

RECHERCHE
SUR
LA TRANSMISSION
DES CARACTÈRES MESURABLES
DE L'HOMME

A. — INTRODUCTION.

Les différences phénotypiques existant entre individus d'une même population peuvent être qualitatives ou quantitatives. Les différences qualitatives sont, par exemple, celle relatives aux groupes sanguins, aux protéines plasmatiques. Mais beaucoup de caractères ne montrent pas de limites franches entre les différents phénotypes : il n'existe pas de frontières nettes, en effet, entre les tailles « anormalement » grandes et les tailles normales, entre l'obésité et le poids normal, entre l'imbécillité et l'intelligence normale. Bref, la situation qualifiée de pathologique et la situation normale sont reliées par une série d'intermédiaires.

Ces caractères quantitatifs se distribuent suivant des règles bien précises que QUETELET décrivait déjà en 1870 : à savoir une gradation continue des phénotypes entre les extrêmes, les phénotypes moyens étant très fréquents. QUETELET étudie ainsi la distribution des fréquences des tailles; celle-ci s'effectue suivant une courbe normale ou courbe de Gauss.

D'autre part, GALTON (1889) calcule pour la taille des corrélations entre apparentés à partir d'un échantillon familial.

L'étude de la distribution normale et des corrélations entre apparentés permet à FISHER (1918) de postuler l'existence dans la transmission des caractères mesurables de l'homme de nombreux gènes. Cette hypothèse de facteurs multiples ne contredit pas la génétique mendélienne : en effet, les lois de Mendel restent valables pour tous les gènes; ces gènes, appelés parfois gènes mineurs ou polygènes (MATHER, 1949), ont des effets petits et de même ordre de grandeur, les effets des différents couples d'allèles s'additionnent. Ces gènes ne produisent donc pas de fortes discontinuités phénotypiques, comme le font les gènes conditionnant des caractères mendélisants. A ces effets génétiques s'ajoutent également les effets mésologiques. Ces influences du milieu sont nombreuses, petites, favorables ou défavorables, et, sauf dans des cas exceptionnels, de même ordre de grandeur que les effets génétiques.

Nous avons voulu dans ce travail estimer la part qui revient à l'hérédité et au milieu dans la genèse des caractères à variation continue. Il existe plusieurs manières d'aborder l'étude de l'importance relative des facteurs génétiques et mésologiques sur ces caractères.

Une première manière serait d'étudier les différences éventuelles existant entre deux populations de même patrimoine héréditaire mais vivant dans deux milieux différents. C'est

le cas, notamment, d'études comparant des immigrés avec leur population d'origine (BEIGUELMAN, 1963; GREULICH, 1957; C. W. LASKER et F. G. EVANS, 1961; MILLER, 1961) ⁽¹⁾. Dans un tel cas, une différence significative d'une mensuration entre les deux groupes comparés indiquerait la labilité au milieu de la mensuration envisagée.

Mais, on peut avec raison critiquer ce genre d'études en faisant remarquer que des différences provoquées par une sélection lors de l'immigration ne sont nullement à exclure voire hautement probables. La même critique vaut également pour des études comparant deux groupes d'une population vivant dans deux régions présentant quelques différences écologiques (HIERNAUX, 1954 et 1965; SCHWIDETZKY, 1952) ⁽²⁾. De telles études suggèrent l'existence de modifications biométriques liées au milieu.

Une seconde manière d'aborder l'étude de l'hérédité des caractères à variation continue réside dans l'étude comparative des apparentés, soit par une étude familiale, soit par une étude limitée aux couples de jumeaux.

Dans l'étude familiale, on peut comparer, par exemple, les membres d'une même fratrie ou aussi les parents et les enfants.

Nous verrons dans ce travail que les études familiales ne sont pas tellement nombreuses, qu'elles se limitent le plus souvent à la comparaison de germains et qu'elles n'envisagent que peu de mensurations (la taille, le poids et l'indice céphalique étant les critères les plus souvent utilisés).

Dans l'étude gémellaire, on peut comparer des jumeaux monozygotiques et des jumeaux dizygotiques, la première difficulté étant naturellement de déterminer à partir de caractères à transmission génétique connue ⁽³⁾ le type gémellaire des couples envisagés.

Les jumeaux monozygotiques ont le même patrimoine héréditaire; les variations entre les deux jumeaux sont donc uniquement imputables à des influences mésologiques prénatales (d'éventuelles compétitions) ou postnatales. Les jumeaux dizygotiques correspondent à un cas particulier de couples de germains, la similitude mésologique prénatale pouvant être plus grande chez les jumeaux (sauf compétitions) que chez les germains.

La différence entre la variance à l'intérieur des paires de jumeaux monozygotiques et à l'intérieur des paires de jumeaux dizygotiques donne une bonne idée de l'héritabilité des caractères étudiés.

Nous avons envisagé dans ce travail l'étude comparative des apparentés dans un lot de 132 familles.

⁽¹⁾ BEIGUELMAN (1963) compare une centaine d'immigrants japonais et environ deux cents Japonais nés au Brésil et descendants de première génération d'immigrants. GREULICH (1957) étudie la croissance d'enfants de 5 à 18 ans d'origine japonaise mais nés les uns au Japon et les autres en Amérique. MILLER (1961) compare quelques mensurations d'une centaine d'étudiants japonais nés à Hawaï et celles de leurs parents. Enfin, LASKER et EVANS (1961) comparent des individus vivant au Mexique, qui y ont toujours vécu ou qui sont nés aux Etats-Unis de parents mexicains.

⁽²⁾ Ainsi, HIERNAUX (1965) étudie un groupe de Hutu agriculteurs au Rwanda et que l'auteur sépare arbitrairement entre ceux vivant au-dessus de 1.900 m et ceux vivant en dessous de cette altitude. La différence de milieu consiste en une différence modérée d'altitude (279 m), une différence de température moyenne de 2°3 et une meilleure nutrition globale dans la zone d'altitude élevée, en raison d'une meilleure production agricole et aussi d'un taux moins élevé de malaria.

⁽³⁾ En fait, il serait plus objectif de parler de couples de jumeaux concordants sanguins et discordants sanguins : les jumeaux discordants pour au moins un caractère sérologique sont donc certainement dizygotiques, les concordants sanguins comportent également des paires dizygotiques mais aucun moyen objectif ne permet de les déceler. Pour chaque paire concordante, on peut calculer une probabilité de monozygotie en utilisant la méthode décrite par S. MAYNARD-SMITH et L. S. PENROSE (1955).

B. — HISTORIQUE

de l'étude comparative des mensurations anthropométriques
d'apparentés dans des échantillons familiaux.

En 1895, PEARSON définit l'utilisation des coefficients de corrélation : « Given any organ in a parent and the same or any other in its offspring, the mathematical measure of heredity is the correlation of these organs for pairs of parent and offspring ». Les premiers coefficients de corrélation entre apparentés publiés l'ont été par PEARSON et FAWCETT (1898) et TSCHEPOURKOWSKY (1903) pour l'indice céphalique, par GALTON (1889) et PEARSON et LEE (1902) pour la taille.

PEARSON (1904) explique la notion statistique de régression dans son « generalised theory of alternative heredity » par l'existence de plusieurs facteurs héréditaires indépendants : $A_1a_1, A_2a_2, \dots, A_n a_n$. Il calcule la distribution de ces génotypes dans la population et la régression des parents aux enfants (1/3), ce qui est la valeur trouvée par GALTON (1889) pour la taille.

En 1918, FISHER établit les coefficients de corrélation théoriques entre individus de différents liens de parenté : ces coefficients sont de 1/2 entre parents et enfants, entre germains, de 1/4 entre grands-parents et petits-enfants et de 1/8 entre cousins germains. Il publie quelques coefficients obtenus pour la taille, l'envergure du bras et la longueur de l'avant-bras.

Les résultats statistiques des études de corrélation ultérieures seront repris au paragraphe E.4. où nous comparons nos résultats à ceux de ces études : parmi les toutes premières études, citons celle de FRETZ (1920 et 1921), remarquable par l'ampleur de l'échantillon observé, 3.600 individus dans 360 familles. Citons également les travaux de BOAS (1907), de DEFRISE (1949), de SCHREIDER (1961), de BILLY (1966 et 1968), de WYSLOUCHOWA (1966), de WOLANSKY et coll. (1967), de NAKAJIMA et coll. (1968).

A côté de ce type de travaux, beaucoup d'auteurs basent leur étude sur l'analyse de croisements entre des types morphologiques arbitrairement définis. C'est le cas, notamment, en 1923 de Ch. B. DAVENPORT, qui fait l'analyse familiale du rapport [poids/(taille)²], rapport donnant une idée selon l'auteur du caractère obèse ou élancé du « type » humain ⁽¹⁾. Les types définis sont « très élancé », « élancé », « moyen », « lourd » et « très lourd ». Les parents élancés ont en moyenne des enfants plus élancés, les parents lourds des enfants plus lourds. DAVENPORT exprime l'hypothèse du contrôle génétique de l'indice envisagé par deux couples d'allèles : le caractère « lourd » dominant légèrement sur le caractère « élancé ». Mais, devant les difficultés d'interprétation des transmissions de l'indice dans certaines familles, DAVENPORT suggère la possibilité de la transmission dans certaines familles par trois couples d'allèles, ainsi que l'existence dans certains cas de types moyens déterminés par un ou deux facteurs indépendants de ceux déjà envisagés.

De telles études basées sur l'hypothèse de l'existence d'un petit nombre de facteurs mendéliens ne permettent pas d'expliquer toutes les variations observées au sein des familles : elles permettent uniquement d'apporter une évidence à la transmission génétique de certains « cas familiaux » et aussi de montrer l'insuffisance de l'hypothèse de départ. Il est certain que, dans le cas de l'étude de DAVENPORT (1923), l'existence d'un mode d'hérédité différent suivant les familles n'est pas acceptable : l'auteur conclut finalement à l'hérédité polymérique du rapport

(¹) Les données étudiées sont le plus souvent des mensurations fournies par les sujets eux-mêmes.

envisagé. Le fait de séparer des types au sein d'une variation continue est tout à fait arbitraire : cette méthode a malheureusement été souvent utilisée. Les auteurs étudient dans ce cas la variabilité des enfants issus de différents types de couples, les parents étant classés en « grand », « moyen » ou « petit » : citons les travaux de DAVENPORT (1917), BRYN (1920), HILDEN (1925), SCHREINER (1923), BAUERMEISTER (1955), KEITER (1956), BANSAL (1967).

Parmi les études récentes, les travaux les plus complets sont ceux de HOWELLS et de GARN et de ses collaborateurs.

En 1948, HOWELLS effectue une étude préliminaire à l'étude génétique des caractères normaux. L'auteur s'attache, en effet, à l'étude du rôle éventuel de l'ordre de naissance dans la fratrie sur la grandeur des mensurations anthropométriques : des difficultés dans la comparaison entre germains pourraient apparaître si les aînés étaient, par exemple, toujours plus grands. Or, HOWELLS cite des études de BOAS (1895) et de PEARSON (1903), où des différences entre aînés et cadets sont signalées bien que celles-ci soient très petites (¹). L'auteur montre ici que pour vingt mesures envisagées dans un lot de nonante-six couples de frères les différences entre aînés et cadets sont non significatives.

En 1949, HOWELLS, sur le même échantillon, met en évidence l'hérédité des mensurations anthropologiques en comparant les différences existant entre les mensurations des couples de frères et celles existant entre les mensurations de paires d'individus pris au hasard. La comparaison entre ces deux types de différences est toujours significative sauf cependant pour la largeur du nez et les mensurations de l'oreille. HOWELLS fournit également les coefficients de corrélation relatifs aux mesures envisagées : ils apparaîtront naturellement au paragraphe E.4. où nous les comparerons à nos résultats.

En 1951, HOWELLS travaillant toujours sur le même échantillon effectue une analyse factorielle à partir des vingt mensurations envisagées dans son enquête. Par cette méthode, l'auteur peut décomposer la matrice des corrélations existant entre les différentes mesures en une série de facteurs dont on espère qu'ils seront plus directement liés à l'hérédité que les mesures anthropologiques classiques. Ces facteurs sont les suivants : un facteur de grandeur générale (V_2) lié surtout à la grandeur du tronc, un facteur de longueur des os longs (V_5), un facteur de grandeur générale du crâne (V_9), un facteur de développement latéral du crâne (V_{10}), un facteur de développement latéral de la face (V_{14}), un facteur longitudinal de la face (V_{17}), un facteur de développement de l'oreille (V_{20}).

En 1953, HOWELLS calcule les corrélations entre frères pour les sept facteurs envisagés ci-dessus. Il obtient une corrélation d'environ 0,63 pour les facteurs de longueur des os longs et de développement longitudinal de la face, une corrélation d'environ 0,39 pour les cinq autres facteurs (grandeur du tronc, grandeur générale et latérale du crâne, grandeur latérale de la face et développement de l'oreille).

Notons que les coefficients de corrélation des mensurations absolues étaient dans le même échantillon, par exemple, de 0,625 pour la longueur de la jambe et de 0,30 pour la longueur de l'oreille. Les facteurs étudiés par HOWELLS ne nous semblent donc pas représenter plus directement des facteurs héréditaires que les mensurations absolues : normalement les corrélations des mensurations absolues seraient plus petites que celles relatives aux facteurs de l'analyse factorielle, ce qui ne semble pas être le cas ici.

En 1966, HOWELLS s'attache à l'étude de la variabilité dans des lignées familiales. L'auteur étudie une secte religieuse d'isolement génétique et culturel total issue de quelques familles de protestants luthériens émigrés aux Etats-Unis en 1870. Cette secte compte actuelle-

(¹) Les aînés sont plus grands et plus lourds pour BOAS (1895) et plus petits pour PEARSON (1903).

ment quelque 10.000 individus descendant tous des mêmes familles et est divisée en trois tribus à séparation mutuelle rigide; cette séparation est notamment absolue pour les mariages. L'échantillon ne comporte que des individus d'une de ces tribus et le taux de consanguinité y est de l'ordre de 0,028.

Ajoutons encore que dans cette tribu la vie en commun est très poussée : les enfants sont, par exemple, élevés ensemble à partir de l'âge de 3 ans. Il est certain que dans un tel échantillon, les différences de milieu sont réduites au minimum au sein d'une fratrie, par exemple. L'auteur compare alors pour trente mesures la variance intrafamiliale et interfamiliale par un test classique de F (voir théorie E.1.5.).

Cette analyse de la variance ainsi que l'étude des corrélations à l'intérieur d'une fratrie permettent de différencier les mensurations. Le rapport F et le coefficient de corrélation sont les plus élevés pour la taille, la longueur du pied, relativement moins élevés pour la longueur et la largeur de la tête, intermédiaires pour les dimensions transversales du corps et de la tête, les plus bas pour les mensurations de l'oreille. L'auteur note, enfin, que si les coefficients de corrélation les plus élevés approchent de 0,5, ils ne sont jamais supérieurs à 0,5, ce qui est souvent le cas dans des échantillons plus hétérogènes.

GARN et ses collaborateurs ont publié quelques études originales de la génétique de caractères normaux et surtout du développement de ces caractères. Ceux-ci étudient la croissance d'un groupe d'enfants depuis la naissance jusqu'à 17 ans dans une enquête longitudinale effectuée par le « Fels Research Institute ». Nous reviendrons longuement sur ces études dans le paragraphe que nous réservons à la génétique du développement (voir E.2.).

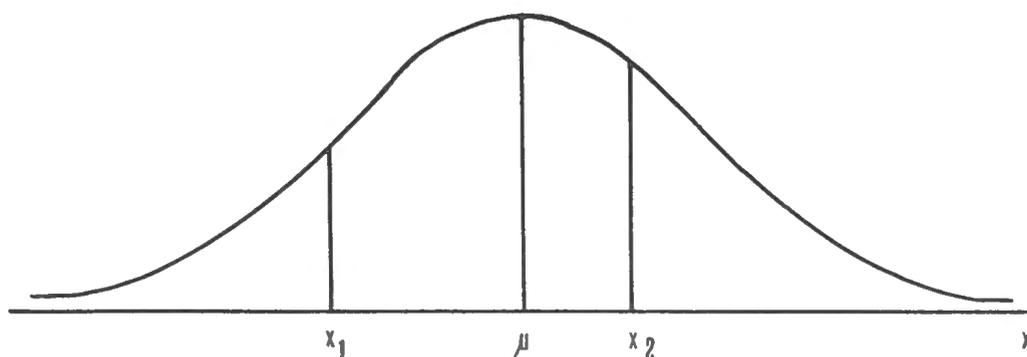
Quelques autres travaux traitent de problèmes généraux à l'étude des variations quantitatives chez l'homme et notamment des difficultés rencontrées dans l'étude de l'hérédité des caractères à variation continue. Citons SPÜHLER (1954) dont le tableau 1 est largement inspiré, BLOOM (1964) dans un ouvrage sur la stabilité des caractères humains, HUNTLEY (1966) dans une étude comparative de l'hérédité de caractères aussi différents que les dermatoglyphes, la taille, l'intelligence et la maturité sociale, KNUSSMANN (1968) et WALTER (1968) dans une étude des variations quantitatives et qualitatives de caractères corporels et céphaliques.

C. — GENÈSE

d'un caractère à variation continue.

La distribution des phénotypes des caractères normaux est le plus souvent normale ou gaussienne. Cette courbe normale a une forme en « cloche » et est symétrique autour des phénotypes moyens qui sont les plus fréquents.

Cette distribution définit la variabilité inhérente à toute population de mesures, la variabilité de ces caractères suit des règles quantitatives bien précises. En effet, la probabilité qu'une mensuration soit comprise entre des valeurs x_1 et x_2 peut être calculée et est égale à l'aire partielle comprise entre l'axe des x , la courbe normale et les deux droites d'ordonnées x_1 et x_2 .



Pour une courbe normale la probabilité qu'une mensuration soit comprise entre $\mu - \sigma$ et $\mu + \sigma$ est de 0,683, entre $\mu - 2\sigma$ et $\mu + 2\sigma$ de 0,955 et entre $\mu - 3\sigma$ et $\mu + 3\sigma$ de 0,997.

L'aspect de la répartition des caractères normaux peut s'expliquer intuitivement de la façon suivante. Soit un certain nombre n de couples de gènes allèles, A et a, dont les fréquences dans la population sont de $\frac{1}{2}$. Soit aussi : T_0 , le phénotype correspondant à l'absence totale de gènes A, et l'hypothèse qu'à la présence de chaque gène A dans le génotype, on ajoute la valeur 1 au phénotype T_0 .

Les sujets possédant les n allèles A ou les n allèles a sont naturellement les plus rares, les fréquences des sujets dans chacune des catégories possibles dépendent du nombre n de couples d'allèles en cause et correspondent aux coefficients des termes du développement $(A + a)^{2n}$, soit ici de $\left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2}\right)^{2n}$.

On a, par exemple, pour les nombres suivants de couples d'allèles :

2. Nombre de gènes A	0	1	2	3	4
Rapport de fréquence	1	4	6	4	1
Phénotypes	T_0	T_0+1	T_0+2	T_0+3	T_0+4
Fréquence des phénotypes	1/16	4/16	6/16	4/16	1/16

5. Nombre de gènes A	0	1	2	3	4	5		
Rapport de fréquence	1	10	45	120	210	252		
Phénotypes	T_0	T_0+1	T_0+2	T_0+3	T_0+4	T_0+5		
Fréquence des phénotypes	1	10	45	120	210	252		
	<hr/>	<hr/>	<hr/>	<hr/>	<hr/>	<hr/>		
	1024	1024	1024	1024	1024	1024		
Nombre de gènes A	6	7	8	9	10			
Rapport de fréquence	210	120	45	10	1			
Phénotypes	T_0+6	T_0+7	T_0+8	T_0+9	T_0+10			
Fréquence des phénotypes	210	120	45	10	1			
	<hr/>	<hr/>	<hr/>	<hr/>	<hr/>			
	1024	1024	1024	1024	1024			
7. Nombre de gènes A	0	1	2	3	4	5	6	
Rapport de fréquence	1	14	91	364	1001	2002	3003	
Phénotypes	T_0	T_0+1	T_0+2	T_0+3	T_0+4	T_0+5	T_0+6	
Fréquence des phénotypes	1	14	91	364	1001	2002	3003	
	<hr/>	<hr/>	<hr/>	<hr/>	<hr/>	<hr/>	<hr/>	
	16384	16384	16384	16384	16384	16384	16384	
Nombre de gènes A	7	8	9	10	11	12	13	14
Rapport de fréquence	3432	3003	2002	1001	364	91	14	1
Phénotypes	T_0+7	T_0+8	T_0+9	T_0+10	T_0+11	T_0+12	T_0+13	T_0+14
Fréquence des phénotypes	3432	3003	2002	1001	364	91	14	1
	<hr/>	<hr/>	<hr/>	<hr/>	<hr/>	<hr/>	<hr/>	<hr/>
	16384	16384	16384	16384	16384	16384	16384	16384

On voit que la multiplication des catégories et l'accumulation des sujets dans les phénotypes moyens remplacent la discontinuité des phénomènes d'hérédité mendélienne par une répartition de plus en plus continue. Mais les caractères normaux ne sont pas déterminés uniquement par le génome, il s'y ajoute de nombreuses perturbations favorables ou défavorables apportées au cours de l'ontogénèse par les facteurs mésologiques. Ces facteurs non génétiques, s'ils sont du même ordre de grandeur que les facteurs génétiques, contribuent à effacer la discontinuité génétique.

A cette action combinée d'un grand nombre de facteurs produisant des effets du même ordre de grandeur se rattache le théorème central limite : la somme d'un grand nombre de variables aléatoires, dont les effets sont indépendants et du même ordre de grandeur, est elle-même une variable dont la répartition est normale.

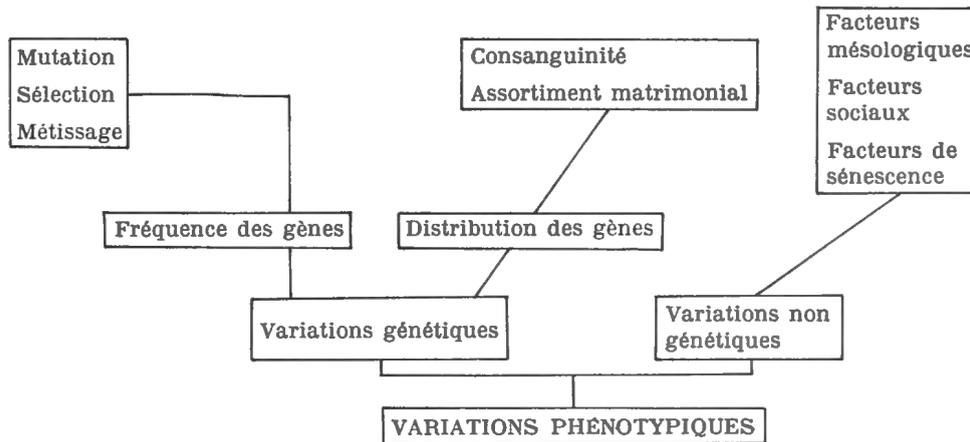
Ce théorème est donc applicable à nos mesures anthropométriques si on émet l'hypothèse que les facteurs impliqués (mésologiques et génétiques) sont nombreux, produisent des effets du même ordre de grandeur et agissent indépendamment.

