurements, *Journal of Forensic Sciences* 24: 159-167.
- SCHULTER-ELLIS (F.P.), SCHMIDT (D.J.), HAYEK (L.A.), CRAIG (J.) 1983, Determination of sex with a discriminant analysis of new pelvic bone measurements: part I, *Journal of Forensic Sciences* 28: 169-180.
- SCHULTER-ELLIS (F.P.), HAYEK (L.C.), SCHMIDT (D.J.) 1985, Determination of sex with a discriminant analysis of new pelvic bone measurements: part II, *Journal of Forensic Sciences* 30: 178-185.
- SCHUTKOWSKI (H.) 1987, Sex determination of fetal and neonate skeletons by means of discriminant analysis, *International Journal of Anthropology* 2: 347-352.
- SCHUTKOWSKI (H.) 1993, Sex determination of infant and juvenile skeletons: part I. Morphognostic features, *American Journal of Physical Anthropology* 90: 199-205.
- SCHUTKOWSKI (H.) 1994, Once more: direct application of discriminant functions, Comment on T. Majo, A.-M. Tillier and J. Bruzek, *Bulletins et Mémoires de la Société d'Anthropologie de Paris* 6: 113-115.
- SING (S.), POTTURI (B.R.) 1978, Greater sciatic notch in sex determination, *Journal of Anatomy* 125: 619-624.
- SUNDICK (R.I.) 1977, Age and sex determination in subadult skeletons, *Journal of Forensic Sciences* 22: 141-144.
- TROTTER (M.), PETERSON (R.R.) 1969, Weight of bone during the fetal period. *Growth* 33: 167-184.
- WEAVER (D.S.) 1980, Sex differences in the ilia of known sex and age sample of fetal infant skeleton, *American Journal of Physical Anthropology* 52: 191-195.

Article Soumis

dans

***Comptes Rendus
de l'Académie
des Sciences***

Série III

Nouvelle formule de détermination de l'âge d'un fœtus

Pascal Adalian^a, Marie-Dominique Piercecchi-Marti^{a,b}, Brigitte Bourlière-Najean^c, Michel Panuel^d, Georges Leonetti^{a,b}, Olivier Dutour^{a*}

^a *Unité d'anthropologie, UMR 6578 CNRS, université de la Méditerranée, faculté de Médecine, 27, bd Jean-Moulin, 13385 Marseille cedex 05, France*

^b *Laboratoire de médecine légale, faculté de Médecine, 27, bd Jean-Moulin, 13385 Marseille cedex 05, France*

^c *Service de radiologie pédiatrique, hôpital de la Timone, 264, rue Saint-Pierre, 13385 Marseille cedex 05, France*

^d *Service de radiologie, hôpital Nord, chemin des Bourrellys, 13915 Marseille cedex 20, France*

Reçu le 6 novembre 2001 ; accepté le 3 décembre 2001

Présenté par Yves Coppens

Abstract – New foetal age determination formula. The methods utilised in anthropology for foetal age assessment are generally rather old, based on small samples and have never been tested on other samples than the one they were established on. In this study, we establish a formula on 344 foetuses of known age, and compare it with other age determination methods found in the scientific literature. Except our formula, the tested other methods do not give the limits of the prediction's confidence interval, and therefore do not take into account the total variability. Therefore, we demonstrate the necessity to establish formulas based on large samples and on a validated methodology. *To cite this article: P. Adalian et al., C. R. Biologies 325 (2002) 261–269.* © 2002 Académie des sciences / Éditions scientifiques et médicales Elsevier SAS

foetal age / age prediction / femoral diaphysis

Résumé – Les méthodes de détermination de l'âge foetal utilisées en anthropologie sont anciennes, établies sur de petits effectifs et n'ont pas été testées sur un échantillon différent de celui qui a servi à les établir. Dans cette étude, nous établissons une formule sur 344 fœtus d'âges connus et la comparons avec d'autres déterminations proposées dans la littérature. Contrairement à notre formule, ces dernières ne proposent pas d'intervalles de confiance de leur prédiction et ne prennent donc pas correctement en compte la variabilité. Nous démontrons ainsi la nécessité d'établir de nouvelles équations sur la base d'un effectif aussi large que possible et reposant sur une méthodologie validée. *Pour citer cet article : P. Adalian et al., C. R. Biologies 325 (2002) 261–269.* © 2002 Académie des sciences / Éditions scientifiques et médicales Elsevier SAS

âge foetal / prédiction / diaphyse fémorale

*Correspondance et tirés à part.

Adresse e-mail : Olivier.Dutour@medecine.univ-mrs.fr (O. Dutour).

. Abridged version

1. Introduction

Human foetal growth has widely been studied, mainly in order to assess foetal age in the fields of obstetrics, forensic medicine and physical anthropology. These studies led to the development of several reference tables and regression equations, which demonstrated a strong correlation between foetal age and long bones size. However, none of these methods have been tested on other samples than the one they were established on.

The aim of this study is to create a new formula, based on the examination of a large sample of known age foetuses, and to compare it with some previously proposed methods. In order to establish this new formula, we measured the femoral diaphysis length with the help of an already validated method, which shows an excellent radio-anatomic correlation, and we did separate *learning* and *validation* samples.

2. Studied population

Owing to the creation of prenatal diagnostic centres, we had the possibility to study more than 2000 foetuses, among which 782 were considered as *normal* on the basis of several clinical examinations (X-ray examination, normal caryotype and normal aspect of the viscera for both macroscopic and histologic examinations). Moreover, we did take care to exclude the ones whose intra uterine growth retardation was detected during the first legal ultrasonography.

