

À la recherche d'une référence pour l'estimation de l'âge des fœtus, nouveau-nés et nourrissons des populations archéologiques européennes

Pascal SELLIER, Anne-Marie TILLIER et Jaroslav BRUZEK

Résumé

L'estimation de l'âge des enfants morts en période périnatale passe, en l'absence de restes dentaires, par une estimation préalable de la stature des fœtus, nouveau-nés et nourrissons et doit s'appuyer sur de véritables populations de référence. Trois méthodes ont été retenues, fondées sur des références européennes de provenance finlandaise (Palkama *et al.*, 1962), française (Olivier & Pineau, 1960) et hongroise (Sellier, 1993 : révision des données de Fazekas & Kósa, 1978). Les différentes séries d'équations, à partir des mesures diaphysaires des os longs, ont été testées sur deux autres échantillons de référence d'origine européenne : fœtus (Finck, 1921) et nourrissons de 1 à 12 mois (Maresh, 1943). L'étude des écarts entre stature estimée et stature réelle, confirme la bonne fiabilité des formules de Sellier (1993), pour les mort-nés et nouveau-nés, et de celles de Palkama *et al.* (1962), pour les nourrissons de 5 à 12 mois. L'extension de l'estimation de la stature à des enfants plus âgés (jusqu'à 48 mois : Maresh, 1943) montre que ces équations ne peuvent plus s'appliquer, sauf les régressions polynomiales logarithmiques (Sellier, 1993) qui témoignent d'une bonne stabilité à tous les âges. Une application aux sujets inhumés sur l'oppidum protohistorique de Gailhan (Dedet *et al.*, 1991) souligne l'importance de l'intervalle de confiance (à 95 %) dont devraient être systématiquement assorties ces estimations d'âge.

Abstract

If no dental data is available, estimation of age of perinatal individuals must be based on prior estimation of body length, on the ground of genuine reference populations of fetuses, newborns and infants. Three methods have been tested, based on long bones diaphyseal length of European populations from Finland (Palkama et al., 1962), France (Olivier & Pineau, 1960) and Hungary (Sellier, 1993, revisiting data by Fazekas & Kósa, 1978). Their application for two other European reference samples of fetuses (Finck, 1921) or infants from 1 to 12 months (Maresh, 1943) allows to calculate the differences between estimated and known body length. This study confirms the reliability of the formulas by Sellier (1983), for stillborns and newborns, and by Palkama et al. (1962), for infants from 5 to 12 months. The extension of the method for the stature estimation of older children (up to 48 months of age), shows that none of these equations is reliable except the polynomial logarithmic regressions (Sellier, 1993) which are the only ones to have a fair stability through all ages. An archaeological example is given about the inhumated subjects from the protohistorical oppidum from Gailhan (Dedet et al., 1991) and underlines the role of the 95 % confidence interval which should always accompany the age estimates.

1. INTRODUCTION

L'estimation de l'âge des sujets immatures à partir du squelette reste, à nos yeux, un problème qui n'est toujours pas résolu de manière satisfaisante, en particulier en l'absence d'éléments dentaires, ce qui n'est pas rare dans certains échantillons archéologiques (fig. 1). Ce point est pourtant particulièrement important pour les individus les plus jeunes qui participent directement au calcul de la mortalité périnatale (mort-nés et décès des 28 premiers jours) et à celui de la mortalité infantile (avant un an révolu) [Molleson, 1989; Dedet *et al.*, 1991; Bruzek *et al.*, 1997]. En outre, des exemples récents ont montré l'intérêt de la mise en valeur de pratiques funéraires spécifiques des plus jeunes décès et même de gestes mortuaires différentiels en fonction de l'âge des fœtus et des nourrissons (Tillier & Duda, 1990; Duda *et al.*, 1995).

L'estimation de l'âge gestationnel ou mens-truel des mort-nés (et des prématurés morts précocement) et celle de l'âge des nourrissons reposent, pour les éléments osseux, sur le principe d'une croissance rapide du corps durant la période périnatale (par exemple : Guihard-Costa & Larroche, 1992), même si celle-ci n'est pas strictement linéaire mais « saltatoire » (Lampl *et al.*, 1992). La corrélation directe entre âge et dimensions osseuses a rarement été explorée, sinon sur les données radiologiques de deux échantillons assez réduits (Scheuer *et al.*, 1980) et toutes les autres méthodes proposent une estimation préalable de la stature¹. L'estimation

¹ Ce terme de stature est ici employé par commodité même s'il ne devrait pas s'appliquer à des fœtus ou des nourrissons qui ne se tiennent pas debout et pour lesquels il vaudrait mieux parler de longueur corporelle (Sempé *et al.*, 1979), comme le font les anglophones (« *body length* »).

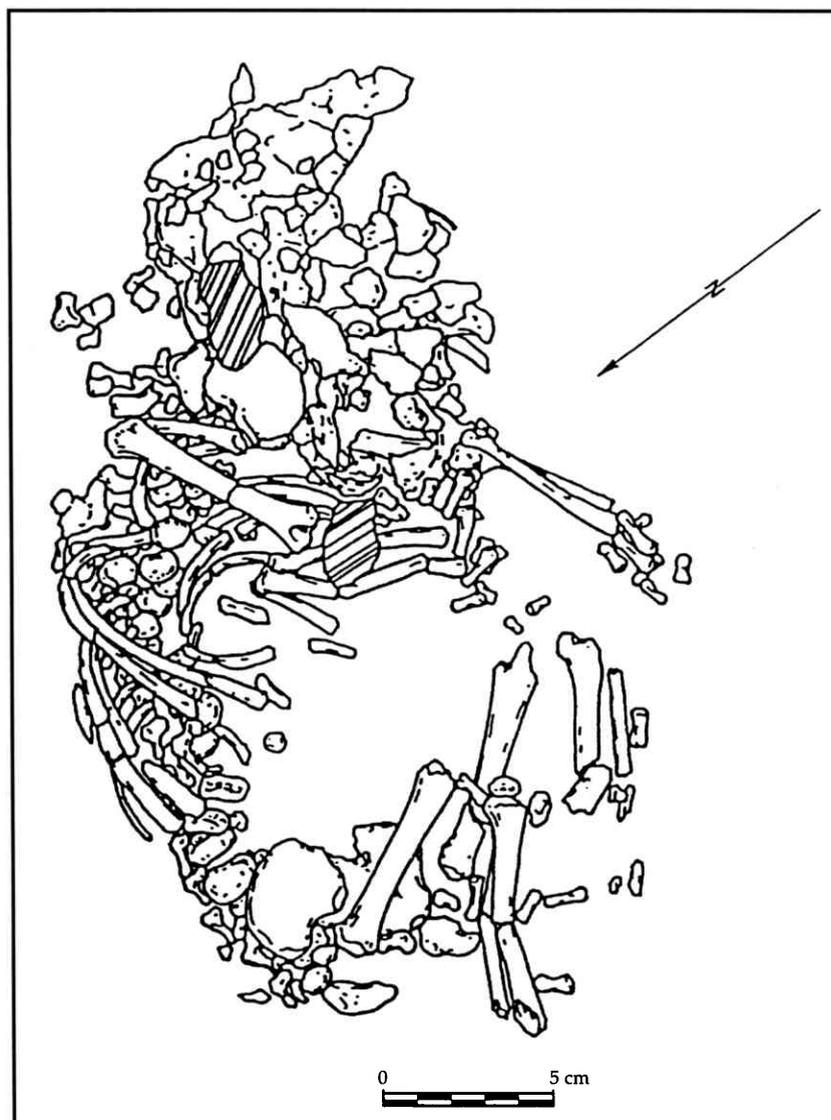


Fig. 1 — Un exemple archéologique illustrant la conservation différentielle des éléments du squelette (notez que la plupart des os longs sont mesurables) : la sépulture du nouveau-né A6 de l'oppidum protohistorique de Gailhan (Gard), dessin Henri Duday (d'après Dedet *et al.*, 1991).

de l'âge doit alors provenir d'une nouvelle corrélation avec la taille corporelle (Olivier & Pineau, 1958)² ou de méthodes plus sommaires (Fazekas & Kósa, 1966, 1978; Kósa, 1989)³, mais aucune ne permet de prendre en considération le nombre important de facteurs influant sur la variabilité individuelle et inter-populationnelle : durée de la gestation, nutrition, stature des parents, etc. (références dans : Bruzek *et al.*, 1997); et il resterait encore à prendre en compte les

possibles différences dues à la nature même des échantillons : mort-nés *vs.* prématurés et enfants vivants décédés ultérieurement (par exemple : Saunders & Hoppa, 1993).