Nous sommes amené ainsi à admettre l'hypothèse des facteurs multiples (FISHER, 1918 et MATHER, 1949).

D. — ÉTUDE DES DIFFÉRENTS FACTEURS influençant la variation phénotypique dans un échantillon.

Schématiquement, on pourrait définir une variation phénotypique formée d'une variation génétique et d'une variation non génétique définie selon le tableau suivant (tabl. 1).

TABLEAU 1.



Ce schéma étant établi, il reste à dire que seul le phénotype est accessible et qu'il est très difficile de juger de l'influence relative des différents facteurs sur cette variation phénotypique. Ainsi, une des premières tâches du généticien est-elle de pouvoir juger de l'influence du génotype et du milieu sur le développement du phénotype.

1. ÉCHANTILLON.

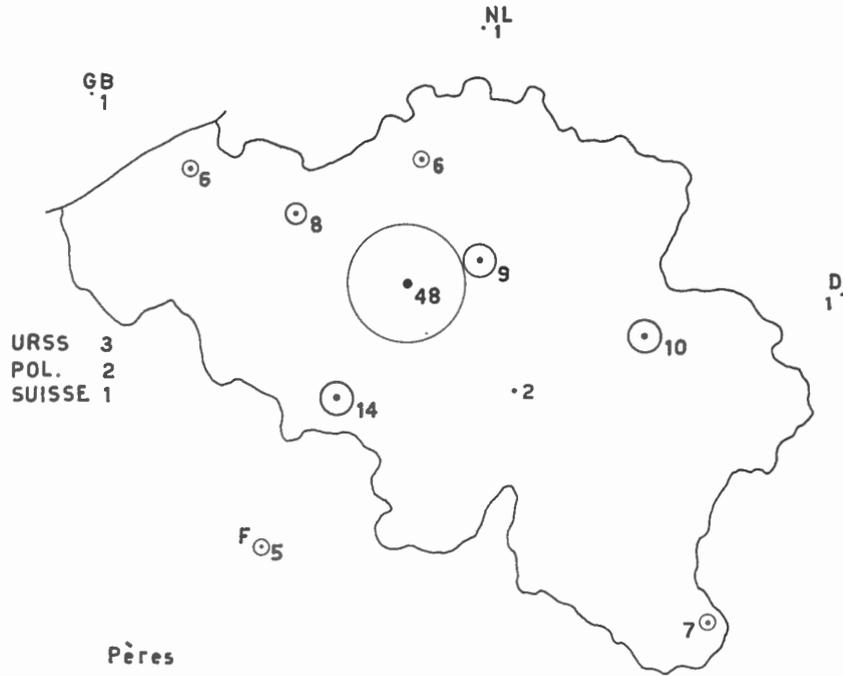
Une première difficulté consiste à obtenir un échantillon suffisamment nombreux. Plus difficile encore, voire impossible, est d'avoir un échantillon représentatif de toute une population : la seule manière honnête d'enquêter est de définir le mieux possible l'échantillon, au point de vue social et géographique.

Notre échantillon comporte 132 familles comptant 287 enfants examinés, soit donc au total 551 individus. Nous avons écarté de notre échantillon les familles dont les deux parents étaient d'ascendance étrangère, mais nous avons retenu les familles où un seul des parents était d'ascendance étrangère : ces familles sont parfaitement intégrées à la population belge.

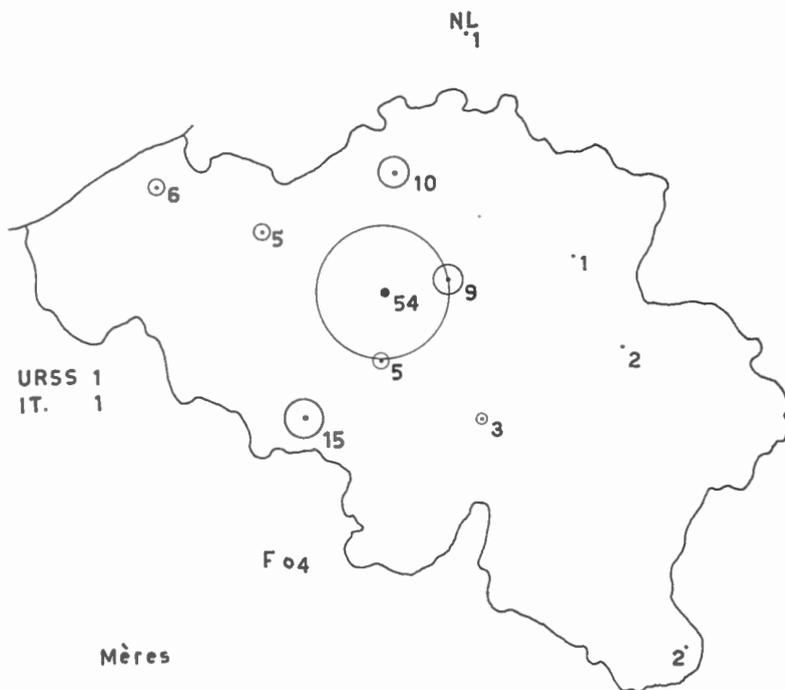
1.1. Répartition géographique.

Nous avons dressé les cartes 1 à 4 des lieux de naissance des pères et des mères des familles étudiées, ainsi que des grands-pères paternels et maternels et que des grand-mères paternelles et maternelles. Le nombre de lieux de naissance ainsi recensés est de 124 pour les pères, de 119 pour les mères, de 206 pour les grands-pères et de 201 pour les grands-mères.

Les cartes 1 et 2 relatives aux pères et aux mères montrent que l'origine géographique de nos sujets s'étend assez uniformément à tout le territoire belge : cependant, les familles ayant été recrutées surtout à Bruxelles, le nombre de parents nés à Bruxelles est très grand.

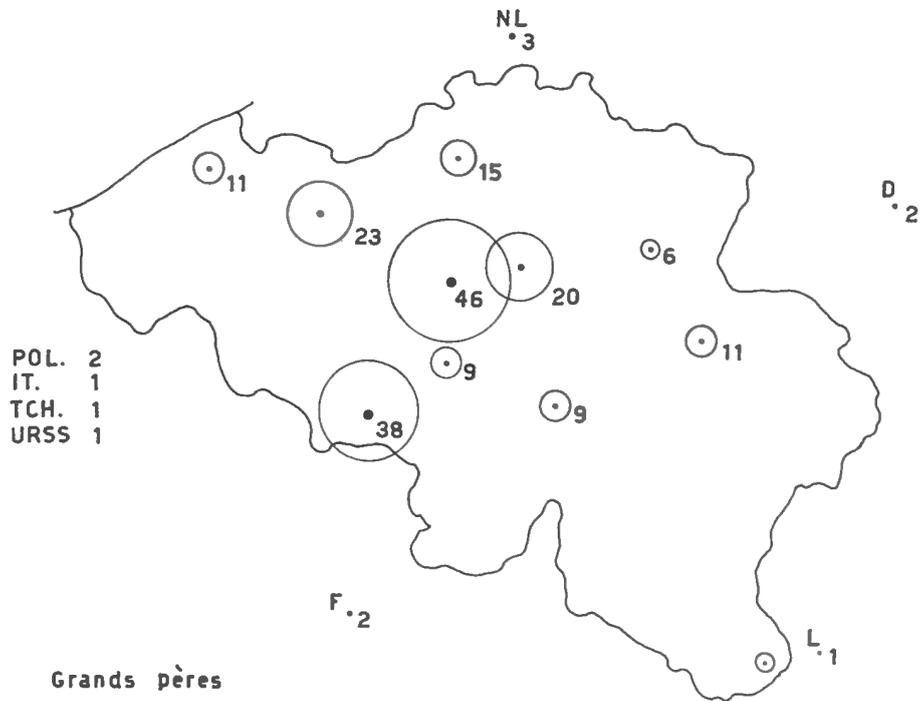


CARTE 1. — Lieux de naissance des pères groupés par provinces, le Brabant a été subdivisé en Brabant flamand, wallon et Bruxelles et agglomération.

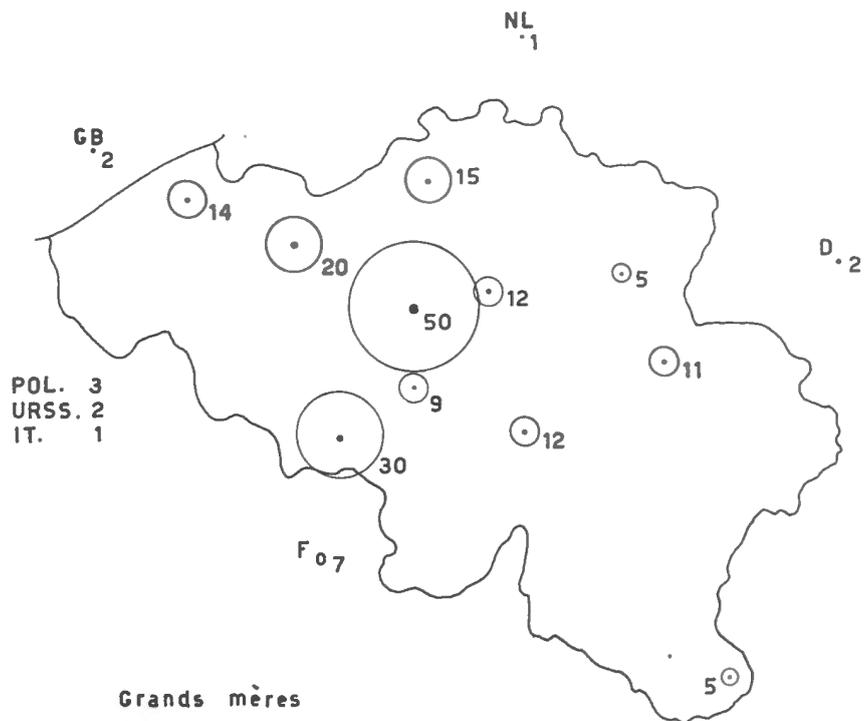


CARTE 2. — Lieux de naissance des mères groupés par provinces, le Brabant a été subdivisé en Brabant flamand, wallon et Bruxelles et agglomération.

Les cartes 3 et 4 relatives aux grands-parents montrent une répartition encore plus uniforme de l'origine géographique de nos sujets, car moins concentrée à Bruxelles.



CARTE 3. — Lieux de naissance des grands-pères groupés par provinces, le Brabant a été subdivisé en Brabant flamand, wallon et Bruxelles et agglomération.



CARTE 4. — Lieux de naissance des grands-mères groupés par provinces, le Brabant a été subdivisé en Brabant flamand, wallon et Bruxelles et agglomération.

1.2. Répartition sociale.

Nous avons résumé au tableau 2 les nombres absolus et les pourcentages correspondants de parents classés suivant leur profession. Nous avons distingué les catégories suivantes : professions exigeant un diplôme universitaire, enseignants et employés, indépendants, ouvriers et ménagères. Notre échantillon compte nettement trop de professions exigeant un diplôme universitaire et trop d'indépendants, il compte, d'autre part, trop peu de professions manuelles.

TABLEAU 2. — Profession des parents.

	Professions exigeant un diplôme universitaire	Enseignants Employés	Indépendants	Ouvriers	Divers	Ménagères	Total
Pères	49	39	36	6	4	—	134
%	36,6	29,1	26,9	4,5	2,9	—	100
Mères	12	19	—	3	3	97	134
%	9,0	14,2	—	2,2	2,2	72,4	100
Grands-pères	33	74	81	26	20	—	234
%	14,1	31,6	34,6	11,1	8,6	—	100
Grand-mères	2	6	8	7	—	211	234
%	0,9	2,6	3,0	3,4	—	91,1	100

2. TECHNIQUES DE MENSURATION.

Les mesures effectuées (voir tabl. 3) sont naturellement des mesures phénotypiques et non des mesures génotypiques. Bien qu'inévitables les erreurs de mesure doivent être les plus petites possibles : il n'est qu'une seule manière de réduire ces erreurs de mesure, celle d'avoir une définition de mesure très précise. Les techniques utilisées sont celles décrites dans l'aide-mémoire de F. TWIESELMANN (1952). Ces techniques ont déjà été utilisées dans de nombreuses enquêtes (voir tabl. 4). Ces enquêtes nous ont fourni un excellent matériel de comparaison et nous ont permis d'obtenir une idée claire de l'aspect physique des individus.

Dans une recherche sur la précision des mensurations anthropométriques, CRENIER (1964) range les caractères d'après le coefficient de variation. Les tailles et longueurs de membres, le diamètre bicrète, le diamètre bizygomatique et la largeur de la tête sont des mesures très précises; le diamètre biacromial, la longueur de la tête et la hauteur nasion-menton sont des mesures moyennement précises; les périmètres du bras et de la jambe ainsi que la hauteur et la largeur du nez sont des mesures peu précises; les périmètres de la cheville et du poignet sont des mesures très peu précises.

TABLEAU 3. — Liste des mensurations envisagées.

Nom et prénom Date de l'examen
 Lieu et date de naissance Age
 Lieu et date de naissance des parents : père mère
 Profession du sujet
 Profession des parents : père mère
 Date du mariage du sujet
 Nombre de frères et sœurs du sujet :

	Prénom	Age	Etat civil
1.
2.
3.
4.
5.

1. Poids	22. L. de la tête maximum
2. Poids au mariage	23. l. de la tête
3. Taille	24. l. frontale minimum
4. Taille sternale	25. l. bizygomatique
5. Taille assis	26. l. bigoniaque
6. L. du bras	27. H. physiologique
7. L. de l'humérus	28. H. du nasion-menton
8. L. du radius	29. H. du nasion-stomion
9. L. du doigt médian	30. H. du nez
10. D. biacromial	31. l. du nez
11. D. bicrète	32. Angle intérieur de l'œil
12. D. bitrochantérien	33. Angle extérieur de l'œil
13. P. du bras étendu	34. l. interpupillaire
14. P. du bras fléchi	35. H. des lèvres
15. P. du poignet	36. l. des lèvres
16. P. de la cuisse	37. H. de l'oreille
17. P. fessier maximum	38. l. de l'oreille
18. P. abdominal	39. H. de la tête
19. P. de la cheville	40. Profondeur du nez
20. P. du mollet	Yeux : couleur
21. P. du cou	Cheveux : couleur
Peau	
.....	
Adresse	Empreintes
.....	Photo

TABLEAU 4. — Échantillons de comparaison recueillis par le laboratoire d'anthropologie et de préhistoire de l'Institut royal des Sciences naturelles de Belgique.
(F. TWIESSLMANN, 1949 et 1969, ainsi que données non publiées.)

Origine	Année de l'enquête	Nombre de sujets	
		masculins	féminins
Enfants des homes de Pro Juventute	1942	1.160	943
Etudiants de l'Université de Bruxelles	1942	557	116
	1945	225	59
Membres du personnel technique de l'Institut royal des Sciences naturelles de Belgique	1945	102	—
Écoliers de la ville de Bruxelles	1960	7.478	6.821
Étudiants de l'Université de Bruxelles	1964	100	100

3. ASSORTIMENT MATRIMONIAL.

Dans l'interprétation de nos résultats, nous devons certainement tenir compte de l'assortiment matrimonial. Il consiste, rappelons-le, en une tendance aux unions entre individus de phénotypes voisins ou semblables. Si l'on observe une corrélation r entre époux, tout se passe comme si dans la population une fraction $h=r$ de personnes pratiquaient un assortiment matrimonial parfait, la fraction complémentaire $1-h$ effectuant des unions au hasard.

Nous avons pu montrer (SUSANNE 1967a et 1967b) par l'étude des corrélations relatives à différentes mesures corporelles et calculées entre époux que, pour la majorité de ces caractères, l'assortiment matrimonial est réel dans notre échantillon. Cette étude tenait d'ailleurs compte des variations avec l'âge de la plupart des caractères ainsi que de la corrélation existant entre la majorité des mesures et la taille : à cet effet, avaient été calculés des coefficients de corrélation partielle entre époux à âge moyen constant et aussi à taille égale. Rappelons ici que les caractères suivants présentent une corrélation matrimoniale (voir également tabl. 17 et 20) : toutes les mensurations longitudinales, les diamètres bicrète et bitrochantérien, quelques périmètres (dont ceux du bras, du poignet et du cou), les largeurs faciales (sauf les largeurs bipalpébrales et interpupillaire), les dimensions de l'oreille.

4. CHANGEMENTS DES CARACTÈRES BIOMÉTRIQUES AVEC L'ÂGE.

Nous avons pu montrer les effets du vieillissement sur la taille (SUSANNE, 1968).

Nous avons, en effet, dissocié ce qui, dans les différences globales de taille observées entre les classes d'âge d'un échantillon de sujets belges, est imputable, d'une part, aux changements individuels de taille subis par les sujets au cours de leur vieillissement et, d'autre part, à l'évolution graduelle observée depuis un siècle et appelée évolution séculaire.

4.1. Différences globales observées entre classes d'âge.

Les enquêtes les plus facilement réalisées sont naturellement des enquêtes dites transversales, c'est-à-dire des enquêtes où l'on se borne à mesurer, à un moment donné, des individus qui sont alors groupés en classes d'âge : l'enquête ne contient pas d'apparentés. L'enquête

transversale, que nous avons effectuée, contient des sujets apparentés, mais dans chaque classe d'âge nous n'avons chaque fois placé qu'un seul sujet de la même famille. Remarquons que les enquêtes transversales permettent uniquement de mesurer des différences globales observées entre classes d'âge.

Des variations globales entre classes d'âge sont illustrées par les figures 5 à 7. Remarquons tout d'abord, dans la figure 5, la parfaite concordance des moyennes de taille des écoliers et écolières de la ville de Bruxelles, des étudiants de l'U.L.B., et des moyennes de notre échantillon. Cet ensemble d'échantillons dessine une courbe parfaitement régulière. Mais les moyennes de ces échantillons diffèrent, d'autre part, nettement de celles relatives à l'échantillon de Pro Juventute et de celles relatives aux membres du personnel technique de l'I.R.S.N.B. : nous reviendrons sur ces différences au paragraphe D.5.

Notons encore que les garçons ont, en moyenne, une taille d'environ 12 cm plus grande que celle des filles. Les courbes de la figure 5 relatives aux deux sexes ne font apparaître aucune diminution de la taille avant la classe d'âge de 30 à 40 ans. Ensuite, la diminution de taille est très nette dans les deux sexes. Chez les hommes, la diminution est de 6 cm entre les classes de 30 à 40 ans et 60 à 70 ans, soit donc 2 cm par décennie.

Chez les femmes, cette diminution est de 1,5 cm par décennie, la diminution observée entre les classes d'âge de 30 à 40 ans et de 50 à 60 ans est de 3 cm. Une étude bibliographique (SUSANNE, 1968, en annexe) nous avait montré que 14 populations masculines sur 19 et 10 populations féminines sur 11 se caractérisaient par une diminution de la taille entre 20 et 60 ans.

Cette diminution est statistiquement significative dans 10 populations masculines et 4 populations féminines.

La figure 6 illustre les mêmes différences globales observées entre classes d'âge, pour le diamètre biacromial. Remarquons tout d'abord la parfaite homogénéité de nos résultats et des moyennes tirées des différents échantillons étudiés par F. TWIESELMANN. Les moyennes des garçons et des filles de 15 à 20 ans et de 20 à 25 ans de notre échantillon ne diffèrent pas des moyennes des écoliers et des écolières de la ville de Bruxelles d'âge correspondant, pas plus que des moyennes des étudiants de l'Université Libre de Bruxelles mesurés en 1964. Les filles ont en moyenne un diamètre biacromial d'environ 3,5 cm plus petit que celui des garçons.

L'influence mésologique est très grande sur la largeur des épaules : cette influence se marque sur l'échantillon des membres de l'Institut des Sciences naturelles, des pensionnaires des homes de Pro Juventute, mais aussi des étudiants de 1942 et 1945. Nous reviendrons sur ces influences au paragraphe D.5.

Les courbes de la figure 6 font apparaître chez les garçons une augmentation légère de la largeur des épaules au moins jusqu'à 50 ans et une diminution au-delà de cet âge. Chez les femmes, l'augmentation du diamètre biacromial est continue jusqu'à 60 ans. La comparaison des résultats donnés par les auteurs, concernant les changements des mensurations anthropométriques avec l'âge, est difficile. En effet, les facteurs génétiques et mésologiques sont différents selon les échantillons. De plus, les classes d'âge sont d'étendues très différentes; pour rendre ces comparaisons plus aisées, nous donnons pour chaque échantillon un pourcentage de variation : la différence entre deux moyennes exprimée en % de la première $\left(\frac{m_1 - m_2}{m_1}\right)$. Ces pourcentages ont été calculés entre une moyenne de diamètre biacromial relative à une classe d'âge située entre 20 et 30 ans et celle située entre 40 et 50 ans pour les hommes, 50 et 60 ans pour les femmes. Ils ont été calculés également chez les hommes entre la moyenne de 40 et 50 ans et la moyenne de la classe d'âge le plus élevé, et de même chez les femmes entre la moyenne de 50 à 60 ans et la moyenne de la classe d'âge le plus élevé (voir tabl. 5).