3. Methods

Real foetal age has been assessed with the last menstruation period, and verified with the help of the first ultrasonographic dating.

The complete sample of *normal* foetuses has been separated into *learning* and *validation* samples. This methodology allows testing the established formula on a sample that was not used for its computation, and avoids the bias of auto-validation. Nevertheless, this validation can only be considered as a statistic one, and does not represent an *external* validation, since the two samples are coming from the same population.

3.1. Measurement method

The radiographic measurements of the femoral diaphysis were carried out with respect to a previously established and validated protocol: the observation of a net and clear-cut conjugal plate. The measurements were made using a half-millimetre ruler, on both right

and left bones, since we already stated that there were no significant differences. We established our age prediction with a linear regression model using the least squares method.

3.2. Comparison with equations, curve and reference table

In order to compare our formula with similar prediction equations, we selected the three formulas which are the most frequently used by forensic physicians and anthropologists: Balthazard and Dervieux [24], Olivier and Pineau [5], Fazekas and Kosa [23]. The age predictions were statistically compared with the SPSS® 10 software.

4. Results

4.1. The established formula

The use of the qualitative criterion allowed us to measure 374 femoral diaphysis. The complete sample has therefore been divided as follows: 344 foetuses constituted the learning sample and 30 foetuses were used to test the formula (validation sample).

The femoral diaphyseal length showed an excellent correlation with age ($Pearson = 0.966$ with $p < 0.001$) and allowed an age estimation with a 95% confidence interval of ± 3.34 weeks when using the formula:

$$\begin{aligned} \text{Predicted age (weeks)} \\ = 0.434 \times \text{femoral length (mm)} + 6.93 \end{aligned}$$

4.2. The predictions comparison

Age estimation using each one of the tested formulas revealed that the average errors were very small. Nevertheless, the important standard deviation of the differences between real age and estimated age (called residues) for Fazekas and Kosa's method indicates that there were important errors. The second important point of this comparison is that our formula does not show any increase of the errors when age increases.

5. Discussion

In this work, we demonstrated that the established formula allows an age estimation that is close to the real age, and that this estimation is even better in the second part of the gestational period, which corresponds to the most frequently encountered case in both forensic and anthropologic fields.

The chosen methodology, i.e. a transversal study, necessitated the consideration of a bigger sample than

in the case of longitudinal studies, in order to take into account the variability of human growth. This variability is illustrated by the width of the 95% confidence interval, which is very rarely explicit in the previously published studies. Moreover, the separation of *learning* and *validation* samples is essential to avoid an important methodological bias, especially when we compare the established formula with other ones, which is actually not the case in previously published methods.

Our knowledge of the medical history of both foetuses and mothers ensured us not to consider pathologic cases, and to be precise in our estimation concerning the date of conception: all the foetuses whose first ultrasonographically evaluated age was different from the one calculated from the last menstruation period were excluded. In this way, we could avoid the bias of two successive evaluations, seen in Naegele's and Haase's methods.

The choice of a radiographic measurement protocol allowed us to establish several validation tests concerning the reliability and the correspondence with the real anatomic size. These validations are rarely seen in ultrasonographic studies, and some authors even demonstrated that there were a significant lack of reliability because of the foetal position, the scanning resolution and the observer's experimentation. All these biases could generate some age estimation differences up to two weeks.

The age repartition of the examined material is also important. For example, nearly half of our foetuses were between 20 and 28 weeks old. Although the used least squares regression method is influenced by this imbalance, we considered that the formation of age groups to create several age prediction formulae, as it is frequently seen in other studies, entails important difficulties in the choice of the applicable equation. Therefore, our choice to create a unique regression formula applicable all along foetal life can be justified for three main reasons.

The first one is depending on the context of bones finding in anthropology: the object to analyse can be isolated, and we cannot apply any first age estimation to choose the applicable formula.

The second one takes into account the interest of age estimation in forensic anthropology: after 20 gestational weeks, the homicide qualification can be applied, and after 26 gestational weeks, the foetus can be notified on civil registries. These two elements explain the need of age estimation before six month.

The third reason is the necessity to favour reliability rather than precision in our field of investigation, where individual age estimation is more frequent than population age profile reconstruction.

The radiographic measurement of the femur seemed to be preferable because of its good reliability and its excellent correlation with age. Furthermore, since this method did not necessitate any dissection, the foetuses remained in a good state of preservation, and were therefore available for further examinations. We have to note that ultrasonographic studies are not always applicable (e.g. on foetal remains), and show some imprecision in the measurements.

Concerning the methods that are classically used in anthropology, they are old, were established on small samples that consider only 'average' foetuses, and their error margin is underestimated, since their calculation is based on the sample used for the examination.

However, we have to underline that even if the chosen methodology can be a source of error, the existing differences between the different populations can also be responsible of the observed variability. Actually, there are strong evidences to assert that the French population of the 21st century shows different growth patterns than several decades ago, or than other populations living in other countries. This has been recently demonstrated by Hohler, who obtained two different formulae when using the same methodology for the populations of Washington and Miami.

6. Conclusion

We have established, on 344 foetal femoral diaphyseal lengths, a new age estimation formula. This one shows five important characteristics:

- the measurements were carried out on X-ray pictures, following an already validated protocol, which ensured their reliability;
- all the measurements were verified and corrected in order to present a perfect radio-anatomical correlation;
- the establishment of a unique formula applicable all along foetal life did not necessitate 'first age' estimation;
- the formula has been validated on 30 cases that were not used in its calculation;
- the reliability of our method is clearly defined: we can estimate the age of a foetus from an isolated femoral diaphysis with a 95% confidence interval, which is defined as a calculated value ± 3.34 weeks.