Dans tous les cas, il est, pour nous, fondamental de considérer que seules les données provenant d'authentiques séries de référence, dont l'âge et, si possible, le sexe sont connus, peuvent servir à établir de telles corrélations, même si cela pose le problème de l'application à des séries archéologiques plus ou moins anciennes. Cela revient à disqualifier définitivement les méthodes fondées sur des séries archéologiques où l'âge des individus n'est pas connu mais seulement estimé, même sur des données dentaires.

² Les auteurs ne fournissent ni le coefficient de corrélation ni l'écart type résiduel et, s'il est imprimé « Log » dans les formules (p. 26), il s'agit, en fait, de \log_{10} .

³ Ces auteurs utilisent la « formule de Haase » : elle n'est pas fondée statistiquement et propose simplement, pour obtenir l'âge en mois lunaires, de diviser par 5 la stature (en cm) des fœtus de plus de 5 mois (Fazekas & Kósa, 1978 : 309).

2. MATÉRIEL ET MÉTHODE

2.1. Objectifs et tests proposés

Nous avons choisi de nous en tenir à l'estimation de la stature des mort-nés et des nourrissons : nous avons testé, sur des échantillons d'origine européenne (Finck, 1921; Maresh, 1943), plusieurs méthodes fondées sur de véritables populations de référence, d'origine et de composition diverses mais toutes européennes : Olivier & Pineau, 1960; Palkama *et al.*, 1962; Sellier, 1993, reprenant Fazekas & Kósa, 1978⁴. Nous sommes donc en mesure d'apprécier l'erreur moyenne induite par l'application d'équations à d'autres séries que la population d'origine; c'est une démarche que, dans un tout autre domaine, l'un d'entre nous a déjà proposée (pour l'estimation du sexe des adultes à partir de l'os coxal : Bruzek, 1992). Dans tous les cas présentés ici, nous avons calculé la différence entre stature estimée et stature réelle⁵ : un signe positif correspond donc à une surestimation, un signe négatif à une sous-estimation. Nous avons ensuite évalué la répartition et la moyenne de ces erreurs d'estimation en valeur absolue, sans tenir compte de leur signe.

Dans un second temps, nous avons également voulu discuter, par la même méthode de comparaison aux données réelles, la fiabilité de l'extension de ces méthodes à des individus plus âgés comme le suggéraient Olivier & Pineau (1960) et Fazekas & Kósa (1978).

2.2. Les populations de référence et les estimations

Bien qu'il s'agisse d'individus d'âge et de sexe connus, la composition de l'échantillon de référence utilisé par Olivier & Pineau (1960) n'est pas publiée précisément : une quarantaine de sujets⁶ dont ni la répartition ni la provenance exactes ne sont présentées. Nous pouvons déduire de leur figure (p. 143) qu'il s'agit de fœtus de 16 à 55 cm. Les équations proposées, fondées sur des régressions linéaires simples, estiment la stature en fonction de la longueur diaphysaire

de chacun des six os longs des membres. Signaux qu'une erreur semble s'être glissée dans la formule fondée sur le radius : le facteur 13,8 doit probablement être remplacé par 10,8⁷. On peut aussi souligner le curieux ordre de fiabilité des différentes mesures, qui place en tête l'ulna, puis la fibula, l'humérus, le radius et enfin fémur et tibia (d'après les valeurs croissantes des écarts types résiduels publiés), alors que fémur, humérus et tibia sont généralement donnés pour être les mieux corrélés à la stature. Cela est-il dû à un effectif différent d'individus pour chaque mesure (*cf.* note 6) ou bien à la composition particulière de l'échantillon? Une publication plus récente mais beaucoup moins claire (Olivier, 1974) semble reprendre le même échantillon de référence en proposant de nouvelles équations sans que l'on sache vraiment les critères qui ont motivé ces modifications : nous n'en avons pas tenu compte.

Palkama *et al.* (1962) ont travaillé sur un échantillon important d'enfants finlandais (N = 119) de sexe et d'âge connus. Il s'agit de 51 filles et 68 garçons de 0 à 1 an, sans que l'on connaisse la distribution exacte par classe d'âge; et l'on ignore si des mort-nés et des nouveau-nés sont inclus dans l'échantillon (c'est peu probable⁸). Les auteurs ont utilisé des clichés radiographiques sur le vivant, avec une correction qui leur fait considérer leurs chiffres comme équivalents à des mesures directes sur les os longs des membres. Les régressions proposées sont de type linéaire mais font intervenir une transformation en logarithme naturel (népérien). Malheureusement les estimations de la stature sont données séparément pour les garçons et les filles, ce qui ne permet pas une application simple aux séries archéologiques puisqu'il n'existe actuellement aucun moyen fiable de déterminer le sexe des individus immatures (Majó *et al.*, 1993). Dans le cadre de notre étude, nous avons systématiquement fait, pour chaque estimation, la moyenne garçon/fille mais il devient alors difficile d'apprécier, selon la valeur de l'écart type résiduel, l'ordre de

⁴ Nous n'avons tenu compte ni des équations de Balthazard & Dervieux (1921), ni de celles de Finck (1921) ou de Smith (1943 : 84) dont les techniques statistiques sont trop sommaires.

⁵ Sans tenir compte des réelles difficultés de la mesure de la stature, en particulier pour les nouveau-nés et nourrissons (Sempé *et al.*, 1979); les auteurs précisent d'ailleurs rarement leur technique.

⁶ Les auteurs parlent de 40 sujets (p. 142) mais la figure de la p. 143 comprend 44 points.

⁷ Cette erreur d'impression a été empiriquement mise en évidence par nos calculs effectués sur des sujets provenant de différents sites archéologiques; notre proposition de correction est confirmée par les résultats présentés ici. Depuis la communication orale correspondant à cet article (22^e colloque du Galf, Groupement des Anthropologistes de Langue Française, Bruxelles, mai 1995) et la remise du manuscrit, fin 1995, une note a été publiée sur l'erreur d'impression concernant la formule du radius dans Olivier & Pineau (1960), mais sans la correction que nous proposons (Huxley & Jimenez, 1996).

⁸ *Cf. infra* nos résultats.

fiabilité des diverses équations car des différences notables existent selon le sexe : pour les filles, la meilleure estimation serait donnée à égalité par le fémur et le tibia, puis humérus et fibula et enfin radius, puis ulna; pour les garçons, c'est l'humérus qui vient en tête, puis fémur, fibula et radius (à égalité), enfin ulna et tibia en dernier. Les données fournies ne permettent pas de recalculer des équations sexe indéterminé, comme le recommandent Cleuvenot & Houët (1993). Signalons aussi que, pour les enfants plus âgés (de 1 à 9 ans), il existe une autre série d'équations (Telkkä *et al.*, 1962)⁹ qui, selon nos tests (encore inédits), ne donne pas de meilleurs résultats, même pour les individus proches d'un an auxquels les deux ensembles de formules semblent pouvoir s'appliquer.