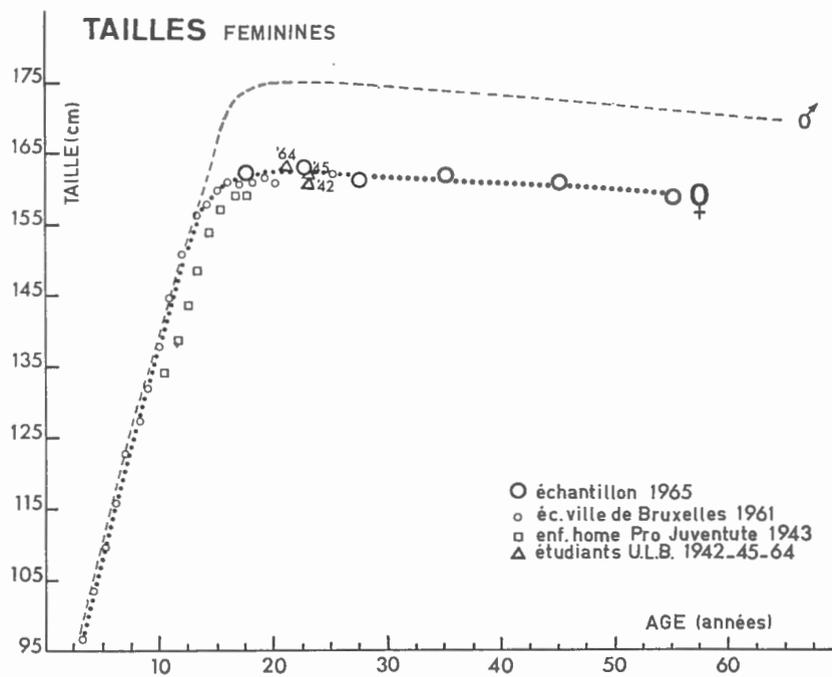
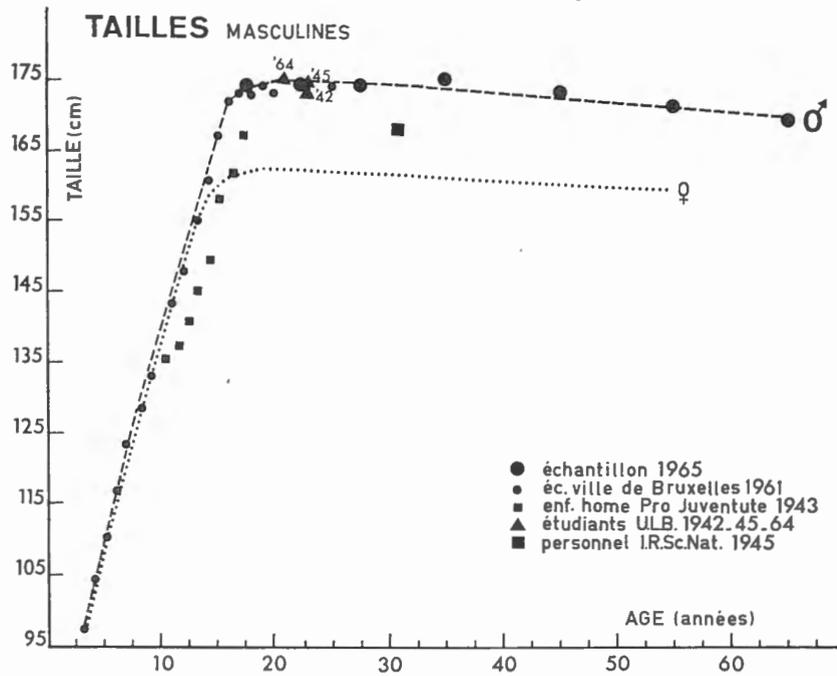


FIG. 5 (tirée de CH. SUSANNE, 1968).

Ces résultats peuvent être résumés de la manière suivante : des 7 échantillons masculins, 5 montrent une augmentation du diamètre biacromial entre 20 et 50 ans dont 2 de manière significative, 6 montrent une diminution très nette du diamètre biacromial après 50 ans dont 4 de manière significative.

Des 5 échantillons féminins, 4 montrent une augmentation entre 20 et 60 ans dont 1 significative, les 3 échantillons dont les classes d'âge vont au-delà de 60 ans montrent une diminution très nette et significative de la largeur des épaules après cet âge.

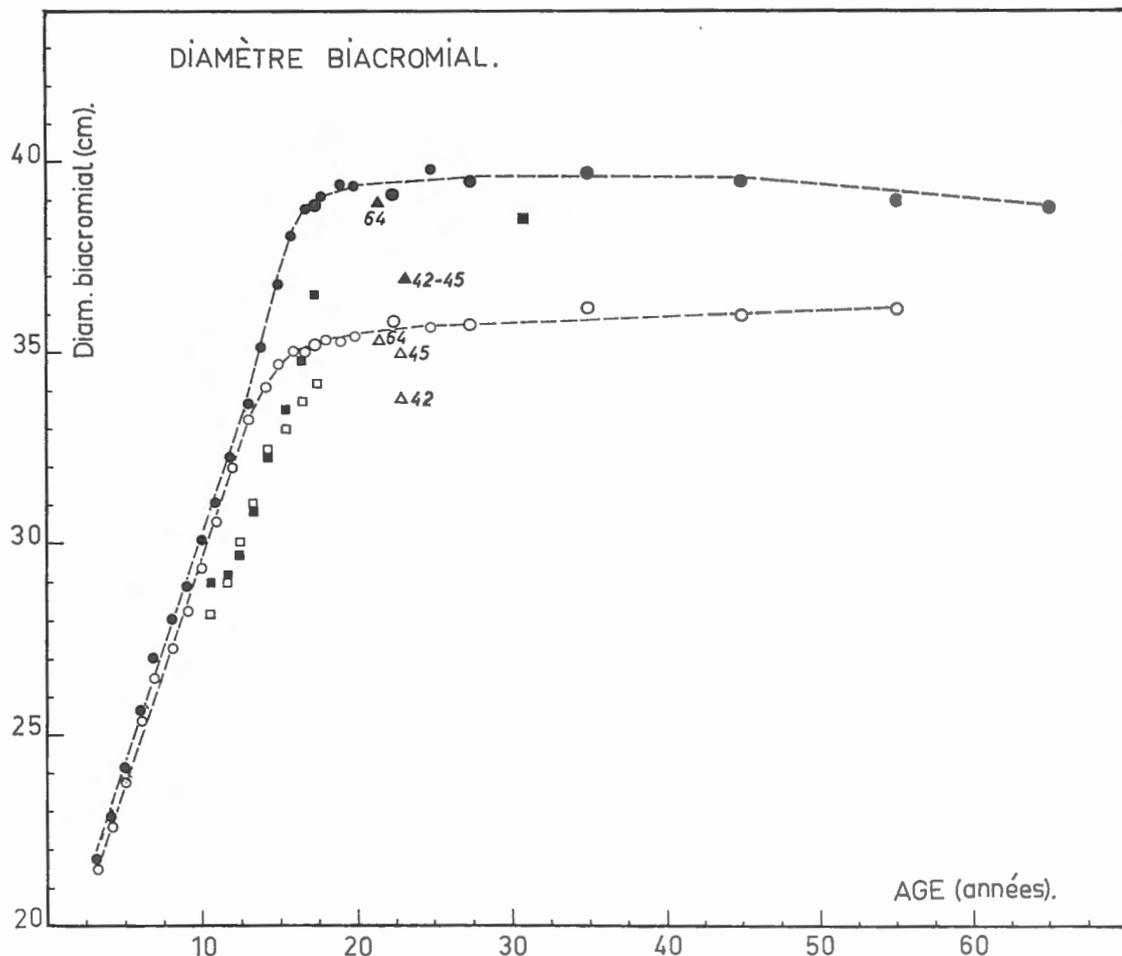


FIG. 6. — Changements du diamètre biacromial avec l'âge d'après les données fournies par des enquêtes transversales.

Il nous paraît donc raisonnable d'admettre que la largeur des épaules d'individus de plus de 60 ans est plus petite que celle de sujets de 50 à 60 ans mesurés simultanément dans la même population, et d'admettre également que la largeur des épaules d'individus de 50 ans est généralement plus grande que celle d'individus de 20 ans, mais de manière à peine significative cependant.

La figure 7 illustre les changements globaux du diamètre bicrète entre classes d'âge.

L'homogénéité des moyennes calculées chez les écoliers et écolières de la ville de Bruxelles, chez les étudiants de l'Université Libre de Bruxelles et dans notre échantillon est remarquable.

Ce graphique montre, d'autre part, l'augmentation très nette de ce caractère avec l'âge, augmentation absolument continue et parallèle pour les deux sexes.

La comparaison des résultats bibliographiques et des nôtres a été effectuée d'une manière similaire à celle pour le diamètre biacromial. Nous donnons pour chaque échantillon un pourcentage de variation avec l'âge : ce pourcentage a été calculé en divisant la différence des moyennes

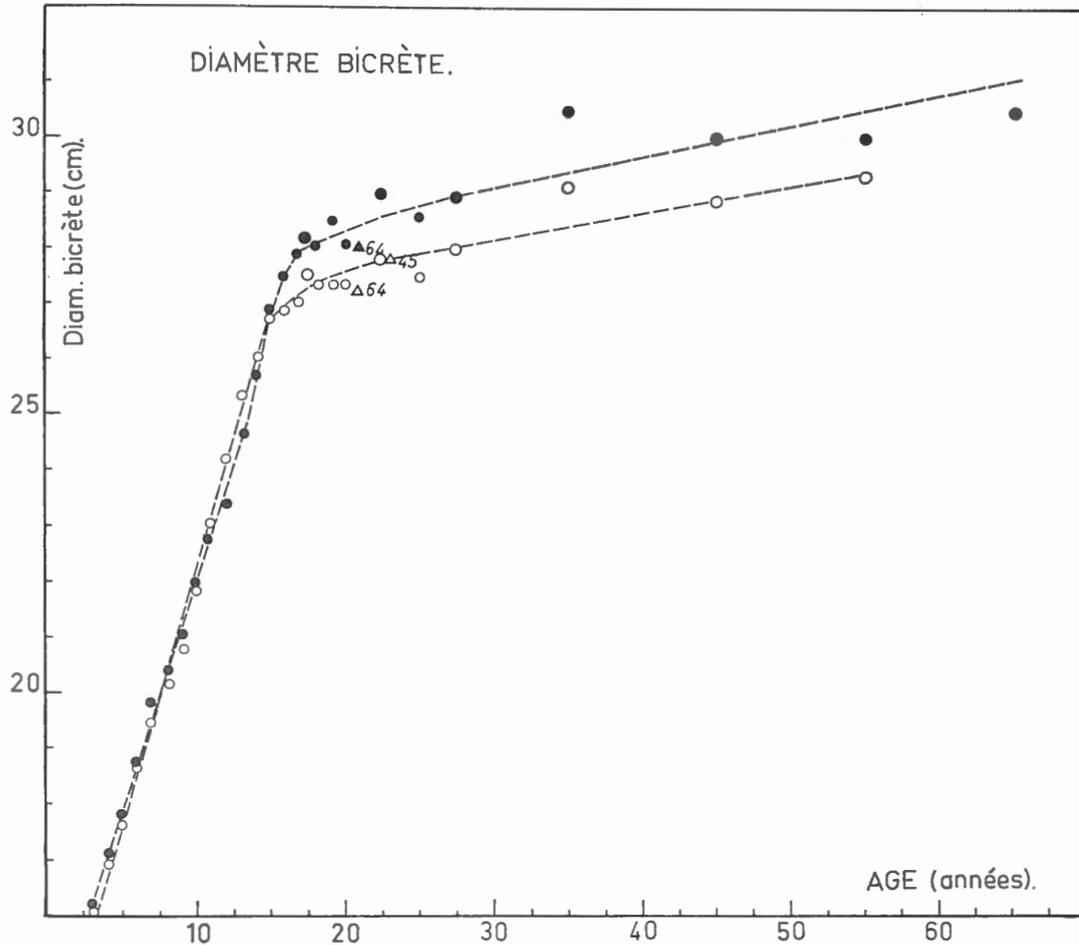


FIG. 7. — Changements du diamètre bicrète avec l'âge d'après les données fournies par des enquêtes transversales.

de diamètre bicrète entre 20 et 30 ans et entre 50 et 60 ans par la moyenne entre 20 et 30 (voir tabl. 6). Il nous semble que l'augmentation du diamètre bicrète est ainsi confirmée. Les cinq références montrent toutes une augmentation significative avec l'âge.

De la même manière, nous avons pu montrer que pratiquement aucune mesure ne reste stable au cours de l'âge adulte. Ainsi, le poids augmente nettement avec l'âge, la taille et les mesures longitudinales (taille sternale, taille assis, longueur du bras) diminuent avec l'âge, les segments plus petits ne diminuent pas significativement (longueur de l'humérus et du doigt médian), le diamètre bitrochantérien suit la même évolution que le diamètre bicrète, à savoir une augmentation très significative avec l'âge, la plupart des périmètres augmentent également (ceux du bras étendu et fléchi, du poignet, du cou). Les dimensions céphaliques sont tout aussi

TABLEAU 5. — Changements du diamètre biacromial (données exprimées en %).

Populations (enquêtes transversales)	20 ans	30 ans	40 ans	50 ans	60 ans	70 ans	80 ans
Hommes :							
Allemands (SALLER, 1931)	0	+0,5	..	+0,2	..
Belges (SUSANNE)	0	..	+1,1	..	-2,1
Danois (SALLER, 1930)	0	+1,8	..	-2,2	..
Français (MARQUER et CHAMLA, 1961) ...	0	..	-1,3	-6,2	..
Français (PAROT, 1961)	0	..	+1,4	-8,3	..
Irlandais (HOOTON et DUPERTUIS, 1951) .	0	..	+0,6	-3,3	..
Indiens Paracho (LASKER, 1953)	0	..	-0,4	-1,3
Femmes :							
Allemandes (SALLER, 1931)	0	+0,5	..	-2,2	..
Belges (SUSANNE)	0	+1,0
Danoises (SALLER, 1930)	0	+1,4	..	-3,9	..
Françaises (PAROT, 1961)	0	-0,5	..	-11,1	..
Indiennes Paracho (LASKER, 1953)	0	+1,1

N.B. — Les pourcentages soulignés indiquent que le changement observé est significatif.

TABLEAU 6. — Pourcentage de variation du diamètre bicrête entre 20 et 30 ans, d'une part, et 50 et 60 ans, d'autre part.

Populations (enquêtes transversales)	Pourcentage	Différence significative au niveau de
Hommes :		
Belges (SUSANNE)	+ 3,0	0,005
Français (MARQUER et CHAMLA, 1961) ...	+ 3,6	0,0005
Français (PAROT, 1961)	+ 4,4	0,0005
Femmes :		
Belges (SUSANNE)	+ 5,2	0,0005
Françaises (PAROT, 1961)	+10,9	0,005

variables, à l'exclusion de la longueur de la tête cependant. Les largeurs faciales (largeur bizygomatique, largeur bigoniaque) augmentent très significativement, ainsi d'ailleurs que la largeur de la tête. Les longueurs faciales augmentent également nettement avec l'âge (hauteur physionomique, hauteur nasion-menton, hauteur nasion-stomion, hauteur du nez) alors que la hauteur de la tête suit l'évolution des mesures longitudinales corporelles, à savoir une diminution

avec l'âge. Les mensurations de l'oreille, la largeur du nez et la largeur de la bouche augmentent très nettement avec l'âge; la hauteur des lèvres subit pour sa part une diminution des plus spectaculaires.

Nous avons pu traiter ces mêmes résultats de manière à montrer l'existence d'une évolution régulière des caractères avec l'âge des individus.

Dans ce but, nous avons calculé les corrélations entre la mesure absolue d'un caractère et l'âge du sujet mesuré : nous avons effectué ces corrélations pour les deux sexes.

Les tableaux 7 et 8 donnent ces coefficients et indiquent s'ils sont significatifs ou pas. Ces coefficients sont donc toujours significatifs sauf pour le périmètre du mollet, la longueur du doigt médian, la longueur de l'humérus, la longueur de la tête, les largeurs frontale et bipalpébrales, la profondeur du nez.

De cette manière, nous montrons donc que la plupart des caractères varient significativement avec l'âge et que cette variation est régulière depuis les âges post-pubertaires jusqu'au-delà de 55 ans.

Remarquons que la hauteur physionomique augmente très significativement avec l'âge mais chez les garçons seulement; ce phénomène peut s'expliquer par l'augmentation du nombre de calvities frontales chez les individus masculins de classe d'âge élevé. La hauteur physionomique est, en effet, la distance trichion-gnathion; or, le trichion est le point situé à l'intersection de la ligne de symétrie bilatérale du front et de la tangente à la limite antérieure du cuir chevelu et est difficile à déterminer en cas de chute des cheveux : nous aurions donc fait ici une erreur systématique de cette mensuration dans les cas de chute de cheveux.

4.2. Variations liées à l'évolution séculaire et liées aux changements individuels dus à la sénescence : étude des variations de la taille.

Nous n'avons envisagé jusqu'ici que les différences globales des mensurations observées entre différentes classes d'âge, soit par l'étude des différences existant entre les moyennes des différentes classes d'âge, soit par l'étude des corrélations entre la mensuration et l'âge du sujet mesuré.

Pour la taille (SUSANNE, 1968), nous avons pu décomposer cette variation en une partie liée à l'évolution séculaire et une partie liée aux changements individuels dus à la sénescence.

Ce travail se basait pour l'évolution séculaire sur des chiffres de MARTIN (1955), qui donnent des moyennes de taille de miliciens de 20 ans de différentes levées : ces chiffres sont donc relatifs à des individus appartenant toujours à la même classe d'âge mais mesurés à des époques différentes.

Ils nous permettent donc d'avoir une mesure de l'évolution séculaire. Nous ne possédons de tels renseignements que pour la stature, et donc aucune autre donnée relative à des mesures faciales, par exemple.

Une mesure précise de l'évolution séculaire relative à ces caractères n'est donc pas possible.

Nous avons pu étudier, d'autre part, l'évolution liée aux changements individuels dus à la sénescence à partir d'un échantillon d'une quarantaine de sujets mesurés deux fois à 22 ans d'intervalle. Il s'agit de membres du personnel technique de l'Institut royal des Sciences naturelles mesurés en 1945 par F. TWIESELMANN et que nous avons mesurés une seconde fois en 1967.

Nous avons montré que pour la taille, à l'âge de 45 à 73 ans, la moyenne de la différence de taille (mesurée à 22 ans d'intervalle) estimée à partir de la droite de régression des différences de taille sur l'âge des individus est de 0. On peut donc dire que la diminution de taille ne se marque en moyenne que chez les individus de plus de 45 ans.

TABLEAU 7. — Corrélation des valeurs absolues des mensurations avec l'âge des sujets.

Mensurations	Ech. pères, fils aînés		Ech. mères, filles aînées	
	Nombre de sujets	Corrélation	Nombre de sujets	Corrélation
Poids	223	0,24 S(*)	235	0,36 S
Taille	224	-0,26 S	234	-0,23 S
Taille sternale	224	-0,16 S	233	-0,16 S
Taille assis	222	-0,28 S	234	-0,18 S
Longueur du bras	224	-0,12 NS	235	-0,14 S
Longueur de l'humérus	223	-0,08 NS	235	-0,08 NS
Longueur du radius	224	-0,18 S	234	-0,23 S
Longueur du doigt médian	223	-0,06 NS	235	0,06 NS
Diamètre biacromial	224	0,04 NS	234	0,23 S
Diamètre bicrète	224	0,34 S	235	0,41 S
Diamètre bitrochantérien	223	0,30 S	234	0,36 S
Périmètre du bras étendu	224	0,31 S	235	0,43 S
Périmètre du bras fléchi	224	0,28 S	235	0,42 S
Périmètre du poignet	223	0,21 S	234	0,34 S
Périmètre de la cheville	221	-0,04 NS	233	0,21 S
Périmètre du mollet	223	-0,004 NS	234	0,06 NS
Périmètre du cou	223	0,32 S	235	0,40 S

(*) S : significatif au niveau de 0,05.
NS : non significatif.

TABLEAU 8. — Corrélation des valeurs absolues des mensurations avec l'âge des sujets.

Mensurations	Ech. pères, fils aînés		Ech. mères, filles aînées	
	Nombre de sujets	Corrélation	Nombre de sujets	Corrélation
Longueur de la tête	224	0,06 NS (*)	235	-0,01 NS
Largeur de la tête	224	0,22 S	235	0,26 S
Largeur frontale	223	0,07 NS	234	0,12 NS
Largeur bizygomatique	224	0,37 S	235	0,34 S
Largeur bigoniaque	223	0,25 S	234	0,20 S
Hauteur physionomique	224	0,26 S	235	0,06 NS
Hauteur nasion-menton	224	0,15 S	235	0,14 S
Hauteur nasion-stomion	224	0,31 S	235	0,29 S
Hauteur du nez	224	0,22 S	235	0,25 S
Largeur bipalpébrale interne	224	0,11 NS	235	0,09 NS
Largeur bipalpébrale externe	223	-0,03 NS	234	-0,08 NS
Largeur interpupillaire	224	0,26 S	235	0,14 S
Hauteur des lèvres	224	-0,62 S	235	-0,52 S
Largeur de la bouche	223	0,34 S	235	0,35 S
Hauteur de l'oreille	224	0,51 S	235	0,48 S
Largeur de l'oreille	224	0,40 S	235	0,30 S
Hauteur de la tête	220	-0,32 S	231	-0,19 S
Profondeur du nez	222	0,13 NS	234	0,10 NS
Largeur du nez	224	0,22 S	235	0,22 S

(*) S : significatif au niveau de 0,05.
NS : non significatif.

Nous avons alors calculé pour des intervalles déterminés la différence de taille liée à l'évolution séculaire d'après les données de L. MARTIN (1955); nous avons également déterminé les changements dus à la sénescence, estimés en moyenne à partir de la droite de régression des différences de taille sur l'âge des individus. Ces différences ont été établies pour deux intervalles : un de 10 ans, correspondant aux sujets âgés de 45 à 55 ans; un de 20 ans, correspondant aux sujets âgés de 45 à 65 ans. Les deux sources de variation ont alors été comparées aux différences fournies par notre enquête transversale.

	Intervalle compris entre	
	45 et 55 ans	45 et 65 ans
Changements dus à l'évolution séculaire	1,24	2,48
Changements dus à la sénescence	0,83	1,66
Variation totale	2,07	4,14
Différence observée dans l'enquête transversale	2,23	4,15

Ces résultats concordent de manière tout à fait satisfaisante et nous pouvons donc affirmer que la diminution de taille liée à l'évolution séculaire est plus grande que celle liée aux changements individuels dus à la sénescence. Nous estimons le rapport de la diminution de taille liée aux effets de sénescence à celle liée à l'évolution séculaire à $2/3 \sim \left(\frac{0,83}{1,24} \sim \frac{1,66}{2,48} \right)$.

4.3. Changements individuels dus à la sénescence des mensurations biométriques.

Si nous ne possédons pas de mesures possibles de l'évolution séculaire d'autres mesures que de la taille, nous avons pu cependant étudier l'évolution liée aux changements individuels dus à la sénescence sur l'échantillon de quarante et un membres du personnel technique de l'I.R.S.N.B. mesurés deux fois successivement en 1945 et en 1967. Cette étude est illustrée par les figures 8 à 26 où chaque sujet est représenté par un point dont l'abscisse est l'âge du sujet en 1967 et l'ordonnée la différence observée entre les deux mesures (mesure 1967 — mesure 1945).

La figure 8 illustre les résultats relatifs à la taille : la droite de régression des différences de taille sur l'âge des individus a été dessinée et montre que la diminution de la taille ne se marque en moyenne que chez les individus de plus de 45 ans. Les figures 9 à 11 illustrent le fait que les différents segments de taille (taille assis, taille xyphoïdienne, taille sternale) subissent la même diminution individuelle due à la sénescence que la taille elle-même. Cependant, la corrélation de l'âge et de la différence observée entre les deux mesures successives n'est significative que pour la taille sternale. Les comportements individuels vis-à-vis d'une éventuelle diminution de la taille avec l'âge, tels qu'ils sont représentés aux figures 9 à 11, peuvent être très différents : à 60 ans, par exemple, certains individus n'ont pas changé de taille.