1. Introduction

L'étude des processus de croissance du fœtus appliquée à la détermination de l'âge concerne plusieurs disciplines, dont l'obstétrique, la médecine légale et l'anthropologie biologique [1–8].

Dans la littérature, de nombreux paramètres ont été étudiés pour l'estimation de l'âge fœtal sur la base de méthodes anthropométriques, radiographiques et échographiques [6, 8–16]. Ces dernières ont l'avantage d'être applicables *in vivo* et de constituer de très larges séries [15–16]. Cependant, les mesures échographiques sont dépendantes de l'observateur, et très peu d'études ont recherché des corrélations écho-anatomiques. L'originalité de notre approche est de proposer une nouvelle équation, établie sur un large échantillon de fœtus normaux, d'âge connu, utilisant la mesure sur radiographie de la portion ossifiée du fémur et validée biométriquement par la mise en évidence d'une parfaite corrélation anatomo-radiologique [17, 18] et statistiquement par l'utilisation d'une méthodologie séparant l'échantillon d'*apprentissage* et de *validation* [19].

2. Population d'étude

La création des centres de diagnostic prénatal (décret n° 97-578 du 28 mai 1997) a permis de systématiser les examens fœtaux post mortem. Ces examens sont obligatoirement effectués après une interruption médicale de grossesse, mais peuvent être pratiqués dans le cadre de fausses couches et de morts *in utero*.

De 1998 à 2001, nous avons examiné plus de 2 000 fœtus issus de fausses couches et de morts *in utero*. Dans cette population, nous avons sélectionné 782 fœtus dont l'âge est réparti de 12 à 41 semaines d'aménorrhée (Fig. 1). Ces fœtus ont été considérés comme normaux après vérification anatomique complète, caryotype et radiographie du squelette entier de face et de profil.

3. Méthodes

Nous avons exclu de l'étude les fœtus dont les mères ont présenté pendant la grossesse une hypertension artérielle (potentiellement responsable d'hypotrophie fœtale ou de retard de croissance) ou un diabète (pouvant générer une macrosomie) [20]. De plus, nous avons exclu les grossesses gémellaires, causes fréquentes d'hypotrophie fœtale [21] et les fœtus macérés, dont on n'a pu préciser le moment exact du décès.

L'âge fœtal de référence a été déterminé en fonction de la date des dernières règles (règle de Naegele)

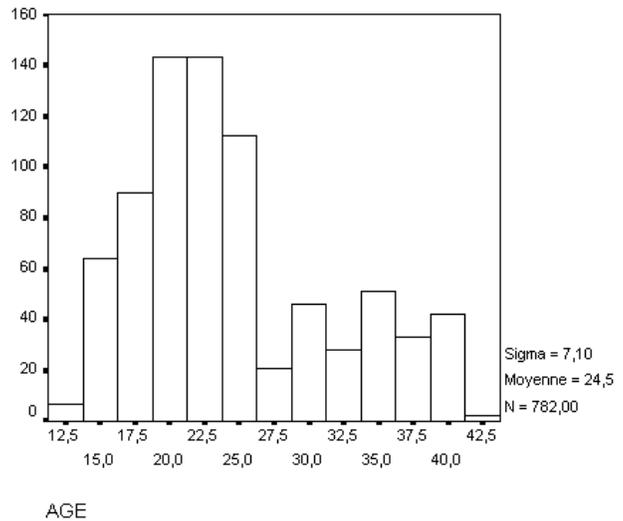


Fig. 1. Répartition des effectifs dans notre échantillon total en fonction de l'âge, exprimé en semaines d'aménorrhée (SA).

corrigée le cas échéant [10] par la datation de la première échographie [22]. Nous avons exclu les fœtus pour lesquels il existait une discordance entre âge estimé selon la règle de Naegele et l'âge obtenu lors de la première échographie.

La population fœtale a été divisée en deux échantillons : un échantillon d'*apprentissage* (A), sur lequel nous avons établi notre équation, et un échantillon de *validation* (V), permettant d'évaluer cette estimation sur un échantillon n'ayant pas servi à l'établir. L'estimation de l'âge est ainsi testée sur l'échantillon de validation, qui a été constitué après tirage au sort de 30 fœtus, et comparée aux formules classiquement utilisées en anthropologie [5, 23, 24]. Cette méthode constitue un moyen de validation statistique de la formule de régression établie, et non une méthode de validation inter-populationnelle, les deux échantillons étant issus de la même population d'origine.

3.1. Protocole de prise de mesure de la longueur fémorale

La mesure a porté sur la longueur de la portion ossifiée de la matrice cartilagineuse de cet os en cours de formation. Elle est effectuée avec une règle graduée au demi-millimètre. L'intégrité fœtale a été préservée en utilisant un protocole radiographique de mesure [17, 18].