L'échantillon de Fazekas & Kósa (1978) est, de loin, le plus important et le mieux documenté : 138 fœtus de l'Institut médico-légal de Szeged (Hongrie), répartis en 67 sujets féminins et 71 masculins, âgés de 3 à 10 mois lunaires (âge menstruel). Pour la première fois, les auteurs fournissent la distribution par âge au sein de l'échantillon et la totalité des données individuelles : elles concernent 80 mesures impliquant tout le squelette. Afin de permettre une comparaison avec les travaux des autres auteurs et à cause même des références qui nous ont servi de test (Finck, 1921; Maresh, 1943), nous nous sommes limités aux données concernant les os longs. En outre, nous n'avons pas utilisé directement les équations de Fazekas & Kósa (1966, 1978; reprises dans Kósa, 1989) mais de nouvelles estimations recalculées à partir des données individuelles (Sellier, 1993; Bruzek *et al.*, 1997). En effet, les formules originelles sont fondées sur des régressions linéaires classiques mais qui, au lieu de tenir compte de la totalité du nuage de points, ne considèrent que les 15 points moyens de chacune des classes d'âge; cela efface presque complètement la variabilité réelle et réduit le nuage des données brutes à ces seuls 15 points moyens, ce qui surestime considérablement les coefficients de corrélation de la plupart des relations (Sellier, 1993). La révision de ces données fournit de nouvelles estimations à partir des 138 individus et ajoute aux régressions linéaires simples des régressions multiples et des régressions logarithmiques polynomiales

(Sellier, 1993)¹⁰. La meilleure corrélation avec la stature concerne la longueur maximale de l'hémi-mandibule mais, si l'on ne considère que les longueurs diaphysaires des 6 os longs des membres, de bonnes corrélations sont fournies par la régression multiple faisant intervenir humérus, ulna, fémur et tibia (désignée ultérieurement par HUFT), puis par la régression polynomiale logarithmique de degré 3 sur l'humérus [LnH]3, la régression linéaire simple sur l'humérus (H), la régression multiple sur fémur et tibia (FT), les régressions linéaires simples du fémur (F), puis du tibia (T) et enfin de l'ulna (U), la régression polynomiale logarithmique de degré 2 sur le fémur [LnF]2 et enfin les régressions linéaires simples sur la fibula (fib) et le radius (R).

3. RÉSULTATS

3.1. Test sur l'échantillon de fœtus de Finck (1921)

L'échantillon de Finck (1921) compte 30 fœtus (mort-nés et morts *in utero*) d'une maternité nancéienne, dont l'âge menstruel va de 3 à 9 mois lunaires révolus (tableau 1) et la longueur de 19 à 54,5 cm. Le sexe des individus n'est pas connu mais l'âge précis est enregistré (âge gestationnel exprimé en jours : tableau p. 22). Les estimations des précédents auteurs (Olivier & Pineau, 1960 — avec la correction que nous avons signalée *supra* —, Palkama *et al.*, 1962, et la révision de Fazekas & Kósa, 1978, par Sellier, 1993) ont été comparées aux mesures réelles de cet échantillon (mesures directes sur des os longs disséqués).

Âge menstruel en mois lunaires	N
3	3
4	4
5	6
6	3
7	8
8	1
9	5
Total	30

Tabl. 1 — Composition de l'échantillon de fœtus de Finck (1921).

⁹ Toutes les équations sont issues de régressions linéaires simples sauf pour le fémur qui nécessite une transformation en logarithme népérien (et non en \log_{10} comme il est imprimé par erreur : Telkkä *et al.*, 1962 : 94-95).

¹⁰ Cela tient également compte de la qualité des régressions en termes d'auto-corrélation des résidus et de normalité de leur distribution.

Fœtus de Finck (1921) [N = 30]											
		r. multiples		humérus		fémur		ulna	radius	tibia	fibula
		HUFT	FT	H	[LnH]3	F	[LnF]2	U	R	T	fib
Palkama <i>et al.</i> (1962)	moyenne écart type			2,95 1,67		3,23 2,00		2,20 1,37	3,11 1,66	3,97 2,44	3,51 1,93
Olivier & Pineau (1960)	moyenne écart type			1,97 1,99		1,62 1,69		2,28 2,11	2,63 1,90	1,80 1,56	2,34 2,14
Sellier (1993)	moyenne écart type	1,59 1,55	1,51 1,40	1,78 1,65	1,75 1,62	1,55 1,42	1,53 1,39	1,93 1,74	2,09 1,77	1,60 1,42	1,91 1,92

Nourrissons 1–12 mois de Maresh (1943) [N = 66]											
		r. multiples		humérus		fémur		ulna	radius	tibia	fibula
		HUFT	FT	H	[LnH]3	F	[LnF]2	U	R	T	fib
Palkama <i>et al.</i> (1962)	moyenne écart type			1,63 1,54		1,95 2,00		2,01 1,61	2,07 1,49	1,93 1,69	2,22 1,63
Olivier & Pineau (1960)	moyenne écart type			5,63 3,62		10,23 5,39		2,78 2,39	7,11 4,10	6,02 4,43	6,49 4,94
Sellier (1993)	moyenne écart type	5,26 3,61	7,50 4,75	4,26 2,94	3,36 2,45	10,47 5,30	2,57 2,28	2,33 1,84	2,73 2,44	4,86 3,79	5,25 4,19

Écart type résiduel (erreur standard d'estimation en cm)											
		r. multiples		humérus		fémur		ulna	radius	tibia	fibula
		HUFT	FT	H	[LnH]3	F	[LnF]2	U	R	T	fib
Palkama <i>et al.</i> (1962)*	ETR × 1 ETR × 2			2,76 5,51		2,93 5,86		3,60 7,20	3,40 6,80	3,33 6,66	3,10 6,20
Olivier & Pineau (1960)	ETR × 1 ETR × 2			1,80 3,60		1,82 3,64		1,59 3,18	1,82 3,64	1,92 3,84	1,65 3,30
Sellier (1993)	ETR × 1 ETR × 2	1,36 2,72	1,50 3,00	1,46 2,92	1,46 2,92	1,57 3,14	1,52 3,04	1,59 3,18	1,65 3,30	1,58 3,16	1,64 3,28

* moyenne pondérée garçons/filles

Tabl. 2 — Moyennes et écarts types (en cm) des erreurs (valeur absolue) pour les différentes équations selon les échantillons de référence tests.

L'application des équations de Palkama *et al.* (1962) donne des erreurs moyennes d'estimation de la stature (tableau 2a) de 2,20 cm (pour l'ulna) à 3,97 cm (pour le tibia). Les erreurs obtenues sont donc élevées, souvent supérieures à l'écart type résiduel des corrélations des auteurs (pourtant déjà très important). En considérant l'ordre croissant des erreurs moyennes calculées par ce test, l'ordre de fiabilité est assez surprenant, souvent en contradiction avec la fiabilité des corrélations présentée par les auteurs à partir des écarts types résiduels calculés : on peut s'étonner, en particulier, des mauvais résultats obtenus sur le

fémur. Si l'on examine le détail des erreurs d'estimation (fig. 2a), elles se révèlent particulièrement importantes pour les moins de 6 mois lunaires (pour le fémur, l'erreur moyenne est de 4,98 cm pour les moins de 6 mois et de 1,89 cm pour les 6–9 mois lunaires ; pour le tibia, ces chiffres sont respectivement de 6,34 cm et 2,15 cm) : ceci s'explique sans doute par la composition même de l'échantillon de référence des auteurs finlandais, qui comporte probablement peu (ou pas) de nourrissons proches de la naissance (0 an) et beaucoup de sujets plus âgés, de 6 à 12 mois. Il semble donc prudent de ne pas appliquer les