Les mesures de membres et de leurs segments ne varient pas avec l'âge : les figures 12 à 15 montrent, en effet, uniquement quelques fluctuations autour du 0 pour respectivement la longueur du bras, la longueur du radius, la longueur de l'humérus et la longueur du tibia. Aucune des corrélations différences-âge n'est en effet significative. Pour la longueur de l'humérus et du radius, nous avons représenté uniquement la moyenne des différences (environ 0,25 cm); pour la longueur du tibia et la longueur du bras, cette différence est égale à environ 0. Si, dans certains échantillons, des différences globales sont observées entre classes d'âge successives pour ces caractères, ces différences peuvent être attribuées beaucoup plus à l'évolution séculaire qu'à d'éventuels changements liés à la sénescence. Ainsi, les coefficients de corrélation caractère-âge (voir tabl. 7) relatifs aux longueurs du bras et du radius sont significatifs : ils peuvent s'expliquer à notre avis par une évolution séculaire de ces caractères.

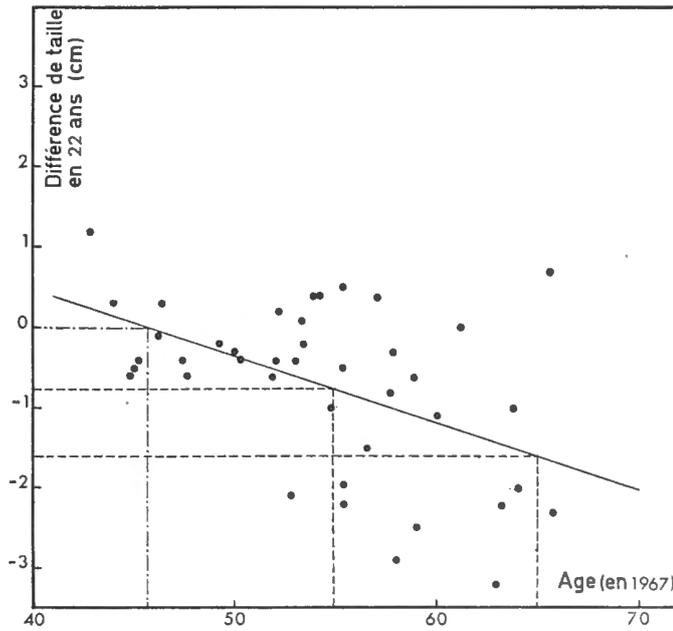


FIG. 8 (tirée de CH. SUSANNE, 1968).

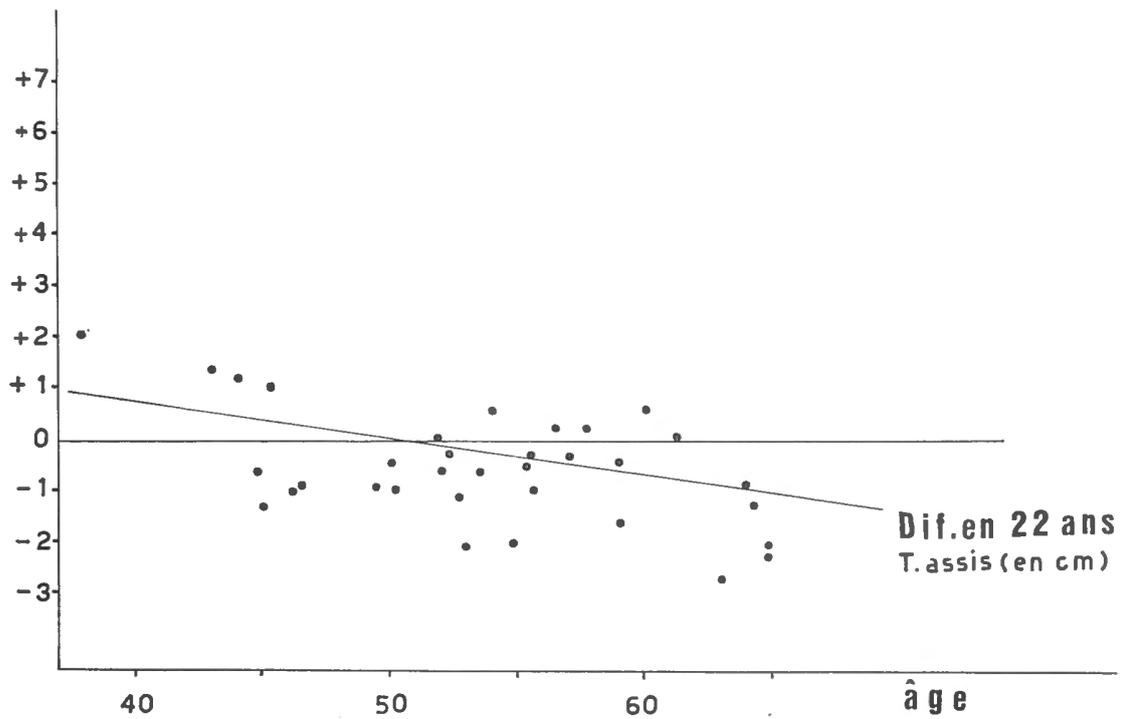


FIG. 9. — Différence de la taille assis de sujets examinés à 22 ans d'intervalle. L'âge est celui des individus en 1967.

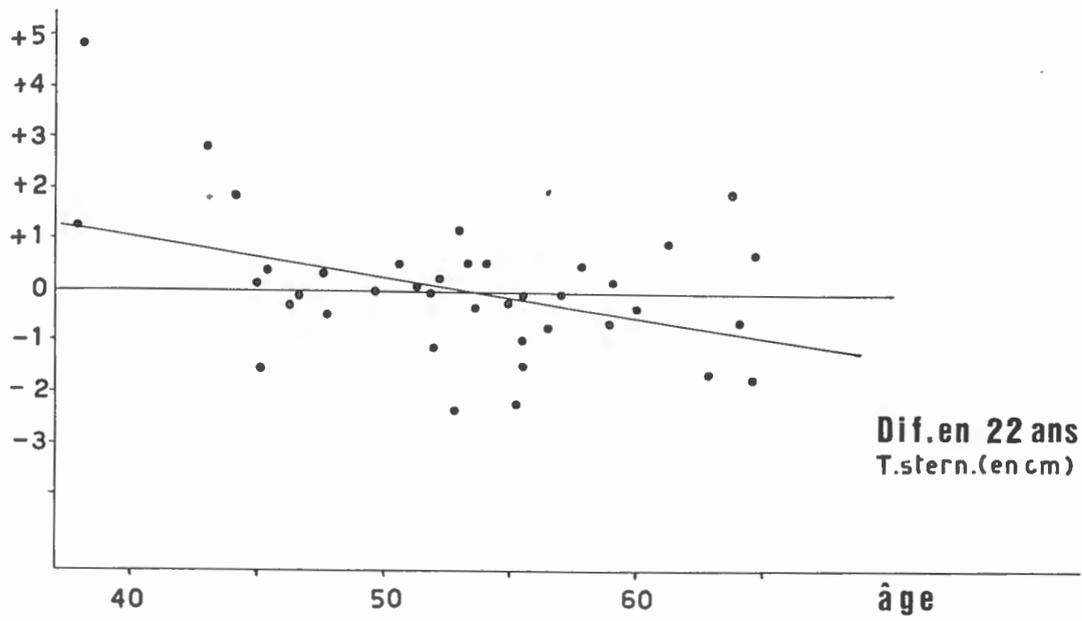


FIG. 10. — Différence de taille sternale de sujets examinés à 22 ans d'intervalle.
L'âge est celui des individus en 1967.

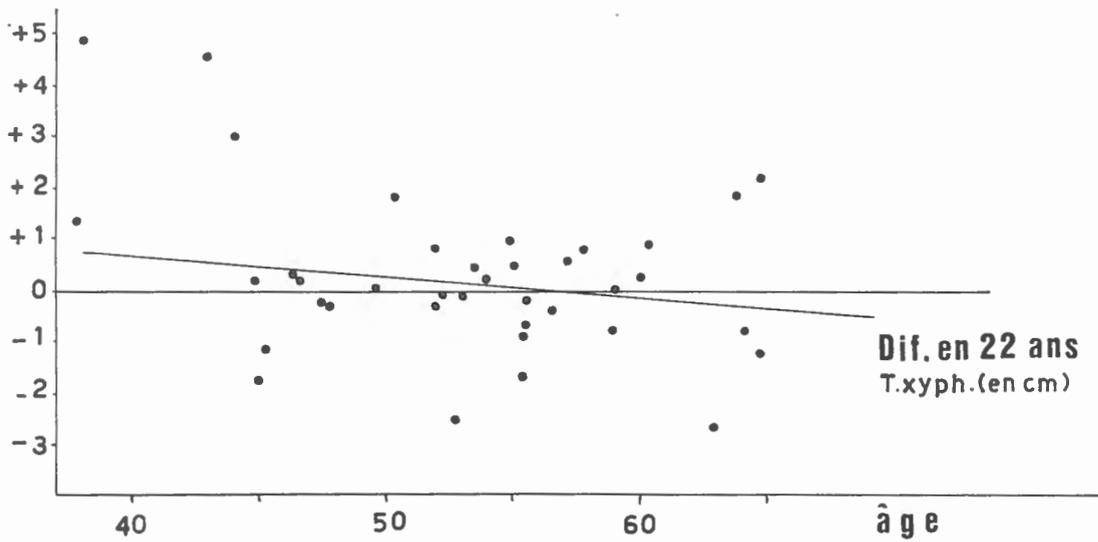


FIG. 11. — Différence de la taille xyphoïdienne de sujets examinés à 22 ans d'intervalle.
L'âge est celui des individus en 1967.

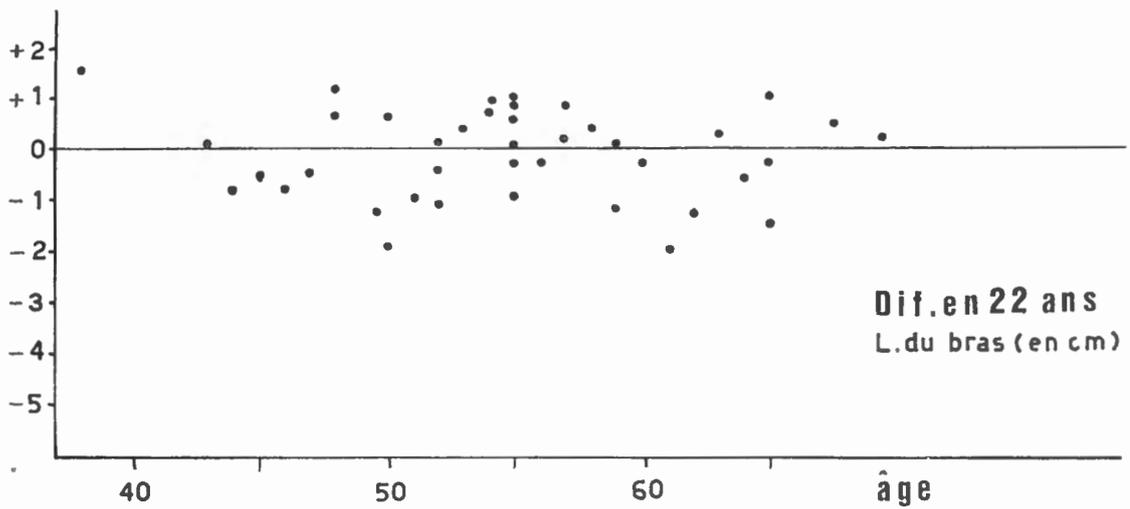


FIG. 12. — Différence de la longueur du bras de sujets examinés à 22 ans d'intervalle.
L'âge est celui des individus en 1967.

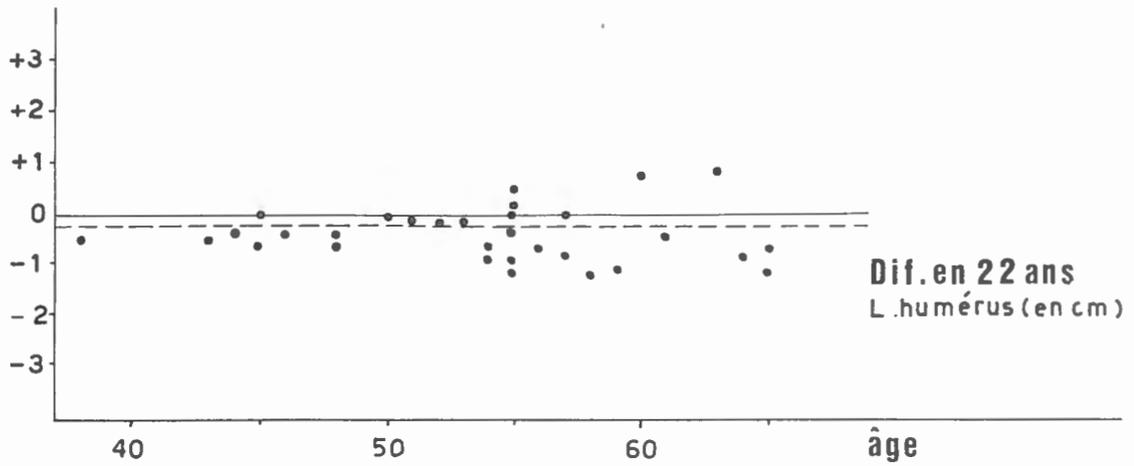


FIG. 13. — Différence de la longueur de l'humérus de sujets examinés à 22 ans d'intervalle.
L'âge est celui des individus en 1967.

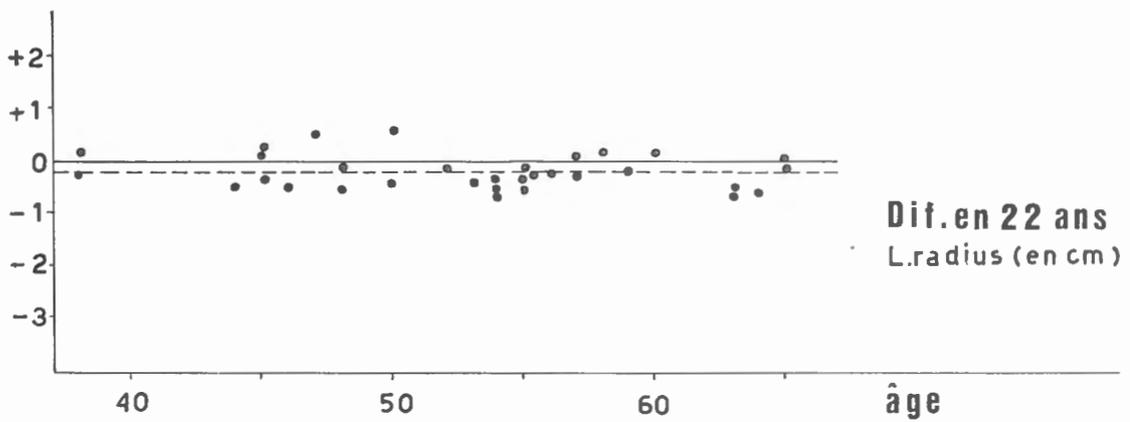


FIG. 14. — Différence de la longueur du radius de sujets examinés à 22 ans d'intervalle.
L'âge est celui des individus en 1967.

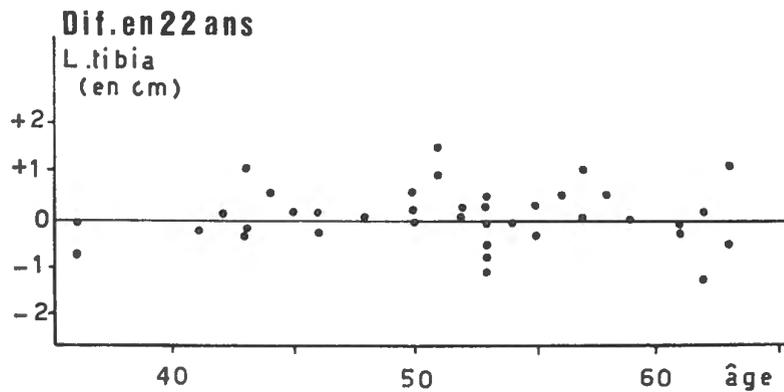


FIG. 15. — Différence de la longueur du tibia de sujets examinés à 22 ans d'intervalle.
L'âge est celui des individus en 1967.

La figure 16 illustre l'augmentation très nette du poids mesuré à 22 ans d'intervalle; ces augmentations sont très variables d'un individu à l'autre et ne sont pas corrélées à l'âge du sujet en 1967. En 22 ans, le poids a augmenté en moyenne et pour tous les âges de 8,75 kg.

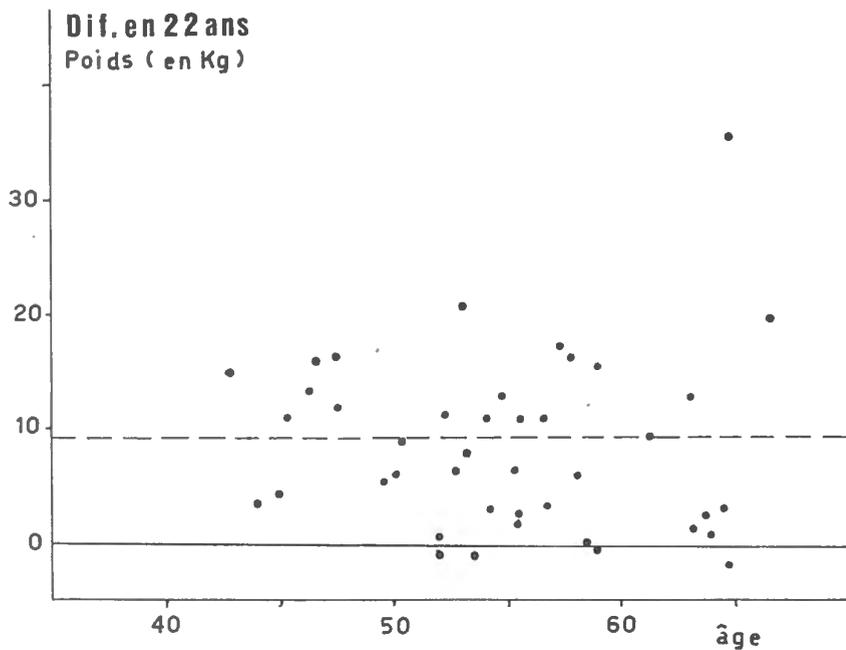


FIG. 16. — Différence du poids de sujets examinés à 22 ans d'intervalle.
L'âge est celui des individus en 1967.

La figure 17 témoigne nettement d'une augmentation naturellement variable d'un individu à l'autre mais, malgré tout, très grande du diamètre bicrète. Cette augmentation n'est pas corrélée à l'âge des individus en 1967. On observe une augmentation individuelle du diamètre bicrète avec l'âge : cette augmentation étant du même ordre de grandeur quel que soit l'âge du sujet adulte.

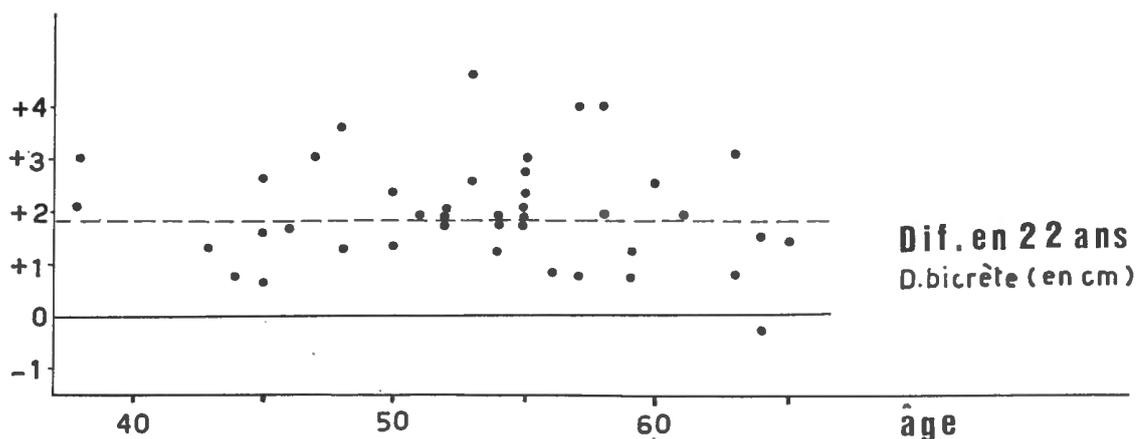


FIG. 17. — Différence du diamètre bicrète de sujets examinés à 22 ans d'intervalle.
L'âge est celui des individus en 1967.

La figure 18 montre que le diamètre biacromial, comme nous l'avait fait suggérer l'étude de ce même diamètre dans l'enquête transversale, subit des modifications individuelles assez complexes. En moyenne, une augmentation du diamètre biacromial s'observe très nettement jusqu'à 50 ans, puis au-delà de cet âge une diminution du diamètre biacromial se marque de plus en plus lorsque l'âge des individus augmente. Une droite de régression ne peut dans ce cas être ajustée, les modifications dues à la sénescence étant ici non linéaires.

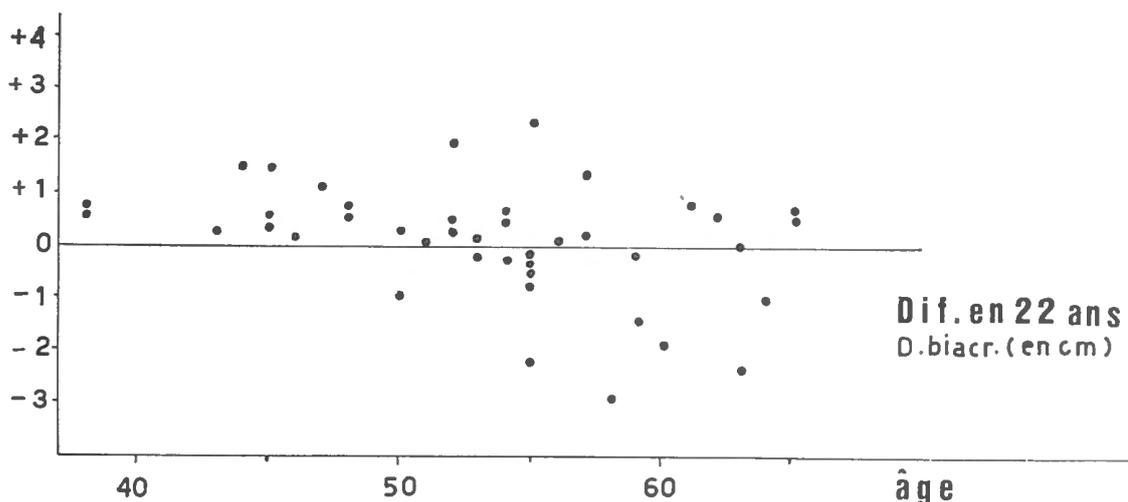


FIG. 18. — Différence du diamètre biacromial de sujets examinés à 22 ans d'intervalle.
L'âge est celui des individus en 1967.