La mesure radiologique de ces diaphyses nécessite des précautions : d'une part, il a été nécessaire de s'assurer que l'os était parfaitement parallèle au film, pour éviter toute erreur de parallaxe ; d'autre part, il a été nécessaire que l'os soit posé contre la plaque radiographique pour éviter le phénomène dit de « cône

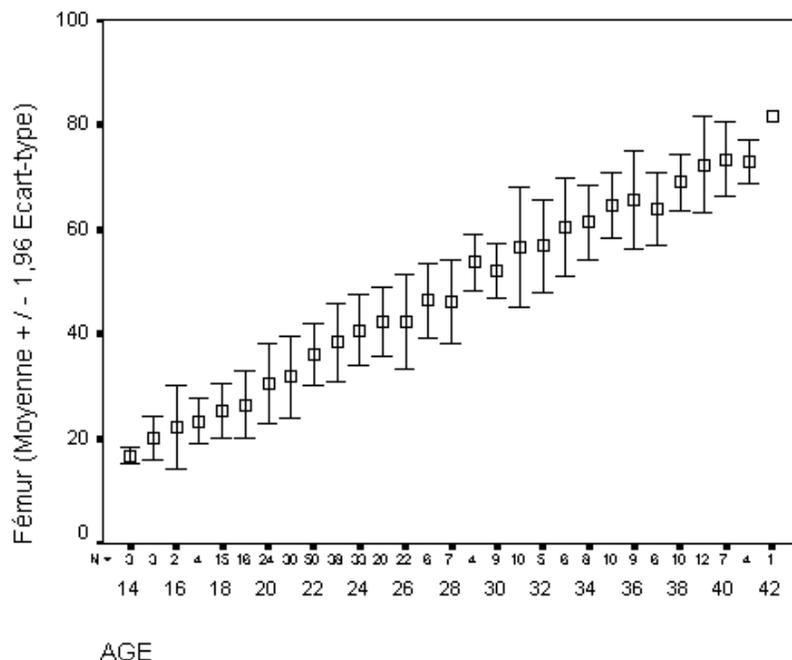


Fig. 2. Présentation des longueurs diaphysaires fémorales selon l'âge. Le carré central représente la valeur moyenne et les barres d'erreurs symbolisent la variabilité de la mesure ($\pm 1,96$ écart type). Pour chaque âge, l'effectif (N) ayant servi au calcul des moyennes et écarts types est précisé sous l'axe des abscisses.

de projection ». Nous avons ainsi effectué la mesure sur le cliché de profil pour être certain que l'un des membres repose correctement sur la plaque. Malgré ce choix, la reconnaissance d'un profil vrai des membres n'a pas été toujours facile, nous amenant ainsi à définir et à valider un critère qualitatif autorisant la prise de la mesure [17]. Ce critère est l'observation d'une *plaque conjugale nette* (définie par la limite entre la métaphyse et le cartilage de conjugaison) [17]. Nous avons également montré qu'il n'existait pas de différence significative entre les fémurs droit et gauche, ce qui nous a permis de ne pas tenir compte de la latéralisation [17]. Une corrélation radio-anatomique, validée sur 60 paires de fémurs disséqués, nous a permis d'établir un facteur de correction assurant l'exacte correspondance de la mesure avec la pièce osseuse réelle [18].

3.2. Comparaison avec les équations, courbe et table de référence

Nous avons comparé notre formule avec les formules classiquement utilisées par les anthropologues et les médecins légistes [5, 23, 24].

La formule de régression linéaire uniparamétrée et les comparaisons des différences entre âge prédit et âge réel ont été établies avec le logiciel SPSS 10®.

4. Résultats

L'utilisation du critère qualitatif [17] a permis d'effectuer la mesure 374 fois. L'échantillon total a alors été

réparti en 344 cas pour l'échantillon A et en 30 cas pour l'échantillon V. Les valeurs moyennes des mesures effectuées et leur variation en fonction de l'âge sont représentées sur la Fig. 2.

4.1. L'équation uniparamétrée

Dans l'échantillon A, la longueur du fémur présente une très bonne corrélation avec l'âge (*Pearson* de 96,6% ; $p < 0,001$). La statistique de Durbin-Watson (2,053) assure la non-autocorrélation des résidus, dont la distribution est normale et dont la valeur du carré moyen (2,881) témoigne de la bonne adéquation du modèle aux données.

La régression décrite ci-dessous permet d'estimer l'âge fœtal avec un intervalle de confiance de $\pm 3,34$ semaines :

$$\begin{aligned} \text{âge prédit (SA)} \\ = 0,434 \times \text{longueur du fémur (mm)} + 6,93 \end{aligned}$$

4.2. Comparaison de nos estimations de l'âge fœtal avec les tables, courbes et équations données dans la littérature

Le tableau présentant les valeurs des résidus pour chacun des 30 fœtus de l'échantillon V, nous permet d'observer que les erreurs moyennes sont proches de 0 (Tableau 1). Cependant, les résidus engendrés sur l'ensemble des âges par la formule de Fazekas et Kosa

Tableau 1. Prédiction et résidus générés par chacune des formules testées sur l'échantillon V. Les âges prédits sont en semaines d'aménorrhée (SA) et les résidus sont en semaines. Les « prédictions » d'âge des formules de Fazekas et Kosa [23], Balthazard et Dervieux [24] et Olivier et Pineau [5] font suite à une détermination de la stature (pour chacune de ces trois méthodes, aucun intervalle de confiance ne peut être précisé). Pour notre formule, le calcul se fait directement à partir de la mesure de la diaphyse fémorale (la prédiction est nommée « centre » pour rappeler qu'elle est donnée avec un intervalle de confiance à 95% = centre \pm 3,34).