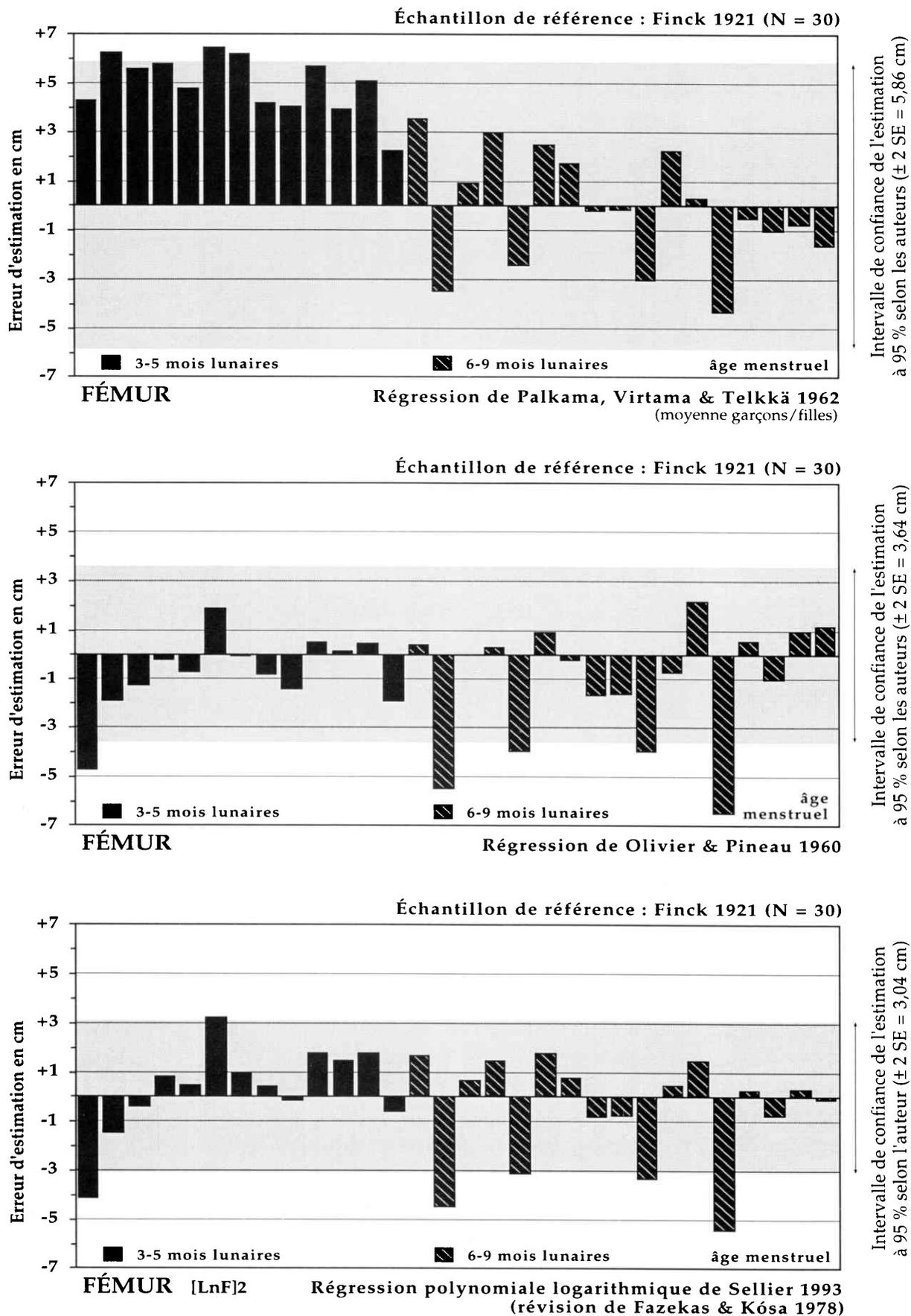


Fig. 2 — Erreurs d'estimation de la stature sur l'échantillon de fœtus de Finck (1921) : écarts entre stature estimée et stature réelle, à partir de la longueur maximale diaphysaire du fémur (N = 30).

a) Estimation par la régression de Palkama, Virtama & Telkkä (1962), moyenne des résultats garçon/fille.

b) Estimation par la régression d'Olivier & Pineau (1960).

c) Estimation par la régression polynomiale logarithmique (en [LnF]2) de Sellier (1993; révision de Fazekas & Kósa, 1978).

équations de Palkama *et al.* (1962) à des fœtus ou des nouveau-nés et, dans tous les cas, d'exclure absolument leur utilisation pour les mort-nés ou prématurés de moins de 6 mois lunaires menstruels.

L'application des équations d'Olivier & Pineau (1960) fournit des résultats dans l'ensemble meilleurs et notre test rétablit un ordre de fiabilité nettement plus compréhensible que celui des coefficients de corrélation présentés par les auteurs (*op. cit.* : 142) : fémur (1,62 cm d'erreur moyenne), tibia (1,80 cm), humérus (1,97 cm), ulna (2,28 cm), fibula (2,34 cm) et enfin radius (2,63 cm) [tableau 2a]. À l'inverse du test précédent, les erreurs sont majoritairement des sous-estimations (fig. 2b) mais on peut noter que leur distribution est plus aléatoire et ne marque pas de seuil particulier.

C'est par les estimations fondées sur la référence de Fazekas & Kósa (Sellier, 1993) que l'on obtient les plus faibles erreurs moyennes et l'ordre de fiabilité le plus logique (même s'il ne respecte pas absolument celui des coefficients de corrélation); par ordre croissant et en gardant les symboles précédents : FT (1,51 cm), [LnF]2 (1,53), F (1,55), HUFT (1,59), T (1,60), [LnH]3 (1,75), H (1,78), fib (1,91), U (1,93) et R (2,09) [tableau 2a]. Sur le fémur (fig. 2c), on remarque, comme chez Olivier & Pineau (1960), une répartition plutôt aléatoire des erreurs mais aussi, et pour les mêmes individus, la persistance de quelques sous-estimations importantes. En tout cas, ce test confirme largement la bonne qualité de ces équations. On peut aussi remarquer (tableau 2c) que ces erreurs moyennes sont souvent inférieures et, au pire, proches d'un seul écart type résiduel (prévu par les corrélations). Elles sont, en tout cas, très largement inférieures aux fourchettes de ± 2 écarts types résiduels dont seraient assorties de telles estimations (à 95 %) — puisque, en effet, nous plaçons pour que les estimations d'âge soient systématiquement fournies sous forme de fourchettes et non pas de la seule valeur de l'estimation moyenne (Bruzek *et al.*, 1997).

3.2. Test sur l'échantillon de nourrissons de Maresh (1943)

L'échantillon de Maresh (1943) concerne une étude semi-longitudinale¹¹ de la croissance d'enfants américains (vivants) de 1 mois à 12 ans.

¹¹ La plupart des enfants ont donné lieu à des mesures répétées à différents âges au cours de leur croissance. Il s'agit probablement d'enfants blancs américains (du Colorado et surtout de Denver même) mais aucune précision n'est

Nous avons testé nos séries d'équations sur les 66 sujets de 1 à 12 mois révolus (tableau 3); leur âge précis est connu au mois près, comme la répartition par sexe (Maresh, 1943 : 248–256, tableau 5). Ce sont donc des individus nettement plus âgés que ceux de Finck (1921) et les mesures sont tirées de radiographies¹² et non plus de mesures directes sur l'os. Cet échantillon devrait donc, *a priori*, mieux correspondre à la population de Palkama *et al.* (1962) qu'à celles d'Olivier & Pineau (1960) ou Sellier (1993).

Âge (post-natal) en mois révolus	N
1	1
2	6
3	5
4	4
6	20
7	1
9	6
12	23
Total	66

Tabl. 3 — Composition de l'échantillon de nourrissons de Maresh (1943).

Sur les nourrissons de Maresh (1943), les équations de Palkama *et al.* (1962) donnent, en effet, des résultats plutôt satisfaisants, avec des erreurs moyennes beaucoup plus faibles que celles de l'application précédente à l'échantillon de fœtus de Finck (1921) : de 1,63 à 2,22 cm, l'humérus donnant la plus petite erreur moyenne (fig. 3a), puis le tibia (1,93 cm), le fémur (1,95 cm; fig. 4a), l'ulna (2,01 cm), le radius (2,07 cm) et enfin la fibula (2,22 cm). Toutes ces erreurs ont une dispersion faible et sont largement inférieures aux écarts types résiduels attachés à chaque régression (tableau 2b et c), ce qui confirme la possible application des formules de Palkama *et al.* (1962) à des populations non finlandaises, malgré la prudente mise en garde des auteurs (p. 222); c'est aussi que l'échantillon des 1–12 mois de Maresh a une

donnée, en dehors d'une certaine sélection d'origine socio-économique qui les rend représentatifs du « *upper middle class group* » (Maresh, 1943 : 257). La stature moyenne des garçons de 18 ans est de 178,2 cm (Maresh, 1955 : 730).