La figure 19 illustre les changements individuels dus à l'âge du périmètre du bras étendu. Le même genre d'évolution que celle du diamètre biacromial s'observe ici avec la différence cependant d'une beaucoup plus grande variation individuelle du phénomène : les comportements individuels vis-à-vis d'une éventuelle diminution (ou augmentation) du périmètre du bras sous l'influence évidente du milieu peuvent être très différents. En moyenne,

l'augmentation observée du périmètre du bras étendu avec l'âge est très nette jusqu'à 50 ans; au-delà de cet âge, les comportements individuels sont beaucoup plus variables; on observe une tendance à la diminution du périmètre du bras après 50 ans.

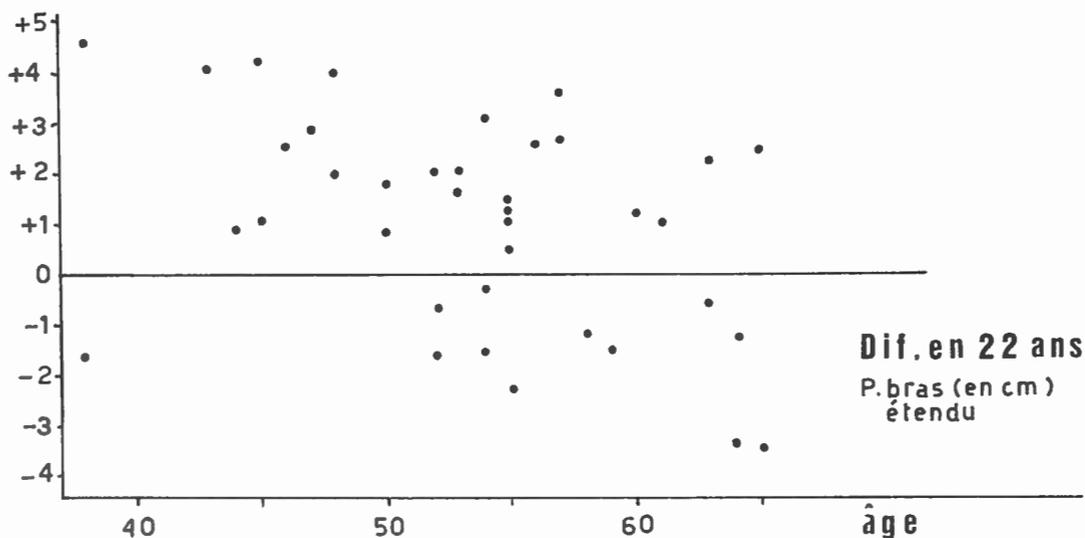


FIG. 19. — Différence du périmètre du bras étendu de sujets examinés à 22 ans d'intervalle. L'âge est celui des individus en 1967.

La longueur de la tête, comme le suggère la figure 20, semble se caractériser par une légère augmentation avec l'âge (en moyenne 2,83 mm).

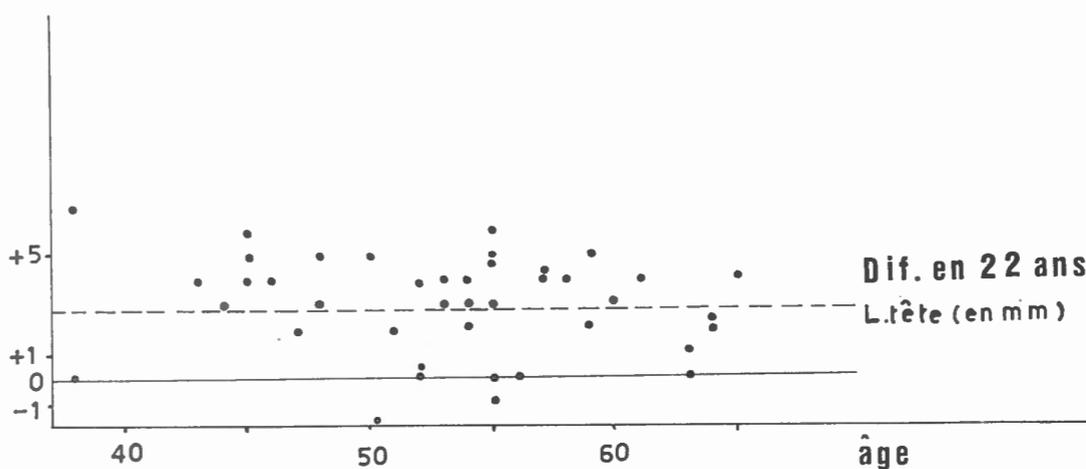


FIG. 20. — Différence de la longueur de la tête de sujets examinés à 22 ans d'intervalle. L'âge est celui des individus en 1967.

La largeur de la tête offre une augmentation avec l'âge beaucoup plus grande; ces augmentations individuelles sont illustrées par le graphique 21. Dans le cas de la longueur de la tête comme dans celui de la largeur de la tête, ces augmentations ne sont pas significativement corrélées à l'âge du sujet.

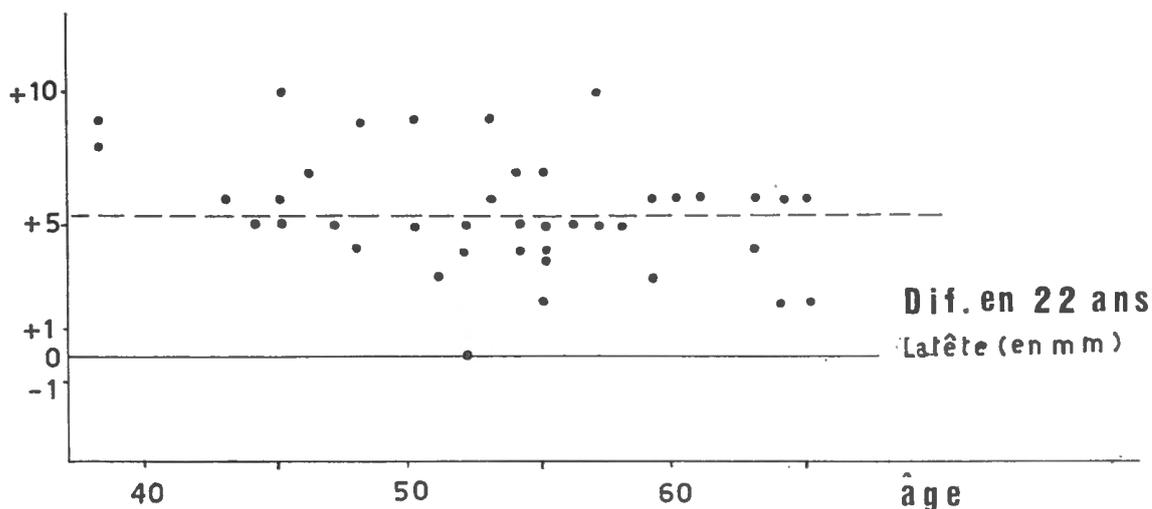


FIG. 21. — Différence de la largeur de la tête de sujets examinés à 22 ans d'intervalle.
L'âge est celui des individus en 1967.

La largeur du front n'offre à notre sens pas de variation avec l'âge, ce qui confirme les résultats de la corrélation de la largeur du front avec l'âge (voir tabl. 8). La figure 22 montre, cependant, de grandes fluctuations de part et d'autre de la ligne 0 (la moyenne de ces fluctuations est de $-0,04$ mm) : en fait, il s'agit ici de fluctuations dues selon toute vraisemblance à des erreurs de mesure. Cette mesure doit être prise entre les deux crêtes séparant le front et la tempe et n'est pas aisée.

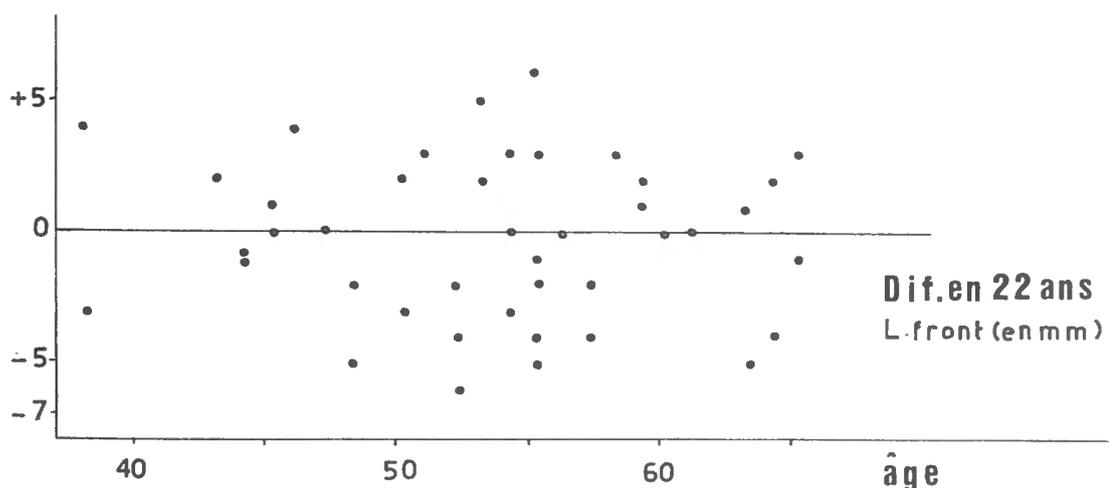


FIG. 22. — Différence de la largeur du front de sujets examinés à 22 ans d'intervalle.
L'âge est celui des individus en 1967.

La largeur bizygomatique augmente très nettement avec l'âge des individus : la figure 23 illustre clairement cette augmentation. L'augmentation moyenne est de 5 mm environ et n'est pas corrélée à l'âge du sujet.

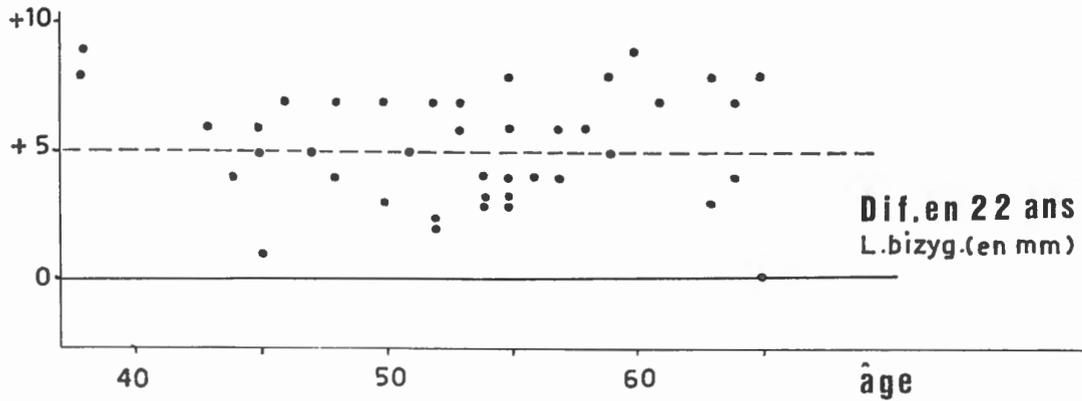


FIG. 23. — Différence de la largeur bizygomatique de sujets examinés à 22 ans d'intervalle.
L'âge est celui des individus en 1967.

La figure 24 montre l'augmentation individuelle de la hauteur du nez liée aux effets de la sénescence. Cette augmentation est très nette à tous les âges, mais est significativement corrélée à l'âge des sujets en 1967 : la droite de régression des différences sur l'âge des sujets illustre le fait que les augmentations individuelles sont moins grandes aux âges plus élevés.

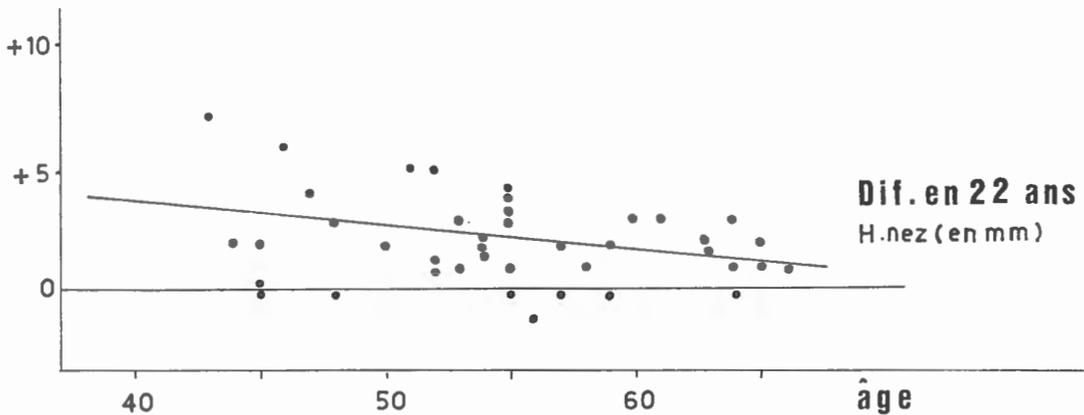


FIG. 24. — Différence de la hauteur du nez de sujets examinés à 22 ans d'intervalle.
L'âge est celui des individus en 1967.

La figure 25 témoigne de l'augmentation très nette également de la hauteur de l'oreille liée aux effets de la sénescence. Bien que la corrélation différences-âge soit non significative, elle montre malgré tout la tendance à une augmentation plus grande aux âges les plus élevés.

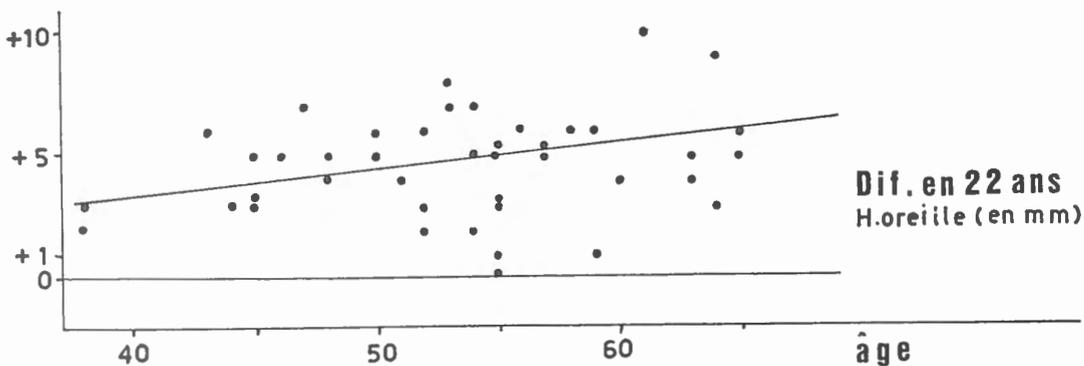


FIG. 25. — Différence de la hauteur de l'oreille de sujets examinés à 22 ans d'intervalle.
L'âge est celui des individus en 1967.

La diminution de la hauteur des lèvres illustrée par la figure 26 est également un phénomène très spectaculaire lié à l'évolution individuelle des mesures avec l'âge. La corrélation différence-âge n'est pas significative : elle suggère cependant une diminution plus conséquente aux âges élevés.

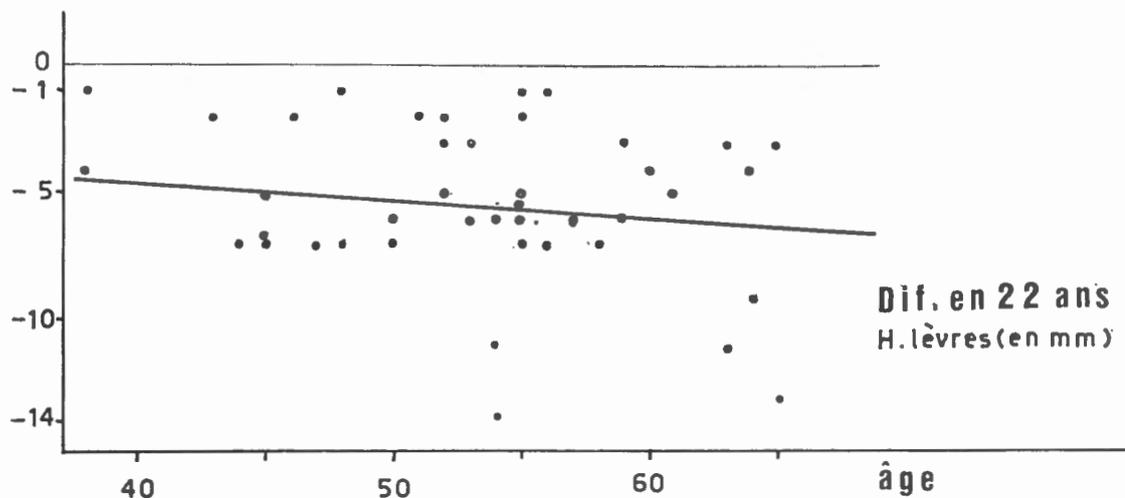


FIG. 26. — Différence de la hauteur des lèvres de sujets examinés à 22 ans d'intervalle. L'âge est celui des individus en 1967.

En résumé, des effets dus à la sénescence influencent très nettement toutes les mensurations, à part les longueurs de segment de membre (longueur du tibia, de l'humérus, du radius et aussi de la longueur du bras).

5. CARACTÈRES MÉSOLABILES OU MÉSOSTABLES.

Le rôle des effets du milieu est difficile à estimer. Ces effets ne sont certes pas négligeables : les figures 5 et 6 permettent de juger des différences observées entre les moyennes de mesures anthropométriques relatives à des échantillons de niveau social différent.

Dans la figure 5 relative à la taille, l'échantillon de Pro Juventute ébauche une courbe de croissance parallèle à celle des enfants des écoles de la ville de Bruxelles; les moyennes de taille sont cependant nettement plus petites, ce qui peut s'expliquer par les conditions de vie précaire des enfants recueillis par les homes Pro Juventute pendant la guerre. De même, la situation sociale plus basse des membres du personnel technique de l'I.R.S.N.B. explique la taille nettement plus petite observée dans cet échantillon.

De même, dans la figure 6 relative à l'évolution du diamètre biacromial, nous noterons les influences de milieu très nettes se marquant sur l'échantillon des pensionnaires des homes de Pro Juventute, sur l'échantillon des membres du personnel technique de l'Institut royal des Sciences naturelles de Belgique, mais aussi sur les étudiants de l'Université Libre de Bruxelles mesurés en 1942 et 1945 et ayant donc subi les effets des mauvaises conditions de vie de la période de guerre. Ce dernier fait, qui n'avait pas été observé pour la taille, montre combien le diamètre biacromial est mésolabile, c'est-à-dire sensible aux effets du milieu.

Nous pourrions compléter ces quelques lignes relatives aux effets du milieu sur les manifestations phénotypiques des mesures en disant que pour les caractères suivants, les enfants des homes de Pro Juventute et les membres du personnel technique de l'I.R.S.N.B. ont également

des mensurations inférieures à celles des enfants des écoles de la ville de Bruxelles et à celles de notre échantillon : les segments de taille, le périmètre du bras étendu, la longueur et la largeur de la tête, la largeur du front, la largeur bizygomatique et la hauteur du nez.

Ces effets du milieu sont confirmés par les études traitant des effets de la guerre en France, au Japon, en Allemagne, en URSS et en Belgique (ACHESON, 1960) : des enfants pauvrement nourris grandissent moins vite et atteignent des mensurations adultes plus basses que des enfants bien nourris.

TWIESELNANN, F. (1949) étudie la croissance relative de différentes mensurations par rapport à la taille, à partir des échantillons d'enfants des homes de Pro Juventute (1942), des membres du personnel technique de l'Institut royal des Sciences naturelles (1945) et d'étudiants de l'Université Libre de Bruxelles (1942 et 1945). L'auteur distingue des proportions mésostables pour lesquelles une loi de croissance relative permet de prévoir ces proportions pour tous les groupes sociaux et des proportions mésolabiles pour lesquelles une loi ne peut être dégagée. Comme proportions mésostables, indifférentes aux effets des différences mésologiques existant entre les différents échantillons, citons les proportions des segments de taille, des longueurs de membres et de leurs segments, des diamètres transversaux du bassin par rapport à la taille. Comme proportions mésolabiles, fortement influencées par les variations de conditions du milieu, citons des proportions du poids, des périmètres de la racine des membres, du diamètre biacromial et des dimensions thoraciques par rapport à la taille.

E. — HÉRÉDITÉ DES CARACTÈRES MESURABLES.

1. THÉORIE.

Dans ce chapitre, nous voudrions décrire brièvement les méthodes utilisées dans cette étude.

1.1. Valeurs normées (ou écarts réduits).

On appelle variable normée (y) :

$$y_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s_x},$$

où \bar{x} est la moyenne des variables x_i et s_x l'écart-type de ces variables.

On a :

$$\sum \frac{y_i}{n} = \bar{y} = \sum \left(\frac{x_i - \bar{x}}{s_x} \right) / n = \frac{\Sigma(x_i - \bar{x})}{n s_x} = 0,$$

étant donné que la somme des écarts à la moyenne est nulle.

On a également :

$$\begin{aligned} s_y^2 &= \sum \left(\frac{y_i - \bar{y}}{s_x} \right)^2 / n = \sum \left(\frac{y_i}{s_x} \right)^2 / n \\ &= \frac{1}{s_x^2} \cdot \sum \left(\frac{x_i - \bar{x}}{s_x} \right)^2 / n = \frac{1}{s_x^2} \cdot s_x^2 = 1. \end{aligned}$$

On a donc pour l'écart réduit : $\bar{y} = 0$ et $s_y = 1$.

1.2. Coefficients de corrélation.

On dit que deux mesures sont corrélées lorsque la connaissance de l'une fournit une certaine information sur la grandeur de l'autre : les deux mesures sont donc liées. La force de ce lien est définie par un paramètre statistique, le coefficient de corrélation r :

$$r = \frac{\Sigma(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{n s_x s_y}$$

où \bar{x} et \bar{y} sont les moyennes des deux variables x_i et y_i , et n le nombre de couples de mesures.

La covariance est définie comme

$$\text{cov.}_{(x,y)} = \frac{\Sigma(x - \bar{x})(y - \bar{y})}{n}$$

On a donc :

$$r_{(x,y)} = \frac{\text{cov.}_{(x,y)}}{s_x s_y}.$$

Le coefficient de corrélation peut varier de $+1$ à -1 . Lorsqu'il est nul, il n'y a pas de corrélation entre les deux variables, c'est-à-dire que la connaissance d'une des variables n'apporte aucune information sur la valeur de l'autre.

Pour $r = 1$ ou $r = -1$, on a une corrélation parfaite entre les deux variables, c'est-à-dire une relation linéaire telle qu'à une valeur d'une des variables correspond une seule valeur de l'autre variable.

1.3. Transformation de la corrélation : paramètre z .

Pour tout paramètre statistique, il importe de déterminer l'intervalle de confiance, donc de connaître les limites de sécurité du paramètre : il en est de même du coefficient de corrélation. Celui-ci n'est cependant pas distribué normalement, surtout dans le cas de petits échantillons; on passe alors par le paramètre z dont la distribution est normale.

$$z = \frac{1}{2} \log_e \frac{1+r}{1-r} \text{ avec une erreur standard de } \frac{1}{\sqrt{n-3}}.$$

Il suffit donc de transformer r en z , de calculer les limites de sécurité du paramètre z et de retransformer ces valeurs de z en valeurs de r .