Âge (SA)	Fazekas		Balthazard		Olivier		Notre formule	
	Prédictions	Résidus	Prédictions	Résidus	Prédictions	Résidus	Centre	Résidus
17	13,95	3,05	15,40	1,60	16,73	0,27	15,64	1,36
19	17,26	1,74	18,27	0,73	18,62	0,38	18,43	0,57
19	16,84	2,16	17,91	1,09	18,37	0,63	18,08	0,92
19	18,61	0,39	19,44	0,44	19,44	0,44	19,56	0,56
19	14,98	4,02	16,29	2,71	17,30	1,70	16,51	2,49
20	20,58	0,58	21,16	1,16	20,72	0,72	21,23	1,23
20	14,95	5,05	16,26	3,74	17,28	2,72	16,48	3,52
21	16,98	4,02	18,03	2,97	18,45	2,55	18,20	2,80
21	17,16	3,84	18,19	2,81	18,56	2,44	18,35	2,65
22	21,92	0,08	22,33	0,33	21,64	0,36	22,36	0,36
22	19,04	2,96	19,82	2,18	19,72	2,28	19,93	2,07
22	18,68	3,32	19,50	2,50	19,49	2,51	19,62	2,38
22	24,02	2,02	24,15	2,15	23,16	1,16	24,13	2,13
22	23,23	1,23	23,46	1,46	22,58	0,58	23,46	1,46
22	22,47	0,47	22,81	0,81	22,03	0,03	22,82	0,82
22	22,84	0,84	23,12	1,12	22,29	0,29	23,13	1,13
23	23,01	0,01	23,27	0,27	22,41	0,59	23,27	0,27
23	24,16	1,16	24,27	1,27	23,26	0,26	24,24	1,24
23	25,60	2,60	25,52	2,52	24,37	1,37	25,45	2,45
23	23,40	0,40	23,61	0,61	22,70	0,30	23,60	0,60
25	25,26	0,26	25,22	0,22	24,10	0,90	25,17	0,17
26	22,86	3,14	23,14	2,86	22,31	3,69	23,15	2,85
26	25,22	0,78	25,19	0,81	24,07	1,93	25,13	0,87
28	30,17	2,17	29,49	1,49	28,24	0,24	29,30	1,30
29	29,75	0,75	29,14	0,14	27,87	1,13	28,96	0,04
30	30,17	0,17	29,49	0,51	28,24	1,76	29,30	0,70
35	37,25	2,25	35,65	0,65	35,49	0,49	35,27	0,27
35	37,93	2,93	36,24	1,24	36,27	1,27	35,84	0,84
36	35,91	0,09	34,49	1,51	33,98	2,02	34,14	1,86
39	42,35	3,35	40,09	1,09	41,84	2,84	39,57	0,57

[23] présentent un écart type, élevé témoignant de l'importance de certaines erreurs (Tableau 2). Notre formule présente, par rapport aux autres méthodes (Tableau 2), l'avantage de ne pas fournir de résidus plus importants pour les âges les plus élevés.

5. Discussion

Dans ce travail, nous avons montré que l'équation obtenue permet une estimation de l'âge fœtal proche de l'âge réel, d'autant meilleure que les fœtus sont âgés

Tableau 2. Moyennes et écarts types des résidus engendrés par chacune des formules testées. Les valeurs sont calculées pour l'échantillon total, puis pour les fœtus âgés de moins de 22 semaines d'aménorrhée et pour les fœtus âgés de plus de 22 semaines d'aménorrhée (SA).

	Fazekas	Balthazard	Olivier	Notre formule
Échantillon total				
Moyenne	0,45	0,30	0,62	0,32
Ecart type	2,34	1,72	1,50	1,63
Âge < 22 SA				
Moyenne	1,75	0,93	0,86	0,81
Ecart type	2,23	1,88	1,37	1,81
Âge > 22 SA				
Moyenne	0,86	0,33	0,37	0,17
Ecart type	1,66	1,33	1,63	1,32

(deuxième partie de gestation), ce qui correspond aux cas les plus fréquemment retrouvés dans un contexte anthropologique et médico-légal.

5.1. Choix de notre méthodologie

La nature du matériel étudié n'autorise pas le suivi longitudinal préconisé dans les travaux sur la croissance fœtale *in vivo* [25–27]. Néanmoins, Deter et Harrist [28] ont démontré que les courbes de croissance obtenues par une étude longitudinale et celles obtenues par une étude transversale sont similaires, bien que ces dernières nécessitent, selon ces auteurs, l'inclusion d'un plus grand nombre d'individus. Cependant, la détermination de l'âge fœtal à partir d'études transversales doit être pondérée par la variabilité auxologique inter- et intra-populationnelle [29–32]. Cette pondération est représentée par l'importance des bornes de l'intervalle de confiance à 95% de l'âge prédit à partir de la longueur fémorale, quel que soit l'âge. Cet intervalle n'est jamais précisé dans les autres travaux qui sont classiquement utilisés en anthropologie [5, 23, 24].

La distinction entre échantillon d'apprentissage et échantillon de validation n'a pas été considérée dans les travaux antérieurs. Elle permet de valider statistiquement la formule de régression établie sur un échantillon différent.

Enfin, le choix méthodologique de relever les mesures diaphysaires sur radiographies a permis d'établir de nombreuses validations quant à leur fiabilité et leur correspondance avec les mesures anatomiques réelles [17, 18]. Ceci n'est pas le cas des études échographiques, qui n'ont que rarement fait l'objet de tests de validation [33, 34]. Plusieurs auteurs ont montré que le manque de reproductibilité et de répétabilité des études était lié au fœtus (position et mouvements, quantité de liquide amniotique), à la mère (importance du pannicule adipeux), à la qualité de la résolution de l'image et à l'observateur [33, 34]. Une étude récente concernant les corrélations écho-anatomiques a montré que, selon le type de mesure (échographique ou anatomique), on pouvait observer des différences allant jusqu'à deux semaines lors de l'estimation de l'âge avec la même formule [35].