¹² Les mesures de longueur diaphysaire n'ont pas donné lieu à des corrections mais l'auteur précise ses techniques « *to reduce the distortion to a minimum* » (Maresh, 1943 : 228). La surévaluation est estimée à 1,0–1,5 % (Maresh, 1955 : 725). Pour la question des différences entre mesures directes, radiologiques et ultrasoniques, *cf.*, par exemple, Cronk (1983).

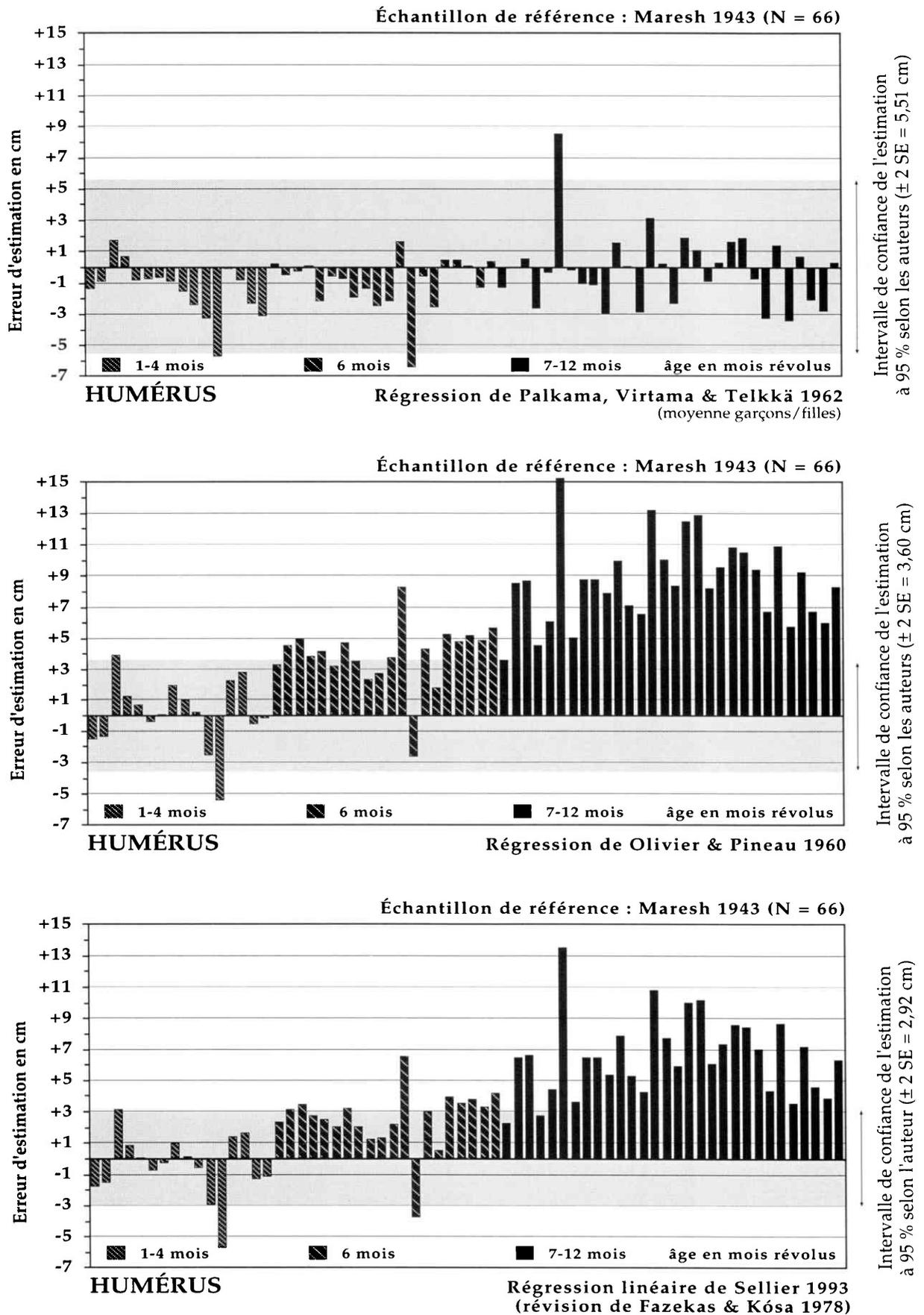


Fig. 3 — Erreurs d'estimation de la stature sur l'échantillon de nourrissons de Maresh (1943) : écarts entre stature estimée et stature réelle, à partir de la longueur maximale diaphysaire de l'humérus (N = 66).

- a) Estimation par la régression de Palkama, Virtama & Telkkä (1962), moyenne des résultats garçon/fille.
- b) Estimation par la régression d'Olivier & Pineau (1960).
- c) Estimation par la régression linéaire de Sellier (1993; révision de Fazekas & Kósa, 1978).

structure proche de la population des auteurs finlandais et que le mode de croissance et surtout la stature adulte, relativement élevée, y sont sans doute comparables. En revanche, les erreurs sont essentiellement des sous-estimations de la stature, ce qui peut paraître étonnant puisque nous avons signalé (cf. note 9) que les mesures radiographiques non corrigées de Maresh (1943) sont des surévaluations; c'est en tout cas très net pour les nourrissons de moins de 7 mois et cette tendance ne semble pas exister, voire même s'inverser, pour les enfants plus âgés.

Les équations d'Olivier & Pineau (1960) fournissent, sur cette population trop âgée pour correspondre à leur population de fœtus, des résultats en effet très médiocres dont les erreurs moyennes sont élevées et excèdent largement le double de l'erreur standard d'estimation prévue par les formules. C'est dire que, même en produisant un intervalle de confiance à 95 %, les résultats sont souvent tout à fait erronés. Le fémur est, de loin, l'indicateur le pire (avec une erreur moyenne de plus de 10 cm!), les autres os longs fournissant des erreurs de 5,6 à 7,1 cm; seul l'ulna fait exception avec une erreur moyenne relativement réduite (2,8 cm) et inférieure à deux fois l'erreur d'estimation prévue (tableau 2b et c). Plus modérée pour les quatre premiers mois, ces erreurs augmentent rapidement avec l'âge, à partir de six mois et plus nettement encore après sept mois (fig. 3b). Toutes sont alors des surestimations tout à fait considérables que la probable surévaluation légère des mesures (évoquée en note 9) ne peut, à elle seule, expliquer. Cela contredit les assertions d'Olivier & Pineau (1960 : 142) qui imaginaient leurs « formules [...] valables pour le tout jeune enfant, peut-être même jusqu'à 6 ans » et interdit absolument l'utilisation de leurs équations au-delà de la période strictement périnatale.

Les résultats des équations de Sellier (1993; à partir des données de Fazekas & Kósa, 1978) sont extrêmement similaires aux précédents (fig. 3c et 4b) : et pour le détail de leur évolution de 4 à 7 mois et pour les valeurs mêmes, souvent très élevées, des erreurs moyennes (tableau 2b et c). Celles-ci sont cependant toujours plus modérées que pour les équations comparables d'Olivier & Pineau (1960), sauf pour celle de la régression linéaire sur le fémur qui atteint 10,47 cm! Cela explique aussi les très larges erreurs moyennes des régressions multiples où le fémur intervient (HUFT : 5,26 cm; FT : 7,50 cm), alors que ces équations étaient, chez le fœtus, parmi les meilleures. Il faut aussi souligner l'exception

constituée, une nouvelle fois, par l'ulna (2,33 cm d'erreur moyenne), suivi de près par le radius (2,73 cm).