1.4. Ellipses.

Nous avons respecté la méthode décrite par DEFRISE (1955) dans le calcul des ellipses équiprobables. Lorsque la répartition des deux mensurations est bivariée normale, les ellipses équiprobables figurent la distribution de deux mensurations; tous les points d'une ellipse ont la même fréquence (d'où le nom d'ellipses équiprobables). Une fois dessinées, ces ellipses permettent de retrouver les principaux paramètres biométriques : les moyennes, les déviations standard, les coefficients de corrélation et les droites de régression. Pour tracer les ellipses, il suffit de déterminer les extrémités des axes et d'utiliser alors un ellipsographe.

1.5. Analyse de la variance.

L'ensemble des mensurations y au sein des différentes fratries peut être représentée par le tableau suivant :

		Numéro d'ordre de la famille		
		1	i	l
Rang dans la fratrie	1	y_{11}	y_{i1}	y_{l1}
	j	y_{1j}	y_{ij}	y_{lj}
	n_i	y_{1n_i}	y_{in_i}	y_{ln_i}

Le nombre total d'enfants est alors de

$$\sum_{i=1}^l n_i = N.$$

L'ensemble des mesures du caractère présente une variation totale calculée par :

somme totale des carrés
$$\sum_{i=1}^l \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}^2 - N\bar{y}^2$$

avec $N-1$ degrés de liberté.

On peut alors décomposer cette somme totale en deux composantes :

a) la variation observée entre les fratries, c'est-à-dire entre les moyennes de la mesure dans chaque fratrie, calculée par :

$$\text{somme des carrés entre fratries} \quad \sum_{i=1}^l n_i \bar{y}_i^2 - N\bar{y}^2 \quad (=A)$$

avec $l-1$ degrés de liberté;

b) la variation observée dans les fratries, c'est-à-dire entre les mensurations des frères et sœurs d'une même fratrie, calculée par :

$$\text{somme des carrés à l'intér. fratrie} \quad \sum_{i=1}^l \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}^2 - \sum_{i=1}^l n_i \bar{y}_i^2 \quad (=B)$$

avec $N-l$ degrés de liberté.

On peut s'attendre à ce que la variabilité observée à l'intérieur d'une fratrie soit plus petite que celle existant entre les fratries. Cette supériorité peut être testée par le quotient F des carrés moyens, à savoir les sommes des carrés envisagées plus haut divisées par le nombre de degrés de liberté correspondant

$$F = \frac{A}{l-1} / \frac{B}{N-l}$$

avec $l-1$ et $N-l$ degrés de liberté.

La même méthode peut être utilisée pour comparer la variance à l'intérieur de paires de jumeaux monozygotiques à la variance calculée à l'intérieur de paires de jumeaux dizygotiques.

Si X_{11} et X_{12} sont les mesures du premier couple de jumeaux, on a alors

$$V = \frac{\sum_{i=1}^l (x_{i1} - x_{i2})^2}{2l},$$

où l est le nombre de paires de jumeaux et aussi le nombre de degrés de liberté.

On a alors :

$$F = \frac{V_{DZ}}{V_{MZ}}.$$

Décomposition de la somme des carrés entre fratries.

Cette méthode a été décrite par FISHER et GRAY (1937). Sachant que les mensurations de l'enfant sont corrélées aux mesures de leurs parents, on peut admettre l'existence d'une équation telle qu'aux mesures d'un caractère chez ses parents corresponde une mesure moyenne de l'enfant. On peut ajuster une équation de régression multiple pour exprimer ce lien; l'équation choisie par les auteurs est

$$Y = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + b_3 x_1 x_2,$$

où x_1 et x_2 sont les mesures du caractère respectivement chez le père et la mère.

Un calcul approprié basé sur l'existence de cette équation de régression permet de décomposer la somme des carrés entre fratries en une somme des carrés relative à la régression proprement dite et en une somme des carrés résiduelle autour de la régression, à savoir la moyenne des carrés des écarts des sujets de la fratrie à la valeur prévue Y par l'équation de régression.

L'analyse du coefficient b_3 du terme en $x_1 x_2$ révélera la présence éventuelle d'un biais de dominance. On peut montrer, en effet, que, si les écarts à la moyenne des phénotypes des sujets AA, Aa, aa sont respectivement i, j, k le terme b_3 est positif lorsque $\frac{i+k}{2} > j$, c'est-à-dire lorsque l'hétérozygote est plus proche du phénotype récessif (dominance négative) et que le terme b_3 est négatif lorsque $\frac{i+k}{2} < j$, c'est-à-dire lorsque l'hétérozygote est plus proche du phénotype dominant (dominance positive). Les coefficients de régression partielle (b_0, b_1, b_2, b_3) sont calculés à partir de la matrice inverse de covariance :

$$\begin{array}{cccc} C_{00} & C_{10} & C_{20} & C_{30} , \\ C_{01} & C_{11} & C_{21} & C_{31} , \\ C_{01} & C_{12} & C_{22} & C_{32} , \\ C_{03} & C_{13} & C_{23} & C_{33} . \end{array}$$

Les coefficients b_k sont alors égaux à

$$\begin{aligned} b_k &= C_{0k} \sum_{i=1}^l \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij} + C_{1k} \sum_{i=1}^l x_{1i} \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij} \\ &+ C_{2k} \sum_{i=1}^l x_{2i} \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij} + C_{3k} \sum_{i=1}^l x_{1i} x_{2i} \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij} . \end{aligned}$$

La somme des carrés résiduelle autour de la régression, donc le terme déviation à la régression, est égale à la somme des carrés entre fratries diminuée de

$$b_0 \sum_{i=1}^l \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij} + b_1 \sum_{i=1}^l x_{1i} \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij} + b_2 \sum_{i=1}^l x_{2i} \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij} + b_3 \sum_{i=1}^l x_{1i} x_{2i} \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij} - \frac{\left(\sum_{i=1}^l \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij} \right)^2}{\sum_{i=1}^l n_i}$$

avec $l-4$ degrés de liberté.

La somme des carrés relative au terme en $x_1 x_2$ est égale à

$$\frac{b_3^2}{C_{33}} \quad (\text{avec } l \text{ degré de liberté}).$$

La somme des carrés relative à la régression proprement dit est égale à la somme des carrés entre fratries diminuée des deux sommes précédentes (celle de déviation à la régression et celle du terme en $x_1 x_2$).

La signification statistique des coefficients de régression partielle peut également être testée (le terme b_3 de dominance peut donc être testé); il en est de même naturellement de la somme des coefficients de régression paternelle et maternelle et de la différence de ces mêmes coefficients.

1.6. Coefficients de corrélation théoriques entre apparentés.

Nous avons admis dans cette étude de caractères à variation continue l'hypothèse des facteurs multiples. Elle consiste à expliquer la distribution gaussienne des caractères anthropologiques par l'existence d'une somme d'effets indépendants et de même ordre de grandeur. Ces effets étant ceux de tous les gènes pour lesquels l'hérédité mendélienne reste naturellement valable, tous ces effets semblables et petits s'additionnent, ainsi que les effets favorables ou défavorables du milieu que l'on suppose du même ordre de grandeur.

En cas d'absence de dominance et d'assortiment matrimonial, on peut démontrer que si p et q sont les fréquences dans la population des allèles A et a et que si A a la valeur 1 et a la valeur 0 :

moyenne des parents et des enfants	= 2 p
variance dans la population	= 2 pq
variance des parents moyens (moyenne des mesures des parents)	= pq
variance des enfants moyens (moyenne des mesures de la fratrie).	= pq .

Or

$$r = \frac{\text{COV}_{xy}}{s_x \cdot s_y} = \frac{\text{COV}_{xy}}{\sqrt{V_x \cdot V_y}};$$

on a alors :

	covariance	corrélation
parents moyens/enfants moyens	pq	1
parents moyens/enfants	pq	$\frac{1}{\sqrt{2}} = 0,71$
parents/enfants	pq	$\frac{1}{2} = 0,5$
enfant/enfant	pq	$\frac{1}{2} = 0,5$

Ces résultats peuvent se généraliser à k couples d'allèles, mais ils sont influencés par l'effet éventuel de l'assortiment matrimonial, de dominance, de gènes liés à X, d'effets de facteurs mésologiques.

1.6.1. Effet de l'assortiment matrimonial.

Soit un coefficient d'assortiment matrimonial r ; tout se passe comme si une fraction $r=c$ de la population pratiquait un assortiment matrimonial parfait, et comme si une fraction $1-c$ pratiquait des croisements panmictiques. On démontre alors que si A est de fréquence p et de valeur 1 et a de fréquence q et de valeur 0, la variance des enfants est $pq(2+c)$ et la covariance parents/enfants $pq(1+c)$.

La corrélation parents/enfants est alors de

$$r = \frac{1+c}{\sqrt{2(2+c)}}$$

avec

$$\frac{1}{2} \leq \frac{1+c}{\sqrt{2(2+c)}} \leq 0,83.$$

L'assortiment matrimonial augmente donc le coefficient de corrélation parents/enfants. On démontre aussi que la covariance enfants/enfants est de

$$pq(1+c).$$

La corrélation enfants/enfants serait alors de

$$r = \frac{1+c}{2+c},$$

avec donc

$$\frac{1}{2} \leq \frac{1+c}{2+c} \leq \frac{2}{3}.$$

1.6.2. Effet de la dominance.

Si p est la fréquence du gène dominant A et q la fréquence du gène récessif a et si les génotypes AA et Aa ont un phénotype valant 2 et le génotype aa un phénotype valant 0, on peut montrer que la

moyenne de la population	= 2	$(1-q^2)$
moyenne des valeurs moyennes de parents	= 2	$(1-q^2)$
variance de la population	= $4q^2$	$(1-q^2)$
variance des parents moyens	= $2q^2$	$(1-q^2)$
variance des enfants moyens	= pq^2	$(1+3q)$.

On a alors :

	covariance	corrélation
parents moyens/enfants moyens $4pq^3$	$\frac{4q}{\sqrt{[2(1+q)(1+3q)]}}$
parents moyens/enfants $4pq^3$	$\frac{q\sqrt{2}}{1+q}$
parents/enfants $4pq^3$	$\frac{q}{1+q}$

On a donc toujours, comme dans le cas de non-dominance,

$$r_{p. moy./enf. moy.} > r_{p. moy./enf.} > r_{parent/enfants}.$$

On a aussi :

	covariance	corrélation
enfant/enfant $pq^2(1+3q)$	$\frac{1+3q}{4(1+q)}$

Notons que dans le cas de dominance, on a :

$$r_{parent/enfants} \frac{q}{1+q} = \frac{4q}{4(1+q)} < r_{germains} \frac{1+3q}{4(1+q)},$$

sauf lorsque $q=1$ où en fait il n'y a pas d'allèles (la covariance étant nulle, on a dans ce cas $r=0$).

1.6.3. Effet de facteurs liés à X.

Les résultats suivants ont été démontrés par K. MATHER et J. L. JINKS (1963). Les auteurs considèrent deux allèles (A et a) d'un locus du chromosome X, dont les fréquences sont respectivement de u pour A et de v pour a ($=1-u$).

On a alors en utilisant les notations de MATHER :

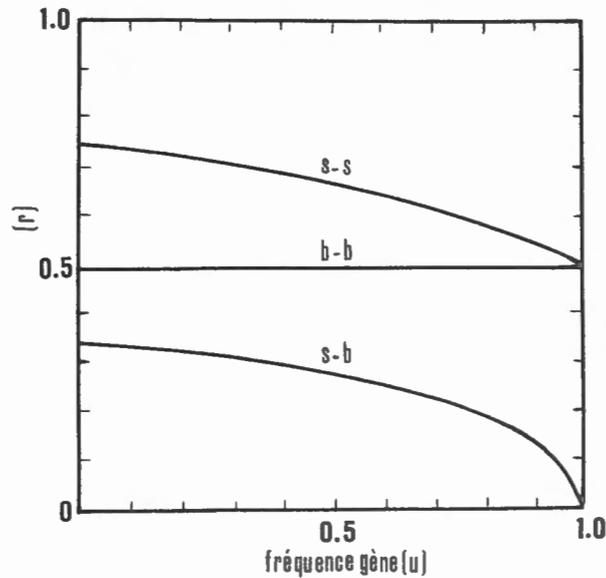
	Femmes			Hommes	
Génotype	AA	Aa	aa	A a
Phénotype	df	h	$-df$	dm $-dm$
Fréquence	u^2	$2uv$	v^2	u v

Les valeurs df et dm permettent de distinguer éventuellement une différence d'effets des gènes dans les deux sexes, et h permet de distinguer éventuellement un effet de dominance (en absence de dominance, $h=0$).

En absence de dominance, les auteurs démontrèrent alors que

$$r_{\text{sœurs}} = 0,75, \quad r_{\text{frères}} = 0,5, \quad r_{\text{frère/sœur}} = 0,35.$$

En cas de dominance complète, les corrélations entre germains varient en fonction de la fréquence u du gène dominant suivant le schéma ci-dessous :



Il est donc caractéristique qu'en cas de caractères liés à X, la corrélation sœur/sœur est plus grande que celle calculée entre frères et même supérieure à 0,5, mais la corrélation entre germains de sexes opposés est alors nettement plus petite.

Cette situation décrite par K. MATHER et J. L. JINKS (1963) est naturellement théorique : aux effets des allèles liés au chromosome X s'ajouteront les effets des gènes autosomes et les effets mésologiques.

On peut cependant supposer que ces derniers effets seront les mêmes pour les deux sexes, si bien qu'on aura toujours :

$$r_{\text{sœurs}} > r_{\text{frères}} > r_{\text{frère/sœur}}$$

A partir des mêmes données, nous avons pu calculer les quatre corrélations parents/enfants dans l'hypothèse de deux allèles liés au chromosome X et l'absence de dominance.

On a alors :

$$r_{\text{mère/fille}} \dots \dots \dots = 0,5,$$

$$r_{\text{mère/fils}} \dots \dots \dots = \frac{2}{\sqrt{8}} \sim 0,7,$$

$$r_{\text{père/fille}} \dots \dots \dots = \frac{2}{\sqrt{8}} \sim 0,7,$$

$$r_{\text{père/fils}} \dots \dots \dots = 0.$$

De cette manière on obtiendra toujours :

$$r_{\text{mère/fils}} \text{ et } r_{\text{père/fille}} > r_{\text{mère/fille}} \gg r_{\text{père/fils}}$$

1.6.4. Effets de facteurs du milieu.

Toutes les situations théoriques examinées ci-dessus peuvent être modifiées par des influences mésologiques.

Ces facteurs mésologiques font diminuer les ressemblances familiales; ils ne pourraient faire augmenter ces ressemblances qu'au cas où ils modifient les membres d'une même famille dans le même sens.

Remarquons encore que la nature de l'échantillon peut modifier les valeurs des coefficients de corrélation. En effet, lorsqu'un échantillon est contrasté, les corrélations entre apparentés peuvent être artificiellement augmentées, ce qui est le cas dans un échantillon des populations hétérogènes (tel, par exemple, qu'un échantillon de l'armée américaine). Ceci n'est pas le cas lorsque l'échantillon est issu d'un milieu homogène : le coefficient de corrélation observé reflète alors de façon plus fidèle la nature génétique du caractère étudié.

2. REVUE DE LA LITTÉRATURE.

2.1. Le développement.

2.1.1. Étude chez les jumeaux.

La meilleure manière de montrer l'hérédité dans le développement somatique est de comparer les courbes de croissance individuelle de jumeaux monozygotiques et les courbes de croissance de jumeaux dizygotiques.

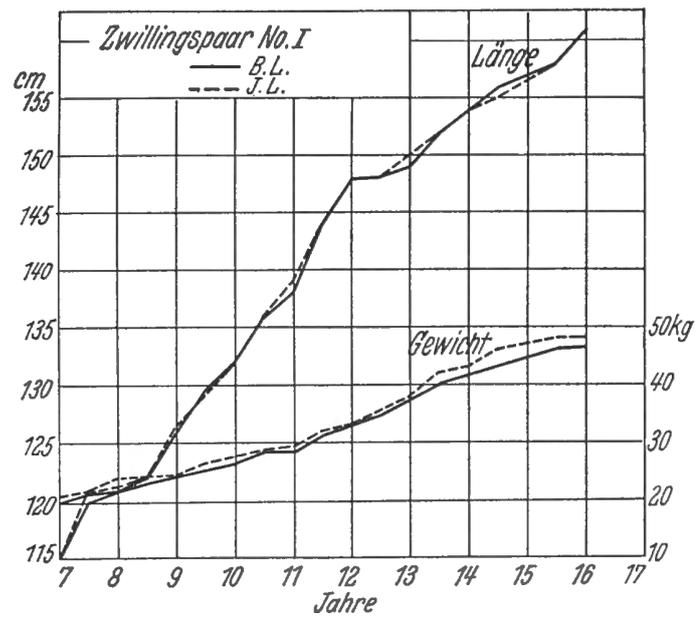
De telles études sont rares.

Nous publions ci-contre des figures publiées par STENBORG (1938) et relatives à la croissance du poids et de la taille d'une paire de jumeaux monozygotiques et d'une paire de jumeaux dizygotiques. De cette figure 27, il ressort nettement une similitude plus grande de la croissance de la paire monozygotique que de celle dizygotique. VANDENBERG et FALKNER (1965) analysent les mesures prises de 1 mois à 4 ans de 29 paires de jumeaux monozygotiques et de 31 paires de jumeaux dizygotiques en ajustant aux courbes de croissance une équation du type $y = a + bx + cx^2$, où y représente la taille et x l'âge en jours. Les auteurs trouvent alors une variance significativement plus grande chez les jumeaux dizygotiques que chez les jumeaux monozygotiques pour le facteur b de vitesse de croissance et le facteur c de changement de vitesse de croissance.

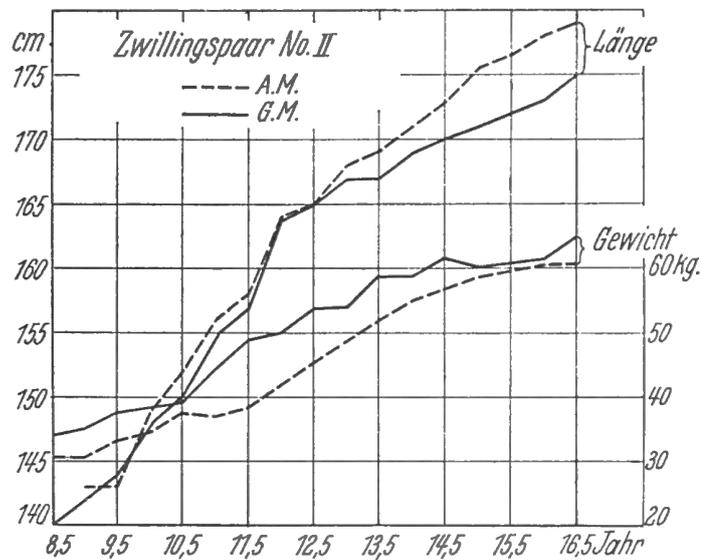
Les observations de parfaite concordance des jumeaux monozygotiques ne sont cependant pas toujours de règle; ainsi R. KNUSSMANN (1968) publie le cas (fig. 28) d'une paire de jumeaux monozygotiques dont une différence de poids observée dès la naissance subsiste jusqu'aux 15 premiers mois. Après cette période les observations ont été moins fréquentes, mais l'auteur observe toujours un parallélisme de croissance sans jamais de rapprochement complet.

De ces quelques données se dégage au moins la conclusion d'une plus grande ressemblance des courbes de croissance de jumeaux monozygotiques que dizygotiques. Des différences entre jumeaux monozygotiques peuvent naturellement exister et éventuellement subsister pendant une croissance étonnamment parallèle de la paire étudiée.

Le plus souvent on possède un lot de jumeaux d'âges différents; on peut alors calculer les différences moyennes entre les jumeaux et ceci pour chaque âge. Au plus, l'écart entre ces différences relatives, d'une part, aux jumeaux monozygotiques et, d'autre part, aux jumeaux dizygotiques est grand, au plus le facteur héréditaire est important. Pour certains caractères, les différences moyennes entre jumeaux sont stables dans les différentes classes d'âge : les facteurs héréditaire et mésologique intervenant dans la croissance restent donc proportionnels. Cependant, pour d'autres caractères, les différences moyennes augmentent avec l'âge; sachant



a



b

FIG. 27 (tirée de R. KNUSSMANN, 1968b). — Courbes longitudinales de croissance d'une paire de jumeaux monozygotiques (a) et d'une paire de jumeaux dizygotiques (b).

que les différences de milieu entre jumeaux augmentent avec l'âge et surtout à l'âge adulte, ce qu'on observe est une augmentation de la variabilité imputable au milieu; ces caractères sont donc mésolabiles.

Une telle étude a été faite par O. VON VERSCHUER (1934) (fig. 29) sur 200 jumeaux monozygotiques, 200 jumeaux dizygotiques de même sexe et 200 jumeaux dizygotiques de sexes différents.

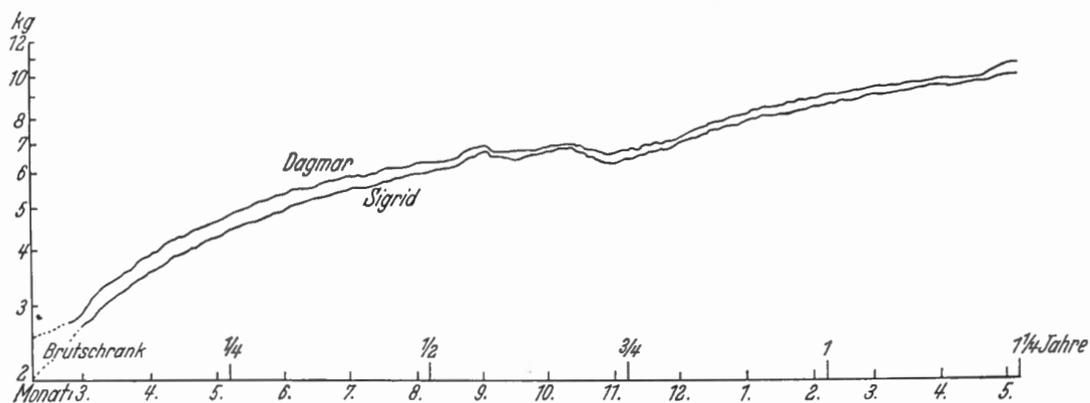


FIG. 28 (tirée de R. KNUSSMANN, 1968b). — Courbes longitudinales de croissance du poids d'une paire de jumeaux monozygotiques.