5.1.1. La population d'étude

Sherwood et al. [4] ont confirmé récemment que l'existence de malformations ou d'anomalies du caryotype était une source d'erreur dans l'estimation de l'âge fœtal.

Nous avons délibérément exclu de cette étude non seulement les fœtus présentant une pathologie identifiable, mais aussi ceux pour lesquels une pathologie

maternelle était connue. Cette précaution n'est pas systématiquement prise dans les travaux antérieurs.

5.1.2. L'effectif

La moitié de notre population d'étude se répartit entre 20 et 28 semaines d'aménorrhée (Fig. 1). Cette distribution a probablement diminué la précision dans l'estimation de l'âge. Les déséquilibres observés sont en partie liés aux dates légales des échographies obligatoires, générant dans leurs suites des interruptions de grossesses. Néanmoins, il ne nous a pas paru adéquat de présenter nos résultats en deux ou plusieurs équations en fonction de tranches d'âge définies arbitrairement, comme ils sont souvent présentés dans l'analyse des données échographiques [36–38]. Cette méthode a l'avantage d'améliorer l'intervalle de confiance de la prédiction, mais nécessite l'utilisation d'un autre estimateur d'âge pour le choix de l'équation pertinente, ce qui n'est pas la situation rencontrée en pratique anthropologique courante.

5.1.3. L'âge gestationnel de référence

Notre méthode a été établie à partir d'un échantillon d'âge connu (confirmation de la règle de Naegele lors de la première échographie obligatoire). Cet échantillon ne présente pas l'inconvénient d'une détermination indirecte à partir de la stature, comme c'est le cas dans les travaux antérieurs, qui utilisent deux formules de régression successives pour déterminer l'âge fœtal (longueur diaphysaire/stature ; stature/âge fœtal) [5, 23, 24].

Par ailleurs, il n'existe dans ces travaux que peu ou pas d'informations obstétricales sur le déroulement de la grossesse et sur les antécédents maternels ou familiaux.

5.2. Comparaison des méthodes classiques

Nous avons mesuré la longueur du fémur pour estimer l'âge fœtal, en raison de la facilité de mesure de cet os par radiographie.

Ce seul paramètre permet d'estimer l'âge à $\pm 3,34$ semaines. Pour éliminer les différents biais de mesure observés dans les études échographiques, nous avons initialement validé un critère qualitatif de mesure—une plaque conjugale nette—et pratiqué des tests de reproductibilité et de répétabilité [17, 18]. La prise de mesure sur cliché radiographique permet de conserver le fœtus intact.

Notre étude se base sur des effectifs plus réduits que les études portant sur la croissance fœtale *in vivo*, quantifiée par échographie. Ces dernières ont permis de définir la variabilité de la croissance diaphysaire, augmentant en fonction de l'âge [15, 16, 39–41]. Cepen-

dant, selon certains de ces travaux, l'augmentation de la variabilité avec l'âge est la moins importante pour le fémur par rapport à l'ensemble des autres paramètres [16]. Dans notre étude (Fig. 2), la variabilité maximale que nous retrouvons est comparable à celle décrite par ces auteurs [16]. Cette concordance permet vérifier la nécessité de prise en compte de la variabilité dans la détermination de l'âge foetal et valide pro parte l'utilisation d'une seule formule sur l'ensemble des âges. Cette démarche est dictée par trois impératifs principaux. Le premier est dépendant du contexte anthropologique (ostéo-archéologique ou médico-légal) dans lequel cette recherche se développe. Ce contexte fournit un objet d'analyse (osseux) souvent isolé, ne permettant pas l'application d'une autre méthode que celle d'une formule prédictive à partir d'un os. Dans ce cas, on ne peut présumer d'un âge, et par conséquent choisir la formule de détermination la mieux adaptée. Le second prend en compte l'importance de la détermination de l'âge dans le domaine médico-légal : au-delà de 22 semaines d'aménorrhée, la qualification d'homicide peut être retenue, et au-delà de 28 semaines, il peut y avoir un enregistrement à l'état civil. Ces deux éléments justifient les recherches sur des fœtus âgés de moins de six mois. Enfin, la dernière contrainte doit privilégier la fiabilité à la précision, dans cette application où la problématique est individuelle et non populationnelle.

En anthropologie, il faut souligner que la plupart des publications antérieures ont été établies à partir d'effectifs réduits [5, 23]. Dans certaines études, la variabilité naturelle a été artificiellement diminuée par exclusion des individus atypiques ou la prise en compte exclusive d'individus « moyens » [6]. De même, l'intervalle de confiance lié à l'estimation n'est que très rarement précisé et la marge d'erreur présentée est établie sur l'échantillon qui a servi à établir la régression, la sous-estimant donc très certainement.

Les facteurs socio-économiques et environnementaux présentant d'importantes répercussions sur la crois-

sance foetale [42–44], on peut considérer que notre échantillon n'a pas une valeur de représentation universelle. L'existence de facteurs socio-environnementaux influençant la croissance foetale est illustrée par l'étude de Hohler, qui a établi deux équations différentes pour les villes de Washington et de Miami avec une méthodologie identique [11]. Plusieurs travaux récents ont également présenté la variabilité inter-populationnelle dans la croissance [30–32] et souligné l'utilité d'établir des équations adaptées à chaque population d'étude.