Enfin, il faut surtout remarquer les faibles erreurs moyennes obtenues par les équations polynomiales fondées sur une transformation logarithmique des mesures : 3,36 cm pour le degré 3 de Ln(H) et seulement 2,57 cm pour le degré 2 de Ln(F); ici encore les erreurs sont très faibles pour les plus jeunes nourrissons : 1,41 cm pour les 1-5 mois contre 2,55 cm pour les 6-11 mois (fig. 4a). Finalement, pour ces régressions polynomiales logarithmiques, on retrouve pratiquement le faible niveau d'erreur des équations de Palkama *et al.* (1962), avec aussi une évolution très similaire (fig. 4a et 4b); les erreurs sont même plus « logiques » puisqu'il s'agit de surestimation et non pas, comme chez les finlandais, de sous-estimations (cf. *supra* et note 9). Il n'est pas surprenant que les équations polynomiales logarithmiques semblent mieux adaptées que les régressions linéaires simples à suivre le relatif ralentissement de la croissance qui s'opère peu de temps après la naissance.

3.3. Extrapolation aux enfants plus âgés

Nous avons donc voulu comparer, pour des enfants encore plus âgés de l'échantillon de Maresh (1943), la tenue des estimations de stature en fonction de l'augmentation de l'âge des sujets (de 1 à 48 mois révolus), en opposant une régression polynomiale logarithmique ([LnF]2) à une des meilleures régressions linéaires (la meilleure pour les os longs de fœtus, en termes d'écart type résiduel : la régression multiple HUFT). Pour 6 classes d'âge croissant, la comparaison est éloquente (fig. 5) et elle confirme largement les résultats établis précédemment : la régression HUFT est tout à fait inutilisable après 5 mois et les erreurs moyennes sont en augmentation constante en fonction de l'âge : de 4,82 cm pour les 6-11 mois à 23,28 cm pour les 36-48 mois (!) avec une erreur moyenne de 14,4 cm pour l'ensemble des 1-48 mois. La régression polynomiale logarithmique sur le fémur ([LnF]2) est d'une stabilité assez remarquable puisque, pour les mêmes groupes d'âge, l'erreur moyenne ne dépasse jamais 3,20 cm (pour les 18-23 mois), allant de 1,40 cm (1-5 mois) à 2,54 cm (36-48 mois); elle reste donc presque toujours en deçà des limites établies sur l'échantillon de départ, le double de l'erreur standard (95 %) étant, pour cette équation, de 3,04 cm (tableau 2c). L'erreur

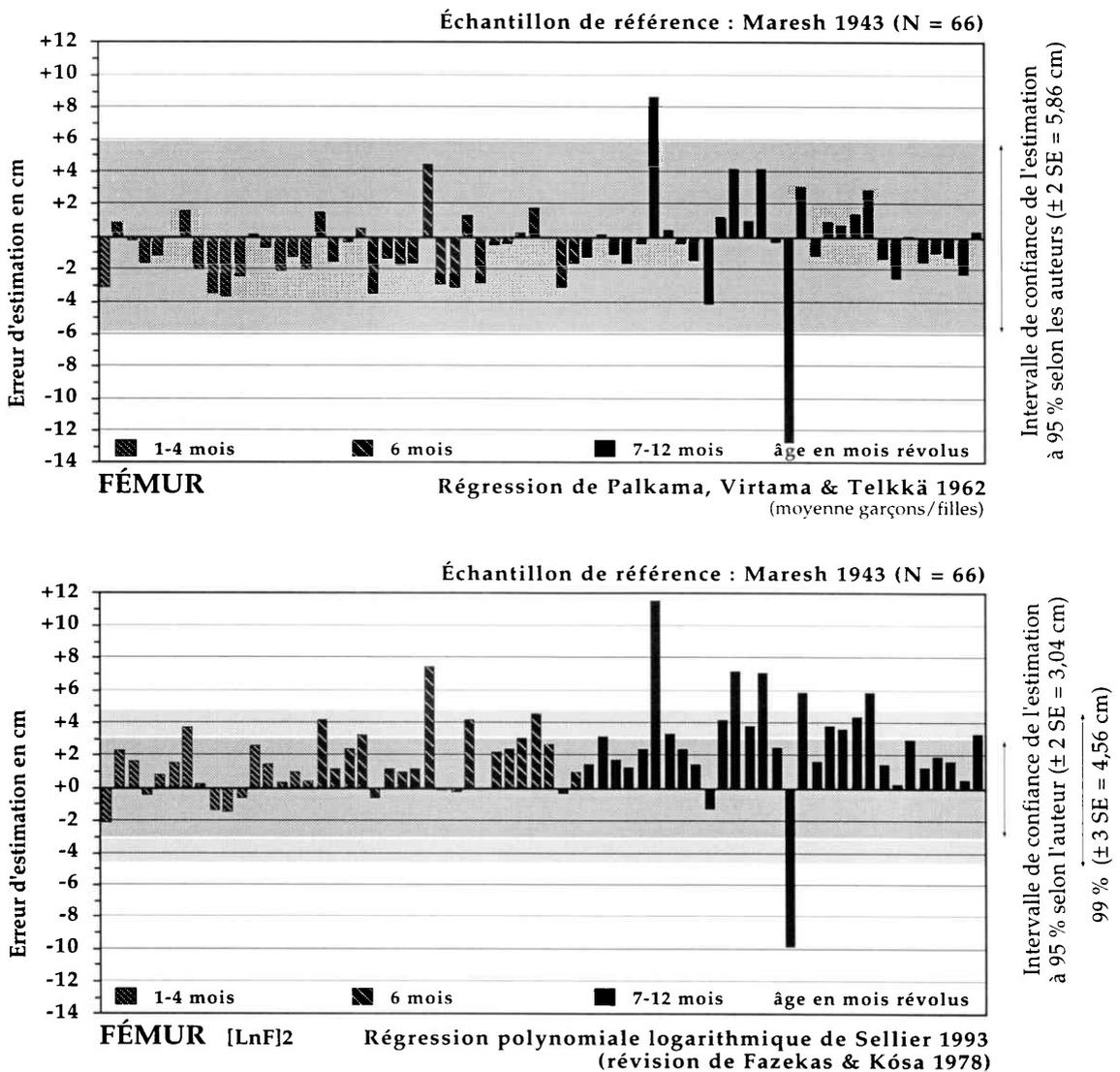


Fig. 4 — Erreurs d'estimation de la stature sur l'échantillon de nourrissons de Maresh (1943) : écarts entre stature estimée et stature réelle, à partir de la longueur maximale diaphysaire du fémur (N = 66).
 a) Estimation par la régression de Palkama, Virtama & Telkkä (1962), moyenne des résultats garçon/fille.
 b) Estimation par la régression polynomiale logarithmique (en [LnF]2) de Sellier (1993; révision de Fazekas & Kósa, 1978).