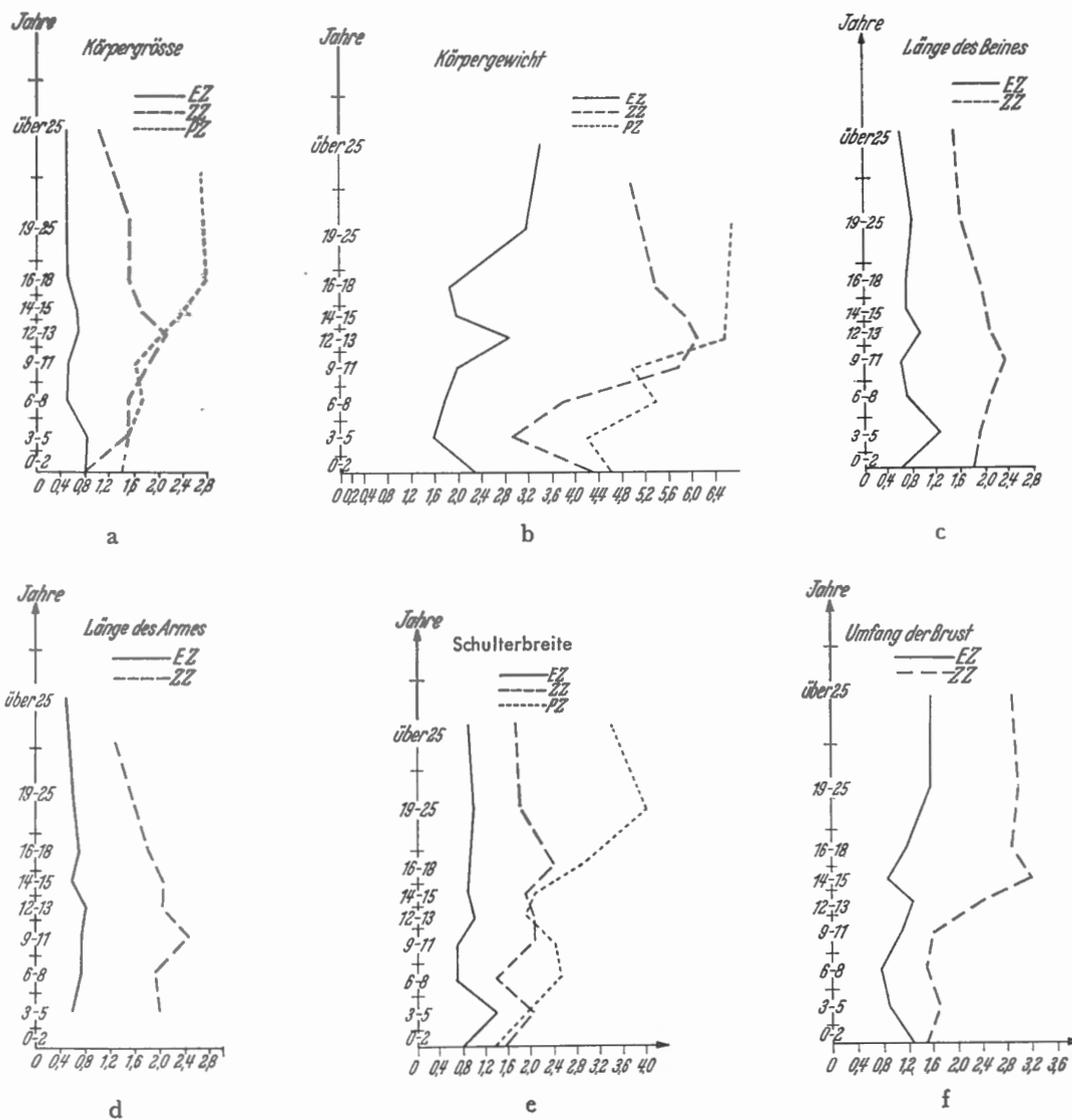


FIG. 29 (tirée de R. KNUSSMANN, 1968b). — Modifications des différences moyennes, exprimées en pourcentage, entre jumeaux monozygotiques (EZ), dizygotiques de même sexe (ZZ) ou de sexe différent (PZ).

De cette étude, il ressort d'abord le fait que les différences entre les jumeaux monozygotiques sont beaucoup plus petites que celles entre jumeaux dizygotiques.

Cette étude distingue également deux types d'évolution des différences moyennes existant entre jumeaux : certains caractères offrent des différences relativement stables; tel est le cas de la taille, de la longueur du bras et de la jambe, dans une moindre mesure de la largeur des épaules. D'autres caractères offrent des différences assez irrégulières et une augmentation de ces différences avec l'âge : il s'agit du poids et de la circonférence de la poitrine. Ces derniers caractères sont donc ceux dont la croissance est la plus labile.

2.1.2. Étude familiale.

Ici encore les données de croissance d'apparentés suivis régulièrement pendant un certain nombre d'années sont rares. Citons cependant une étude de FORD (1958) relative à la taille de dix sœurs mesurées depuis l'âge de 1 an jusqu'à 18 ans. Les courbes de croissance de ces sœurs sont loin d'être toutes semblables, mais certaines sont étonnamment proches, voire aussi proches que celle de la figure 27 relative à une paire de jumeaux monozygotiques. Cette étude montre l'hérédité du mode et du rythme de croissance, mais aussi du moment où la croissance se termine.

D'autre part, l'influence parentale se marque tout aussi nettement dans l'étude des courbes de croissance d'apparentés. S. M. GARN et C. G. ROHMANN (1966) publient des courbes de croissance de la taille de deux filles, l'une dont la moyenne des statures parentales est de 1,80 m, l'autre dont la moyenne des statures parentales est de 1,56 m (fig. 30). Cette figure montre donc l'effet des tailles parentales sur la croissance de leurs enfants et aussi sur la valeur de la taille finale : la différence de taille à 18 ans est de 30 cm, la différence entre la moyenne des statures parentales étant de 36 cm. Les mêmes auteurs publient des courbes de croissance du poids de deux filles et de leur mère (fig. 31). Ces courbes illustrent la comparaison du poids des trois sujets au même âge, à savoir de 6 mois à 8 1/2 ans. La première fille a un père dont le poids doit approximativement être de 60 kg, la seconde a un autre père dont le poids est d'environ 80 kg. Les courbes de croissance du poids reflètent manifestement l'influence du facteur héréditaire paternel.

2.1.2.1. Evolution des corrélations parents/enfants en fonction de l'âge des enfants : taille.

D'autres auteurs, encore, s'étaient intéressés à l'évolution des corrélations parents/enfants relatives à la taille et calculées à partir, d'une part, des tailles parentales mesurées à la naissance de l'enfant et, d'autre part, des tailles des enfants mesurés à intervalles réguliers depuis leur naissance jusqu'à leur maturité (N. BAYLEY, 1954; T. BIELICKI et Z. WELON, 1966; S. M. GARN et C. G. ROHMANN, 1966; HEWITT, 1957; J. KAGAN et H. MOSS, 1959; N. LIVSON, D. MAC NEILL, et K. THOMAS, 1962; C. E. PALMER, 1934; J. M. TANNER et W. J. ISRAELSOHN, 1960 et 1963).

De telles corrélations n'apportent pas de renseignements quant à l'hérédité du mode de croissance en lui-même, mais des renseignements quant à la manière dont la corrélation entre apparentés adultes s'établit et également quant à l'établissement de la taille adulte. Avant d'analyser l'ensemble de ces enquêtes, il faut noter que toutes ont le gros défaut suivant : les tailles des pères n'ont pas été mesurées par les enquêteurs, elles ont été estimées par correspondance ou mesurées par les mères; dans certaines enquêtes, notamment celles de T. BIELICKI et Z. WELON, 1966 et celle de N. BAYLEY, 1954, même les tailles des mères ont été demandées et obtenues par correspondance.

et continue à augmenter légèrement après 2 ans. Cette hypothèse peut d'ailleurs être étayée par les corrélations publiées en 1956 par TANNER et coll. et relatives à la taille mesurée à la naissance, à 2 ans et à l'âge adulte des mêmes individus : la corrélation entre la taille à la naissance et la taille à l'âge adulte est d'environ 0,2; elle est de 0,7 entre la taille à 2 ans et la taille à l'âge adulte. La portion héréditaire de la variation phénotypique est donc déjà élevée à 2 ans.

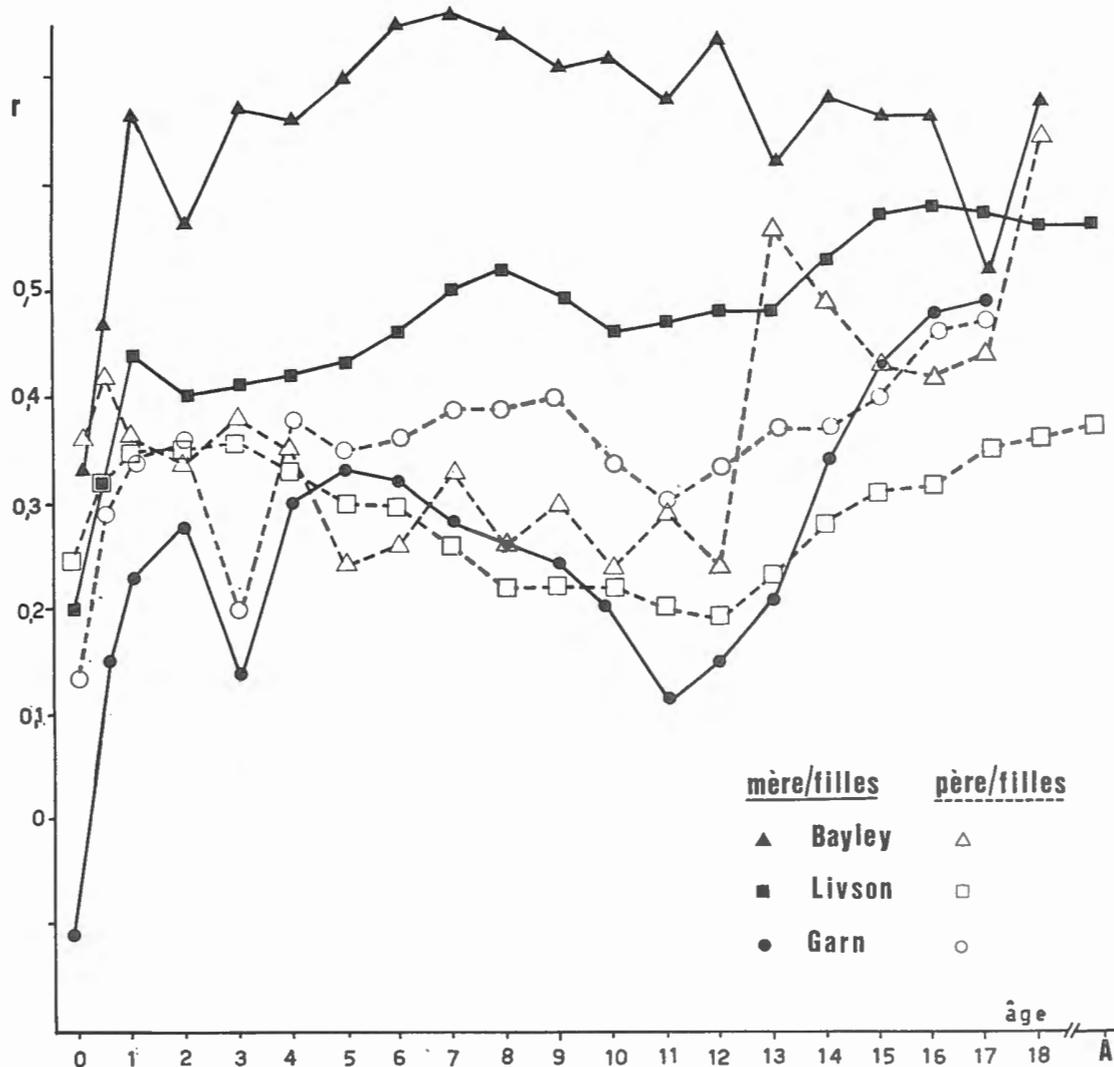


FIG. 33. — Corrélations mère/filles et père/filles de la taille : ces coefficients sont calculés à partir d'une part des tailles parentales mesurées à la naissance de l'enfant et d'autre part des tailles des enfants mesurées depuis leur naissance jusqu'à leur maturité.

La diminution des corrélations à la puberté peut s'expliquer quant à elle par une augmentation de la variabilité aux âges correspondants. (Cette diminution s'observe particulièrement bien dans les chiffres de GARN sur les figures 32, 33 et 34, et de PALMER sur la figure 35).

La croissance pubertaire débute plus tôt chez les filles, mais peut débuter à des âges très différents suivant les individus; ainsi chez les filles la puberté peut débuter entre 10 et 17 ans. Les filles de la classe d'âge de 13 ans, par exemple, sont par conséquent à des stades de maturité

plus faibles entre sœurs qu'entre frères. Enfin dans les corrélations publiées par Hewitt (1957), la corrélation calculée entre frères et sœurs est presque aussi élevée que celle entre sœurs. Toutes ces variations sont en grande partie dues aux petites dimensions des échantillons. Il nous paraît dangereux de tirer des conclusions quant à l'existence éventuelle d'hérédité maternelle plus élevée ou de facteurs liés au chromosome X dans de telles études.

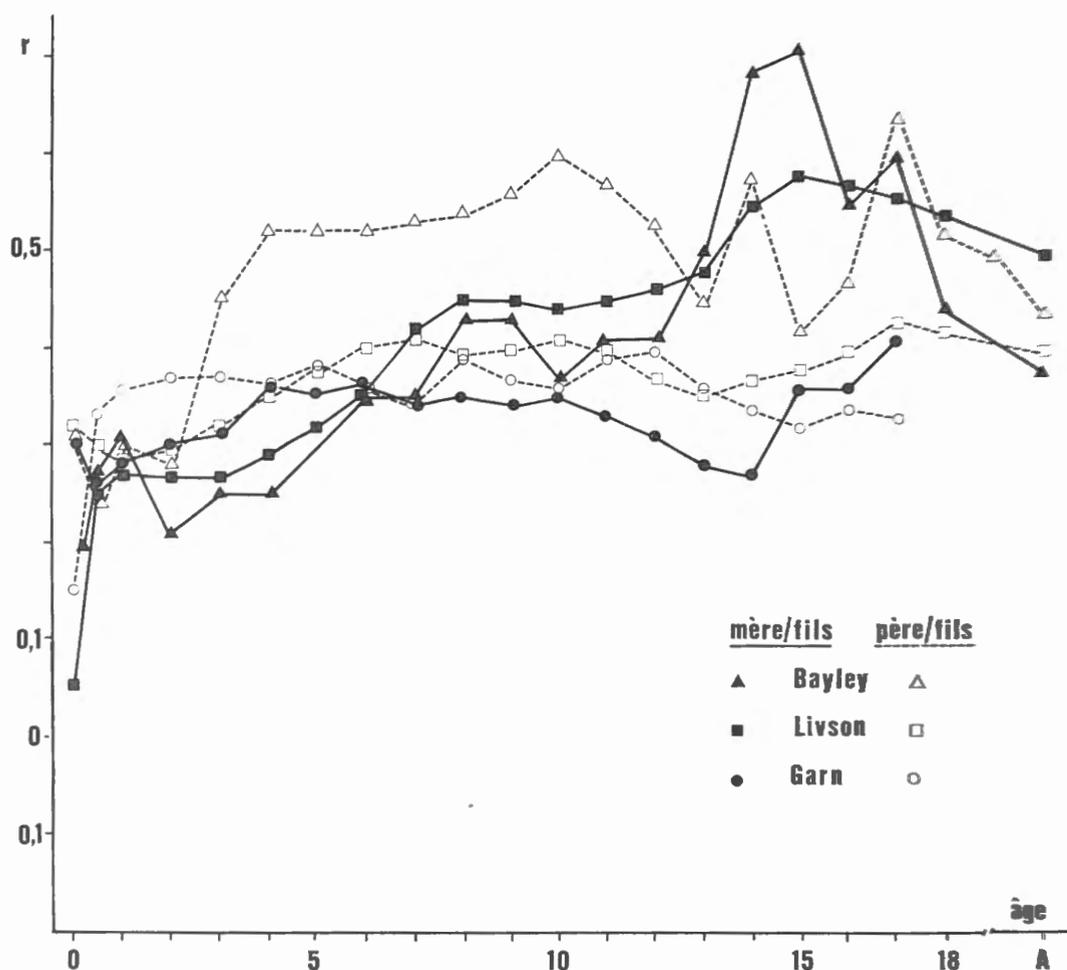


FIG. 32. — Corrélations mère/fils et père/fils de la taille : ces coefficients sont calculés à partir d'une part des tailles parentales mesurées à la naissance de l'enfant et d'autre part des tailles des enfants mesurées depuis leur naissance jusqu'à leur maturité.

Malgré les grandes variabilités enregistrées, l'ensemble de ces enquêtes montre une évolution générale des coefficients de corrélation en fonction de l'âge des enfants. Pour la taille, nous pouvons résumer ces différentes études en disant que la corrélation relative à la stature est faible (0,1-0,2) à la naissance mais augmente très sensiblement jusqu'à 2 ans; au-delà de 2 ans et jusqu'à 7 ans ces corrélations augmentent alors légèrement; avant la puberté les variations sont alors moins sensibles; les corrélations diminuent à la puberté pour atteindre approximativement la valeur théorique de 0,5 après la croissance pubertaire. Nous pensons pouvoir interpréter ces observations comme témoignant du fait que, dans la variation phénotypique de la taille, la portion héréditaire augmente fortement pendant les premières années

Il n'en reste pas moins que les contradictions subsistent encore. Ainsi, la figure 32 relative à quelques corrélations des pères et des mères avec leurs fils montre pour les chiffres de Livson de plus grandes corrélations maternelles, ce qui n'est manifestement pas le cas des chiffres de GARN et ROHMANN ni de ceux de BAYLEY. La figure 33 illustre les mêmes données mais relatives à des pères et des mères avec leurs filles : ici encore les chiffres de Livson montrent des corrélations plus élevées du côté maternel que du côté paternel, ce qui est le cas pour les chiffres de BAYLEY, mais ce qui est contredit par les chiffres de GARN où les corrélations paternelles sont les plus grandes. La figure 34 illustre les corrélations entre la mesure moyenne des parents et celle des enfants pour les études de BAYLEY (1954) et GARN et ROHMANN (1966). Ici aussi les

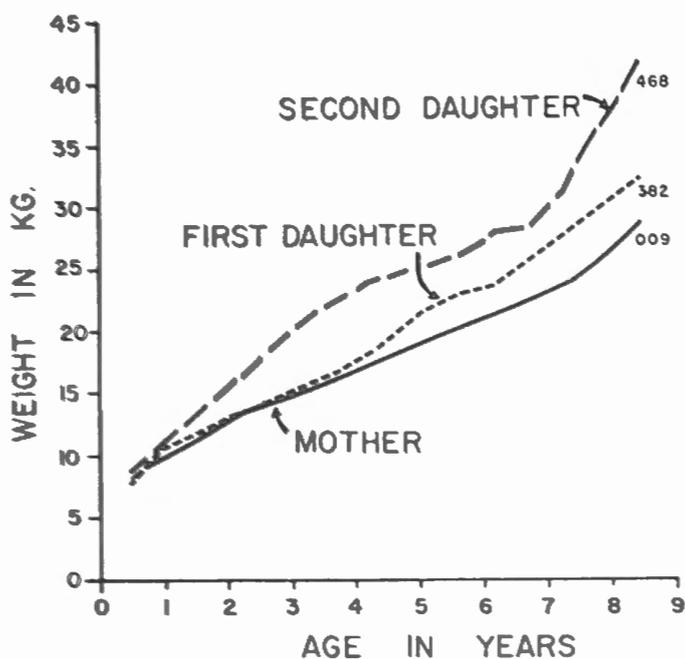


FIG. 31 (tirée de S. M. GARN et C. G. ROHMANN, 1966). Comparaison des courbes de croissance de deux filles et de leur mère, la première fille (382) a un père pesant environ 60 kg, la seconde (468) un autre père dont le poids est d'environ 80 kg.

résultats sont quelque peu divergents : les corrélations sont nettement plus élevées dans l'échantillon de BAYLEY ; les corrélations de l'échantillon de BAYLEY sont également nettement plus élevées pour les premières années chez les filles que chez les garçons, ce qui n'est pas le cas pour l'échantillon de GARN et coll. où, au contraire, les fils sont plus corrélés au parent moyen que les filles. Nous possédons les mêmes données pour des corrélations à l'intérieur des fratries : des corrélations entre frères, entre sœurs, entre frères et sœurs (données de GARN et ROHMANN, 1966 et de PALMER, 1934).

Ces résultats (fig. 35) montrent avec évidence le rôle de l'hérédité dans la croissance de la taille de l'enfant, les corrélations variant raisonnablement entre 0,3 et 0,7. Mais, encore une fois, les résultats de ces deux auteurs ne correspondent pas exactement. Pour GARN, les corrélations sœur/sœur sont plus grandes que celles calculées au même âge entre frères et entre frères/sœurs, suggérant donc que la taille serait en partie influencée par un facteur lié au chromosome X. Les chiffres de PALMER montrent, au contraire, des corrélations nettement

Cette réserve peut expliquer en partie le peu de concordance trouvée entre les différents résultats. Nous avons résumé les principales données dans les figures 32 à 38. Ces figures illustrent les grandes variations obtenues suivant les échantillons. Ainsi, dans l'échantillon de BAYLEY, 1954, les corrélations père/fils et mère/filles sont les plus élevées, donc les corrélations entre parents et enfants de même sexe; d'autres auteurs, KAGAN et MOSS, 1959 et TANNER et ISRAELSOHN, trouvaient pour leur part des corrélations plus élevées entre les pères et les fils ou

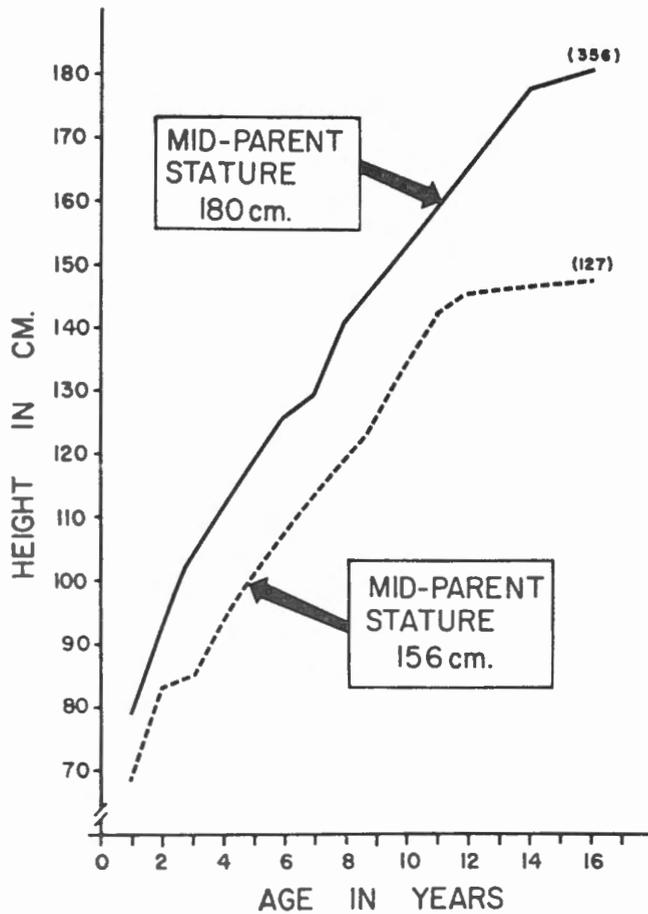


FIG. 30 (tirée de S. M. GARN et C. G. ROHMANN, 1966).
Courbes de croissance de la taille de deux filles dont les moyennes de tailles parentales sont de 1,80 m et 1,56 m.

les filles qu'entre les mères et les enfants des deux sexes; LIVSON et coll., 1962 montrent le contraire : des corrélations mères/enfants des deux sexes plus élevées que pères/enfants; BIELICKI et WELON, 1966 montrent enfin que les filles sont légèrement plus corrélées que les fils avec les pères ou les mères. En fait, toutes ces interprétations se basent sur trop peu de données : ces échantillons se composent de vingt à cinquante enfants de chaque sexe et les différences observées sont surtout imputables à des erreurs d'échantillonnage.