Cependant, si notre population de référence ne peut pas prétendre être identique à une population archéologique, l'équation proposée conserve l'intérêt d'avoir été établie sur une méthodologie biométrique validée sur une collection de fœtus dont l'histoire obstétricale et l'âge sont parfaitement connus, ce qui n'était pas le cas des travaux de référence antérieurs [5, 23, 24].

6. Conclusion

Nous avons établi, sur 344 longueurs diaphysaires fémorales, une nouvelle formule d'estimation de l'âge foetal. Celle-ci présente cinq caractéristiques importantes :

- les mesures sont relevées sur des radiographies selon un protocole validé qui garantit leur fiabilité ;
- les mesures ont été vérifiées et corrigées pour obtenir une parfaite corrélation radio-anatomique ;
- l'établissement d'une seule formule pour l'ensemble des âges ne nécessite pas une évaluation préalable de l'âge ;
- la formule établie est validée sur un échantillon de 30 individus qui n'ont pas servi à l'établir ;
- la fiabilité de l'évaluation d'âge selon notre méthode est quantifiée : nous pouvons estimer l'âge d'un fœtus avec un intervalle de confiance de 95% ; quel que soit l'âge, cet intervalle est défini par une prédiction centrée $\pm 3,34$ semaines.

Références

[1] A.H. Schultz, Changes in fetuses due to formalin preservation, *Am. J. Phys. Anthropol.* 2 (1927) 35–41.
 [2] L. Mehta, H.M. Singh, Determination of crown-rump length from foetal long bones: humerus and femur, *Am. J. Phys. Anthropol.* 36 (1972) 165–168.
 [3] A. Huxley, S.B. Jimenez, Error in Olivier and Pineau's regression formulae for calculation of stature and lunar age from radial diaphyseal length in forensic foetal remains, *Am. J. Phys. Anthropol.* 100 (1996) 435–437.
 [4] R.J. Sherwood, R.S. Meindl, H.B. Robinson, R.L. May, Foetal age: methods of estimation and effects of pathology, *Am. J. Phys. Anthropol.* 113 (2000) 305–315.

[5] G. Olivier, H. Pineau, Nouvelle détermination de la taille foetale d'après les longueurs diaphysaires des os longs, *Ann. Med. Leg.* 40 (1960) 141–144.
 [6] G. Olivier, Précisions sur la détermination de l'âge d'un fœtus d'après sa taille et la longueur de ses diaphyses, *Med. Leg. Dommage Corporel* 4 (1974) 297–299.
 [7] A.M. Guihard-Costa, P. Droulle, Croissance du diamètre bipariétal, du diamètre abdominal transverse et de la longueur du fémur chez le fœtus. Influence du sexe, *Cahiers d'Anthropologie et Biométrie Humaine* 8 (1990) 49–69.
 [8] A.M. Guihard-Costa, J.C. Larroche, Growth velocity of some foetal parameters. I. Brain weight and brain dimensions, *Biol. Neonate* 62 (1992) 309–316.