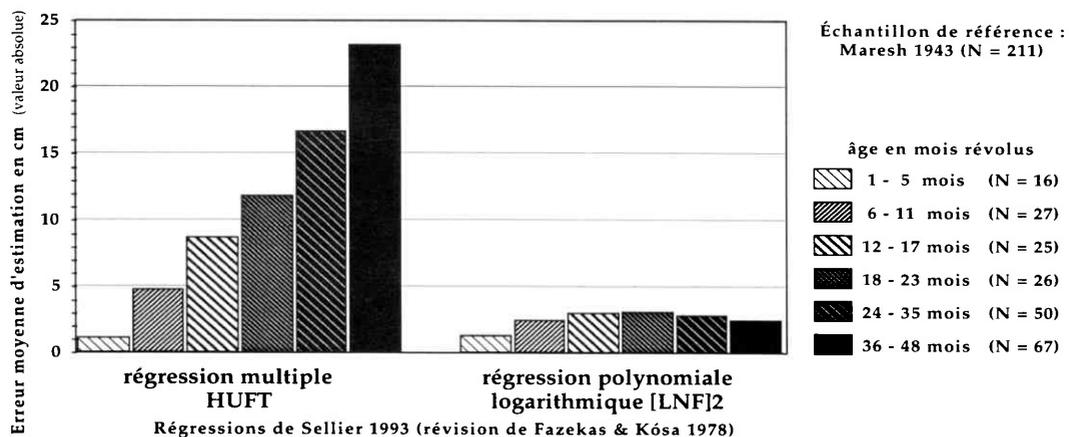


Fig. 5 — Erreurs d'estimation de la stature sur l'échantillon de Maresh (1943) : écarts entre stature estimée et stature réelle, par groupe d'âge, de 1 à 48 mois (N = 211). Comparaison entre régression linéaire multiple (HUFT : longueurs maximales diaphysaires de l'humérus, de l'ulna, du fémur et du tibia) et régression polynomiale logarithmique (en [LnF]2, longueur maximale du fémur) de Sellier (1993; révision de Fazekas & Kósa, 1978).

moyenne totale sur l'ensemble des 1–48 mois est de 2,70 cm, ce qui reste remarquablement faible.

Il faudrait, certes, prolonger ce test en s'intéressant aux régressions polynomiales logarithmiques sur toutes les autres mesures. Mais, si l'on peut d'ores et déjà réfuter les espoirs d'Olivier & Pineau (1960) qui pensaient que leurs équations s'appliquaient jusqu'à 6 ans et ceux de Fazekas & Kósa (1978) qui estimaient que leurs formules devaient encore être valables jusqu'à 1 an révolu, on peut penser, tout en restant prudent, que la solution pourrait être apportée par des régressions polynomiales logarithmiques, au moins jusque vers 4 ans révolus. Cela n'empêche pas de rechercher aussi des équations adaptées à certaines tranches d'âge mais cela peut être intéressant de ne pas multiplier les formules et de conserver des équations dont le domaine d'application est assez étendu.

4. CONCLUSIONS ET APPLICATION ARCHÉOLOGIQUE

Pour l'estimation de la stature des mort-nés et nouveau-nés (la classe des individus morts en période périnatale), notre test des différentes équations sur l'échantillon de référence de Finck (1921) permet d'écarter définitivement les formules de Palkama *et al.* (1962) qui fournissent des erreurs moyennes très élevées (bien qu'elles soient proposées pour les 0–1 an). C'est plus la structure même de l'échantillon (comportant sans doute une majorité d'enfants proches d'un an) et leur traitement par sexe séparé qui reste la difficulté majeure, plus que la question des mesures sur radiographies. Les équations d'Olivier & Pineau (1960) donnent des erreurs moyennes tout à fait acceptables mais l'ordre de fiabilité des mesures selon les auteurs semblent devoir être remis en cause. Les meilleures estimations sont fournies par l'échantillon de Fazekas & Kósa (1966, 1978) révisé par Sellier (1993). Il serait d'ailleurs intéressant de pouvoir tester aussi d'autres mesures que les longueurs diaphysaires maximales des os longs (en particulier la longueur maximale de l'hémi-mandibule qui fournit le plus faible écart type résiduel).

L'extension des estimations de stature à des enfants plus âgés que la période périnatale ne peut pas être simplement admise sans discussion. Les formules de Palkama *et al.* (1962) sont tout à fait acceptables, mais sans doute pas au-delà de 12 mois ni en deçà de 5 mois. L'application à des enfants de plus de 3 mois

des régressions linéaires, simples ou multiples, établies sur des échantillons de fœtus (Olivier & Pineau, 1960; Fazekas & Kósa, 1966, 1978; Sellier, 1993) est absolument à proscrire. En revanche, les régressions polynomiales logarithmiques établies sur les fœtus (Sellier, 1993) semblent avoir une bonne stabilité, au moins jusqu'à 4 ans révolus, et sont sans doute intéressantes à utiliser d'autant qu'elles ont aussi de faibles erreurs moyennes sur les sujets morts en période périnatale (testée sur l'échantillon de Finck, 1921, [LnF]2 fournit la plus faible erreur moyenne). Cela peut être intéressant de travailler sur des formules dont le domaine d'application est assez étendu et cela constitue, à n'en pas douter, une voie future de recherche.

Enfin, il nous faut insister pour que les estimations soient désormais systématiquement produites sous forme de fourchettes tenant compte d'un intervalle de confiance à 95 %. Nous avons vu, en effet, que les équations retenues donnent des erreurs moyennes compatibles avec les écarts types résiduels des régressions. Selon les mesures disponibles en fonction de la conservation des ossements, il faut aussi appliquer la régression qui donne la plus petite erreur d'estimation et non pas faire la moyenne de toutes les estimations disponibles en mélangeant les pires et les meilleures (Bruzek *et al.*, 1997). Cela n'est pas sans conséquence pour l'application de telles estimations à des séries archéologiques et pour un traitement paléodémographique qui tienne compte de ces intervalles de confiance (Sellier, 1995, 1996).

Sur l'exemple des sujets inhumés dans l'*oppidum* protohistorique de Gailhan (Gard, IV^e–V^e siècles av. J.-C.) [Dedet *et al.*, 1991], on peut ainsi constater que la seule estimation moyenne semblerait indiquer une différence entre quatre sujets comparables (A1, A2, A3 et A4) et un individu plus petit (donc présenté comme moins mature, A5) et un dernier, plus grand (A6, fig. 1). En fait, si l'on tient compte de la meilleure estimation (régression multiple HUFT pour A1 à A5 et polynomiale logarithmique [LnH]3 pour A6 : Sellier, 1993) et surtout de l'intervalle de confiance à 95 %, on peut voir aisément (fig. 6) que ces six sujets morts en période périnatale doivent être considérés comme pouvant être de même stature et donc, *a fortiori*, de même âge. En tout cas, le recouvrement des intervalles de confiance est tel que toutes ces estimations sont compatibles et que rien ne nous autorise à faire des distinctions entre ces six sujets, sauf peut-être entre A5 et A6 (différents quant à la stature mais donc pas forcément quant à l'âge).

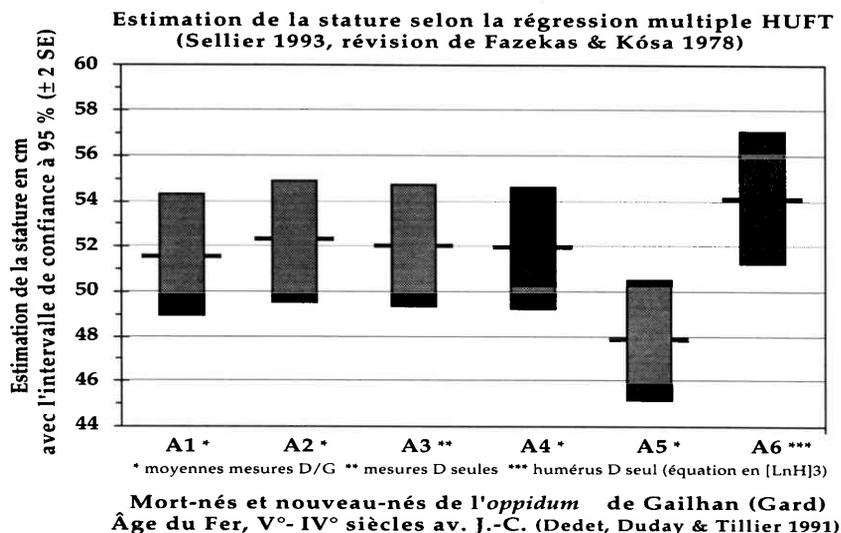


Fig. 6 — Estimation de la stature (en cm) de 6 sujets morts en période périnatale inhumés dans l'oppidum protohistorique de Gailhan (Gard); données : Dedet, Duday & Tillier (1991), régressions HUFT et [LnF]2 de Sellier (1993). Sont figurés l'estimation moyenne et l'intervalle de confiance à 95 % (± 2 écarts types résiduels).