- [9] K.L. Jones, J.W. Hanson, D.W. Smith, Palpebral fissure size in newborn infants, *J. Pediatr.* 92 (1978) 787–787.
- [10] D.B. Singer, C.J. Sung, J.S. Wigglesworth, Foetal growth and maturation: with standards for body and organ development, *Textbook of foetal and perinatal pathology*, Blackwell Scientific, Cambridge, 1991, pp. 11–47.
- [11] C.W. Hohler, T.A. Quelter, Foetal femur length equations for computer calculation of gestational age from ultrasound measurement, *Am. J. Obst. Gyn.* 143 (1982) 479–481.
- [12] K. Alonso, E. Portman, Foetal weights and measurements as determined by post mortem examination and their relation with ultrasound examination, *Arch. Path. Lab. Med.* 119 (1995) 179–180.
- [13] L.S. Chitty, D.G. Altman, A. Henderson, S. Campbell, Charts of foetal size. 4. Femur length, *Br. J. Obstet. Gynaecol.* 101 (1994) 132–135.
- [14] J. Kurmanavicius, E.M. Wright, P. Royston, R. Zimmermann, R. Huch, A. Huch, J. Wisser, Foetal ultrasound biometry: abdomen and femur length reference values, *Br. J. Obstet. Gynaecol.* 106 (1999) 136–143.
- [15] J. Créquat, M. Duyme, G. Brodaty, *Biométrie Tables de croissance fœtale par le Collège français d'échographie fœtale et l'Inserm U 155*, *Gynecol. Obstet. Fertil.* 28 (2000) 435–445.
- [16] A.M. Guihard-Costa, J.C. Larroche, P. Droullé, F. Narcy, Foetal biometry: growth charts for practical use in fetopathology and ultrasonography, *Foetal Diagn. Ther.* 10 (1995) 211–218.
- [17] P. Adalian, M.D. Piercecchi-Marti, B. Bourlière-Najejan, C. Freidouille, M. Paniel, O. Dutour, G. Leonetti, Post-mortem assessment of foetal diaphyseal femoral length: validation of a radiographic methodology, *J. Forensic Sci.* 46 (2001) 215–219.
- [18] M.D. Piercecchi-Marti, P. Adalian, B. Bourlière-Najejan, J. Gouvenet, M. Maczel, O. Dutour, G. Leonetti, Validation of a radiographic method to establish new foetal growth standards : radio-anatomical correlation, *J. Forensic Sci.* 47 (2002).
- [19] *SPSS applications guide*, SPSS Inc., Chicago, IL, USA, 1999.
- [20] P.E. Potter, *Pathology of the fetus and infant*, Enid Gilbert-Barness, 1997.
- [21] T. Agüsstsson, R.T. Geirsson, G. Mires, Obstetric outcome of natural and assisted conception twin pregnancies is similar, *Acta Obstet. Gynecol. Scand.* 76 (1997) 45–49.
- [22] R.C. Sanders, A.E. James, *The principles and practice of ultrasonography in Obstetrics and gynecology*, 3rd ed., Appleton-Century-Crofts, Norwalk, 1985.
- [23] I.Gy. Fazekas, F. Kosá, *Forensic Foetal Osteology*, Akademiai Kiado, Budapest, 1978.
- [24] V. Balthazard, X. Dervieux, *Études anthropométriques sur le fœtus humain*, *Ann. Med. Leg.* 1 (1921) 37–42.
- [25] R.L. Deter, R.B. Harrant, F.P. Hadlock, R.B. Carpenter, The use of ultrasound in the assessment of normal foetal growth, *J. Clin. Ultrasound* 9 (1981) 481–493.
- [26] P. Royston, E.M. Wright, How to construct 'normal ranges' for foetal variables, *Ultrasound Obstet. Gynecol.* 11 (1998) 30–38.
- [27] J.T.J. Bons, H.P. Van Geijn, P.D. Bezemer, J.P.J. Nauta, N.F.T. Arts, The foetal skeleton: ultrasonographic evaluation of the normal growth, *Eur. J. Obstet. Gynecol. Reprod. Biol.* 34 (1990) 21–36.
- [28] R.L. Deter, R.B. Harrant, Growth standards for anatomic measurements and growth rates derived from longitudinal studies of normal foetal growth, *J. Clin. Ultrasound* 20 (1992) 381–388.
- [29] A.M. Guihard-Costa, P. Droullé, O. Thiebaugorges, J.M. Hascoët, A longitudinal study of foetal growth variability, *Biol. Neonate* 78 (2000) 8–12.
- [30] G.R. Alexander, F. De Caunes, T.C. Hulsey, M.E. Tompkins, M. Allen, Ethnic variation in postnatal assessments of gestational age: a reappraisal, *Paediatr. Perinat. Epidemiol.* 6 (1992) 423–433.
- [31] Y. Jacquemyn, S.U. Sys, P. Verdonk, Foetal biometry in different ethnic groups, *Early Hum. Dev.* 57 (2000) 1–13.
- [32] G.S. Yeo, W.B. Chan, K.C. Lun, F.M. Lai, Racial differences in foetal morphometry in Singapore, *Ann. Acad. Med. Singapore* 3 (1994) 371–376.
- [33] J.G. Thomas, P. Jeanty, R.A. Peters, E.A. Parrish, Automatic measurements of foetal long bones. A feasibility study, *J. Ultrasound Med.* 10 (1991) 381–385.
- [34] C.E. Cronk, Foetal growth as measured by ultrasound, *Yearb. Phys. Anthropol.* 26 (1983) 65–89.
- [35] M.S. Croft, G. Desai, P.T. Seed, J.I. Pollard, M.E. Perry, Application of obstetric ultrasound to determine the most suitable parameters for the aging of formalin-fixed human fetuses using manual measurements, *Clin. Anat.* 12 (1999) 84–93.
- [36] R.A. Munsick, Human foetal extremity lengths in the interval from 9 to 21 menstrual weeks of pregnancy, *Am. J. Obstet. Gynecol.* 149 (1984) 883–887.
- [37] F.P. Hadlock, Y.P. Shah, D.J. Kanon, J.V. Lindsey, Foetal crown-rump length: reevaluation of relation to menstrual age (5–18 weeks) with high-resolution real-time US, *Radiology* 182 (1992) 501–505.
- [38] J.W. Seeds, R.C. Cefalo, W.A. Bowes, Femur length in the estimation of foetal weight less than 1500 grams, *Am. J. Obstet. Gynecol.* 149 (1984) 233–235.
- [39] G. O'Brien, J. Queenan, Ultrasound foetal femur length during normal pregnancy. Part I, *Am. J. Obstet. Gynecol.* 141 (1981) 833–837.
- [40] R. Yeh, L. Bracedo, K. Reilly, L. Murtha, M. Aboulafia, B.A. Barron, Ultrasonic measurement of the femur length as an index of foetal gestational age, *Am. J. Obstet. Gynecol.* 144 (1982) 519–522.
- [41] F.P. Hadlock, R.B. Harrant, R.L. Deter, S.K. Park, Foetal femur length as a predictor of menstrual age: sonographically measured, *AJR* 138 (1982) 875–878.
- [42] J. Halac, M.E. Arias, R.Y. Numa, E. Halac, Foetal growth rates in Argentina—a national collaborative study. Value of local intrauterine growth charts, *Clin. Pediatr. (Phila)* 21 (1982) 342–347.
- [43] M.S. Kramer, Socioeconomic determinants of intrauterine growth retardation, *Eur. J. Clin. Nutr.* 52 (1998) S29–S32 discussion S32–33.
- [44] F.P. Hadlock, R.B. Harrant, Y.P. Shah, D.E. King, S.K. Park, R.S. Sherman, Estimating foetal age using multiple parameters: a prospective evaluation in a racially mixed population, *Am. J. Obstet. Gynecol.* 156 (1987) 955–957.