Bibliographie

- BALTHAZARD V. & DERVIEUX, 1921. Études anthropologiques sur le fœtus humain. *Annales de Médecine Légale*, 1 : 37–42.
- BRUZEK J., 1992. Fiabilité des fonctions discriminantes dans la détermination sexuelle de l'os coxal. Critiques et propositions. *Bulletins et Mémoires de la Société d'Anthropologie de Paris*, 4 (n.s.) : 67–104.
- BRUZEK J., SELLIER P. & TILLIER A.-M., 1997. Variabilité et incertitude de l'estimation de l'âge des non-adultes : le cas des individus morts en période périnatale. In : L. Buchet (dir.), *L'enfant, son corps, son histoire (Actes des 7^{es} Journées anthropologiques de Valbonne)*. Paris, Éditions APDCA : 187–200.
- CLEUVENOT E. & HOUËT Fr., 1993. Proposition de nouvelles équations d'estimation de stature applicables pour un sexe indéterminé, et basées sur les échantillons de Trotter et Gleser. *Bulletins et Mémoires de la Société d'Anthropologie de Paris*, 5 (n.s.) : 245–255.
- CRONK C. E., 1983. Fetal Growth as Measured by Ultrasound. *Yearbook of Physical Anthropology*, 26 : 65–89.
- DEDET B., DUDAY H. & TILLIER A.-M., 1991. Inhumations de fœtus, nouveau-nés et nourrissons dans les habitats protohistoriques du Languedoc : l'exemple de Gailhan (Gard). *Gallia*, 48 : 59–108.
- DUDAY H., LAUBENHEIMER F. & TILLIER A.-M., 1995. *Sallèles-d'Aude. Nouveau-nés et nourrissons gallo-romains*. Paris, Les Belles Lettres (Annales Littéraires de l'Université de Besançon, 563; Centre de Recherches d'Histoire Ancienne, 144; Série Amphores, 3), 150 p.
- FAZEKAS I.G. & KÓSA F., 1966. Neuere Beiträge und vergleichende Untersuchungen von Feten zur Bestimmung der Körperlänge auf Grund der Diaphysenmaße der Extremitätenknochen. *Deutsche Zeitschrift für die gesamte gerichtliche Medizin*, 58 : 142–160.
- FAZEKAS I.G. & KÓSA F., 1978. *Forensic Fetal Osteology*. Budapest, Akadémiai Kiadó, 414 p.
- FINCK L., 1921. *De la Détermination de l'Âge du Fœtus d'après le squelette*. Nancy, Imprimerie J. Coubé & Fils, 88 p.
- GUIHARD-COSTA A.-M. & LARROCHE J.-C., 1992. Growth Velocity of Some Fetal Parameters. II. Body Weight, Body Length and Head Circumference. *Biology of Neonate*, 62 : 317–324.
- 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. *American Journal of Physical Anthropology*, 100 : 435–437.
- KÓSA F., 1989. Age Estimation from the Fetal Skeleton. In : M. Y. İşcan (ed.), *Age Markers in the Human Skeleton*. Springfield (Illinois), Charles C. Thomas : 21–54.

- LAMPL M., VELDHUIS J.D. & JOHNSON M.L., 1992. Saltation and Stasis: A Model of Human Growth. *Science*, **328** : 801–803.
- MAJÓ 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** (n.s.) : 61–68.
- MARESH, M.M., 1943. Growth of Major Long Bones in Healthy Children. A Preliminary Report on Successive Roentgenograms of the Extremities from Early Infancy to Twelve Years of Age. *American Journal of Diseases of Children*, **66** : 227–257.
- MARESH M.M., 1955. Linear Growth of Long Bones of Extremities from Infancy Through Adolescence. *A.M.A. American Journal of Diseases of Children*, **89** : 725–742.
- MOLLESON T. I., 1989. Social implications of mortality patterns of juveniles from Poundbury Camp, Romano-British Cemetery. *Anthropologischer Anzeiger*, **47** : 27–38.
- OLIVIER G., 1974. Précisions sur la détermination de l'âge d'un fœtus d'après sa taille ou la longueur de ses diaphyses. *Médecine légale et dommage corporel*, **7** : 297–299.
- OLIVIER G. & PINEAU H., 1958. Détermination de l'âge du fœtus et de l'embryon. *Archives d'Anatomie (La semaine des hôpitaux)*, **6** : 21–28.
- OLIVIER G. & PINEAU H., 1960. Nouvelle détermination de la taille fœtale d'après les longueurs diaphysaires des os longs. *Annales de médecine légale*, **40** : 141–144.
- PALKAMA A., VIRTAMA P. & TELKKÄ A., 1962. Estimation of Stature from Radiographs of Long Bones in Children. II. Children under One Year of Age. *Annales Medicinæ Experimentalis et Biologiae Fenniae* (Helsinki), **40** : 219–222.
- SAUNDERS S. R. & HOPPA R. D., 1993. Growth Deficit in Survivors and Non-Survivors: Biological Mortality Bias in Subadult Skeletal Samples. *Yearbook of Physical Anthropology*, **36** : 127–151.
- SCHEUER J. L., MUSGRAVE J. H. & EVANS S. P., 1980. The estimation of late fetal and perinatal age from limb bone length by linear and logarithmic regression. *Annals of Human Biology*, **7** : 257–265.
- SELLIER P., 1993. L'estimation de l'âge des fœtus et des enfants morts en période périnatale : une révision de Fazekas & Kósa (1978). Communication au colloque « Croissance et vieillissement » (21^e Colloque du Groupement des Anthropologistes de Langue Française, Bordeaux, 13–15 mai 1993).
- SELLIER P., 1995. Paléodémographie et archéologie funéraire : les cimetières de Mehrgarh, Pakistan. *Paléorient*, **21/2** : 123–143.
- SELLIER P., 1996. La mise en évidence d'anomalies démographiques et leur interprétation : population, recrutement et pratiques funéraires du tumulus de Courtesoult. In : J.-F. Piningre (dir.), *Le tumulus de Courtesoult (Haute-Saône) et le 1^{er} Âge du Fer dans le bassin supérieur de la Saône*. Paris, Éditions de la Maison des Sciences de l'Homme (D.A.F., 54) : 188–202.
- SEMPÉ M., PÉDRON G. & ROY-PERNOT M.-P., 1979. *Auxologie, méthode et séquences*. Paris, Laboratoire Théraplix, 206 p.
- SMITH S., 1943. *Forensic Medicine. A Text-book for Students and Practitioners*. London, J. & A. Churchill Ltd (8th ed.), XII + 644 p.
- TELKKÄ A., PALKAMA A. & VIRTAMA P., 1962. Estimation of Stature from Radiographs of Long Bones in Children. I. Children Aged from One to Nine. *Annales Medicinæ Experimentalis et Biologiae Fenniae* (Helsinki), **40** : 91–96.
- TILLIER A.-M. & DUDAY H., 1990. Les enfants morts en période périnatale. In : É. Crubézy, H. Duday, P. Sellier & A.-M. Tillier (dir.), *Anthropologie et Archéologie : dialogue sur les ensembles funéraires*, réunion de Bordeaux, 15–16 juin 1990, numéro spécial des *Bulletins et Mémoires de la Société d'Anthropologie de Paris*, **2** n.s. (3–4) : 89–98.

Adresse des auteurs :

Pascal SELLIER, Anne-Marie TILLIER et Jaroslav BRUZEK
 U.M.R. 5809 et G.D.R. 742 du C.N.R.S.
 Laboratoire d'Anthropologie
 Université de Bordeaux 1
 Avenue des Facultés
 F-33405 Talence cedex (France)
 E-mail : am.tillier@anthropologie.u-bordeaux.fr
 j.bruzek@anthropologie.u-bordeaux.fr