C'est ce qu'avait pu montrer LIVSON et coll. (1962), pour les études de BAYLEY (1954), KAGAN et coll. (1951), HEWITT (1957) et la sienne; ces auteurs avaient dès lors calculé pour chaque âge des valeurs ajustées des corrélations (valeurs qui apparaissent aux figures 32 et 33).

très différents : certaines ne sont pas encore en période pubertaire, d'autres commencent à l'être, d'autres enfin terminent leur croissance pubertaire. Ceci fait donc augmenter la variabilité des caractères à ces âges-là et fait augmenter aussi les différences entre apparentés de ces classes d'âge, ce qui entraîne une diminution des corrélations entre apparentés.

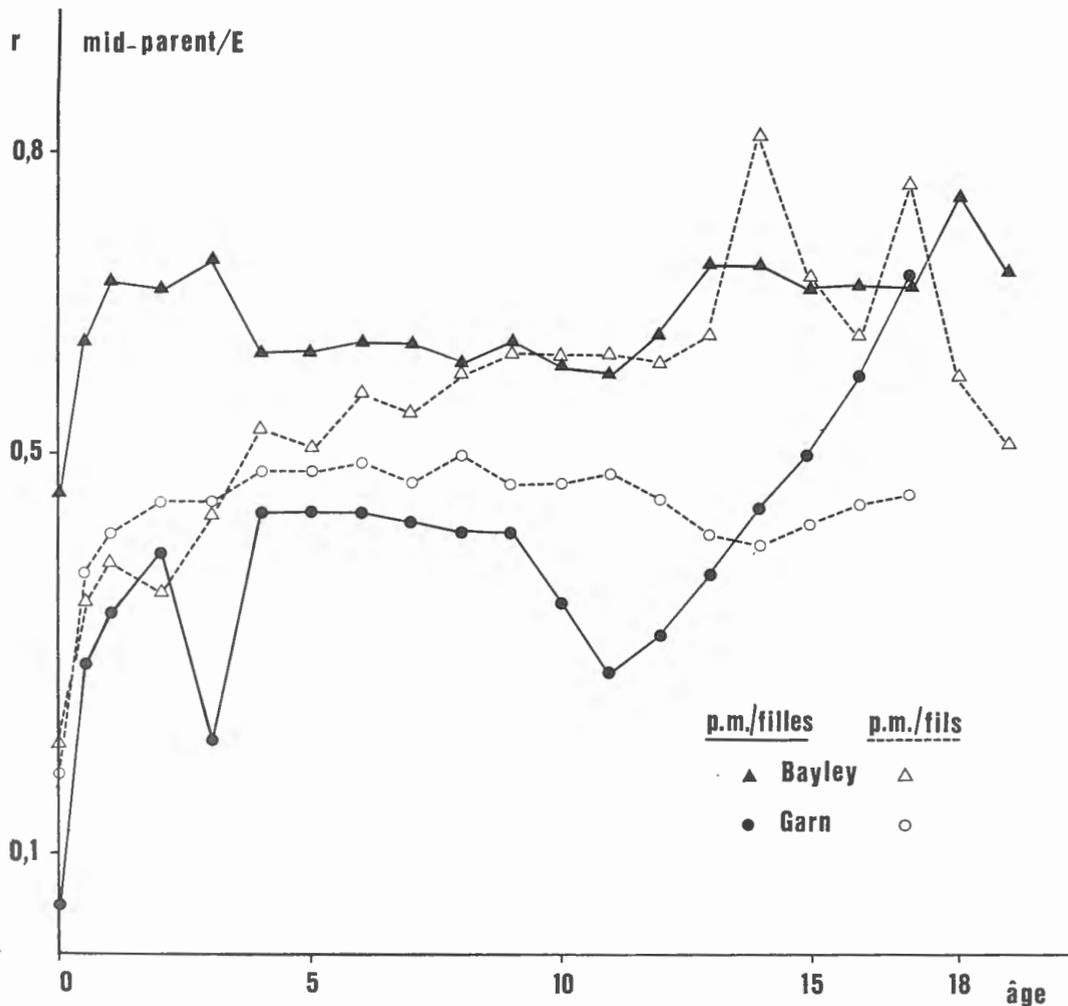


Fig. 34. — Corrélations parent moyen/filles et parent moyen/fils de la taille, ces coefficients sont calculés à partir d'une part des tailles parentales mesurées à la naissance de l'enfant et d'autre part des tailles des enfants mesurées depuis leur naissance jusqu'à leur maturité.

2.1.2.2. Evolution des corrélations parents/enfants en fonction de l'âge des enfants : autres mensurations.

La littérature contient quelques études similaires relatives à d'autres mesures. Les corrélations parents/enfants en croissance relatives au poids sont étudiées par BAYLEY (1954), HEWITT (1957) et TANNER et ISRAELSOHN (1963) : ces trois études montrent une supériorité des corrélations mère/filles sur les corrélations père/fils (voir fig. 36). Il nous paraît hasardeux cependant d'en tirer des conclusions alors que les échantillons sont peu fournis. Beaucoup de

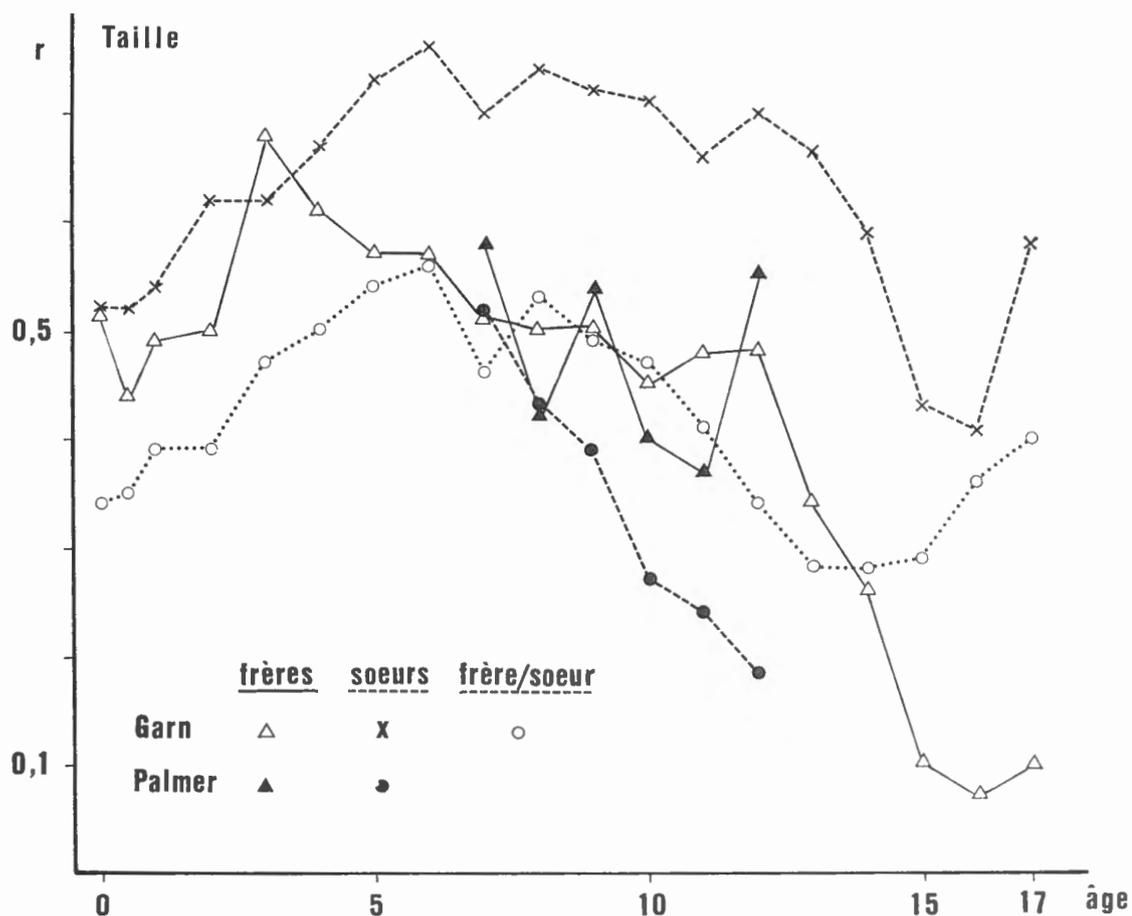


FIG. 35. — Corrélations entre frères, entre sœurs et entre frères et sœurs de la taille : les enfants ont été mesurés à intervalles réguliers.

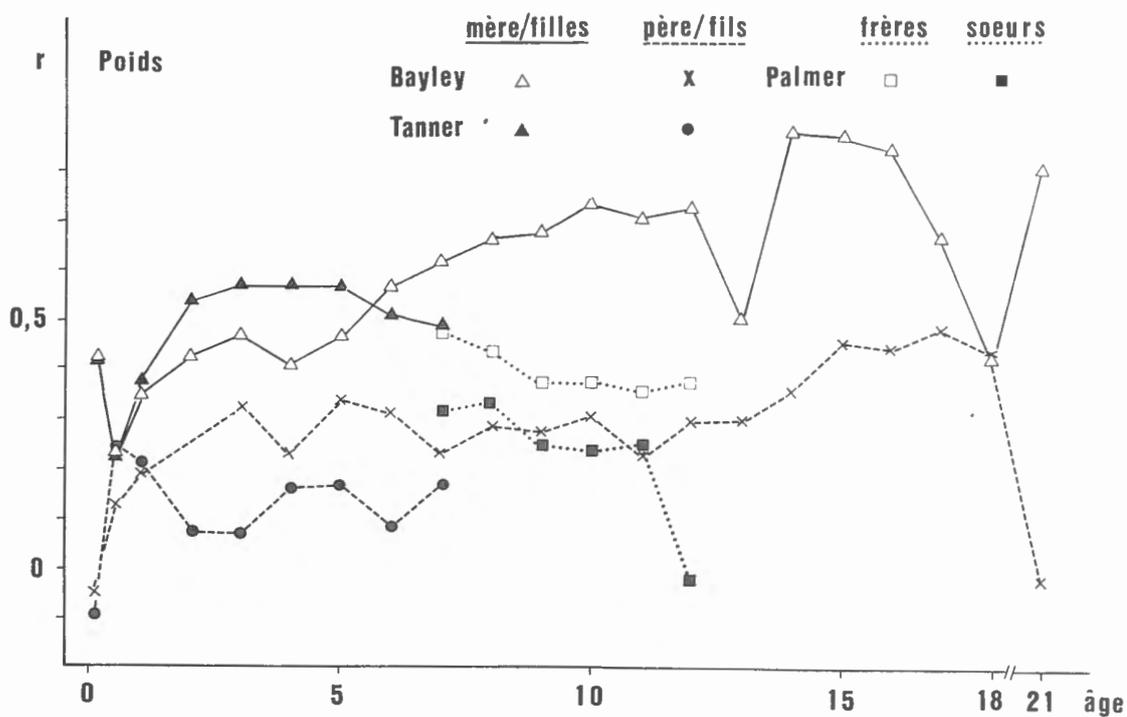


FIG. 36. — Corrélations entre mère/filles, père/fils, entre frères, entre sœurs du poids : les enfants ont été mesurés à intervalles réguliers.

ces corrélations nous paraissent d'ailleurs anormales : des corrélations aussi élevées que 0,80 entre mère et filles pour le poids à 21 ans, par exemple, des corrélations aussi basses que 0 entre père et fils à 21 ans également sont manifestement des erreurs dues au hasard de l'échantillonnage; les valeurs les plus généralement trouvées pour ces corrélations varient entre 0,3 et 0,4 pour le poids (voir § E.4.1.2.). PALMER (1934) publie les corrélations relatives au poids et calculées entre frères et entre sœurs (voir fig. 36) : ces corrélations diminuent de 7 à 12 ans (la valeur de 12 ans calculée entre sœurs me paraît anormalement basse). Ces courbes des corrélations du poids diffèrent de celles de la taille par une diminution de la corrélation pendant la première année et donc par une augmentation plus tardive de la corrélation. En fait,

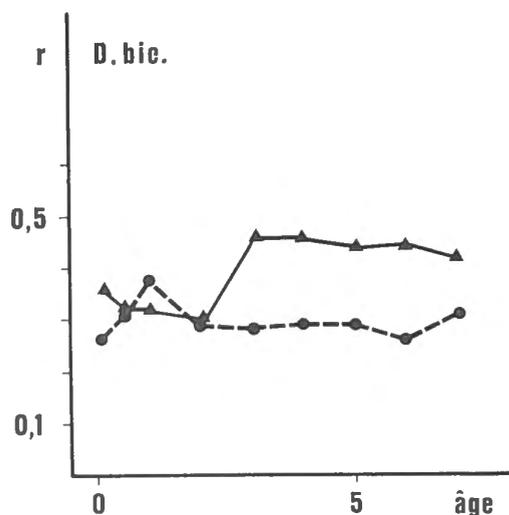


FIG. 37. — Corrélation mère/filles et père/fils du diamètre bicrète : les filles (\blacktriangle) et les fils (\bullet) ont été mesurés de la naissance à 7 ans (chiffres de TANNER et ISRAELSOHN, 1963).

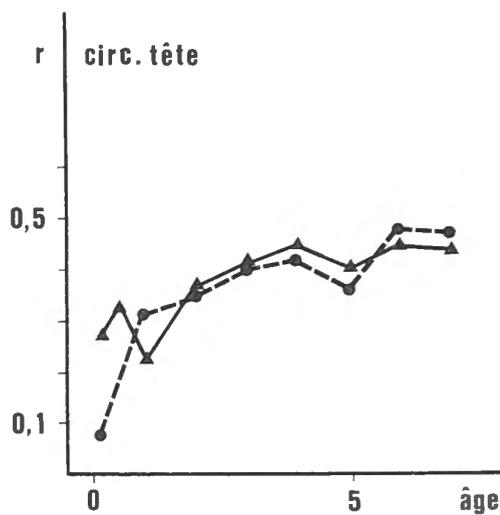


FIG. 38. — Corrélation mère/filles et père/fils de la circonférence de la tête : les filles (\blacktriangle) et les fils (\bullet) ont été mesurés de la naissance à 7 ans (chiffres de TANNER et ISRAELSOHN, 1963).

le poids à la naissance de l'enfant semble être surtout sous l'influence de facteurs utérins (voir § E.2.1.3.), ceux-ci disparaissant à la naissance et le génotype de l'enfant ne s'exprimant que très partiellement pendant les premiers mois, on observe alors une diminution des corrélations.

D'autre part, HEWITT (1958) publie des corrélations entre germains mesurés de 6 mois à 5 ans et relatives à des mesures de largeur des éléments osseux, musculaires et graisseux du mollet, mesures effectuées à partir de radiographies. Les auteurs montrent que la corrélation de la largeur osseuse est très stable de 6 mois à 5 ans, que la corrélation de la largeur musculaire augmente entre les mêmes âges et que la largeur graisseuse est de moins en moins corrélée de 6 mois à 5 ans.

TANNER et ISRAELSOHN publient également les corrélations relatives à plusieurs mesures et calculées entre parents et enfants mesurés de la naissance à 7 ans.

La figure 37 illustre les résultats relatifs au diamètre bicrète, la figure 38 ceux relatifs à la circonférence de la tête; pour cette dernière mesure, les valeurs père/fils et mère/filles sont très proches. L'auteur publie encore des corrélations relatives au diamètre biacromial, à la circonférence du bras et du mollet, ainsi que des diamètres bicondyliens huméraux et fémoraux. Pour toutes ces mensurations, le poids excepté, les corrélations suivent la même évolution que

celle relative à la taille, à savoir une augmentation assez rapide de la naissance à 2 ans, puis une augmentation lente et une stabilisation des coefficients de corrélation. Cette évolution semble donc indiquer que, comme pour la taille, la portion héréditaire de la variation phénotypique ne commence à s'exprimer que pendant les deux ou trois premières années et que l'influence génétique augmente graduellement pendant la période de croissance.

Nous nous sommes quelque peu étendu sur cette partie de la bibliographie vu l'intérêt qu'il avait pour nous dans le choix d'un échantillon : ces études montrent, en effet, toutes les difficultés rencontrées dans la comparaison de parents et d'enfants de bas âge. Une de ces difficultés est naturellement que l'enfant est en croissance, mais cette difficulté pourrait être résolue par l'emploi de valeurs normées, ce qui n'a été fait par aucun des auteurs. L'autre difficulté est, nous venons de le voir, que la portion héréditaire de la variation phénotypique est la plus élevée après la puberté; nous nous sommes donc plutôt tourné vers la comparaison des parents et d'enfants à maturité.

2.1.3. Facteurs maternels : poids à la naissance de l'enfant.

Si, comme nous venons de le voir, l'influence génétique augmente au cours du développement de l'organisme humain, l'impact du milieu s'exprime tout aussi progressivement. A la naissance, l'interaction mutuelle des systèmes génétiques et des influences non génétiques, notamment du milieu maternel, est déjà très complexe. L'une des mesures somatiques où l'influence de ces facteurs a été le mieux étudiée est le poids à la naissance.

MORTON (1955) étudie les relations, entre germains, du poids à la naissance d'un échantillon incluant plus de 1.500 paires de germains, dont 30 paires de demi-frères ou sœurs issus de la même mère et 168 du même père, ainsi que 40 paires de jumeaux de sexes différents (dizygotiques) et 220 paires de jumeaux du même sexe (dont, au Japon, 74 % de jumeaux monozygotiques, selon les chiffres de KOMAI et coll., 1936). Le tableau 9 donne quelques exemples de coefficients de corrélation calculés entre différents apparentés.

TABLEAU 9. — Corrélation du poids à la naissance.

	<i>n</i>	Corrélation
Demi-germains, de même mère	30	0,581
Demi-germains, de même père	168	0,102
Germains	365	0,523
Germains, d'ordre de gestité consécutif	365	0,543
Germains, séparés par une naissance intermédiaire	652	0,425
Germains, séparés par deux naissances intermédiaires	151	0,363
Jumeaux de même sexe (74 % MZ)	220	0,557
Jumeaux de sexes différents (DZ)	40	0,655

Chiffres de N.E. MORTON, 1955, Ann. Hum. Genet., 20 : 125.

Un des résultats frappants de cette enquête est la différence de corrélation existant entre, d'une part, des demi-germains de même mère qui ont en commun un quart des gènes autosomes et qui se sont développés dans le même utérus et, d'autre part, des demi-germains de même père

qui ont également en commun un quart des gènes autosomes, mais qui se sont développés dans un utérus différent. Seule la corrélation entre germains de même mère est significative (0,581), offrant donc ainsi une évidence de l'influence maternelle sur la croissance intra-utérine. Cette influence intra-utérine se marque également dans le fait que les jumeaux de même sexe à potentiel héréditaire commun élevé, puisqu'ils comportent environ 74 % de monozygotes, ne sont pas plus corrélés à la naissance que les demi-germains de même mère. L'étude tient compte également du nombre d'enfants nés entre les germains que l'on désire comparer : une telle analyse permet de distinguer des facteurs temporaires du milieu maternel de facteurs plus permanents de la physiologie maternelle. Les corrélations publiées par MORTON montrent que les différences du milieu utérin sont suffisantes pour diminuer les corrélations entre paires de germains séparés par plusieurs gestations.

PENROSE (1961), par l'étude des différences de corrélations du poids à la naissance de jumeaux monozygotiques et dizygotiques, conclut également au rôle mineur des facteurs génétiques dans le déterminisme du poids à la naissance. L'influence de la gestation semble être prépondérante, comme le montrent aussi les études relatives aux animaux domestiques : STERN (1960) des croisements de chevaux et de poneys des Shetlands, MORTON (1955) sur des porcs, du bétail de Frise, et des lapins.

M. OUNSTED et C. OUNSTED soulèvent pour leur part la question de savoir dans quelle mesure ce facteur utérin ne serait pas prédestiné : il montre, en effet, que les mères d'enfants prématurés (dans cette catégorie se trouvent classés les enfants pesant au maximum 2,5 kg) ont elles-mêmes eu un poids à la naissance plus petit (2,722 kg en moyenne) que celui d'un échantillon contrôle (3,220 kg).

Nous pouvons donc conclure à une importance considérable des facteurs maternels et non de gènes de l'enfant sur le développement du poids à la naissance. Ce n'est qu'après la naissance que, comme nous l'avons vu, l'indépendance de l'enfant se manifeste dans le contrôle progressif exercé par ses gènes sur son propre développement.

2.2. Développement squelettique.

Un critère souvent utilisé pour caractériser le stade de croissance de l'individu est son développement squelettique : apparition des centres d'ossification, croissance périostique, croissance des os de surface. Ce genre d'étude est cependant compliqué du fait que les centres d'ossification n'apparaissent pas dans un ordre fixe : c'est le cas, notamment, pour le pyramidal du poignet qui peut s'ossifier très tôt ou très tard (GARN et ROHMANN, 1966). Une telle variabilité se rencontre également pour le trapèze, le trapézoïde, les métacarpiens, les métatarsiens et aussi tout le squelette axial. Il existe, par exemple, des variations d'ossification du genou et du coude ainsi que des différences sexuelles dans l'ordre d'apparition de ces centres d'ossification ; le mode d'apparition des centres de l'épaule et de la hanche varie également.

Comme beaucoup d'autres caractères, le développement squelettique reflète à la fois le potentiel génétique et le statut nutritionnel. Des enfants sous-alimentés sont généralement en retard de croissance squelettique, des enfants obèses sont généralement en avance de croissance squelettique (S. M. GARN, C. G. ROHMANN et A. A. DAVIS, 1963). Différentes études gémellaires ont montré que les facteurs génétiques jouent aussi un rôle important dans le déroulement de l'ossification post-natale (GARN, ROHMANN et ROBINOW, 1961; GARN, ROHMANN et DAVIS, 1963). GARN et ROHMANN, 1966, publient également quelques pedigrees montrant des séquences atypiques d'ossification.

Comme pour le développement squelettique, le développement des dents représente l'interaction entre le milieu et le potentiel génétique. Ordinairement, l'observateur ne peut

étudier que l'éruption des dents et donc observer la présence ou l'absence de dents déterminées. La séquence d'éruption des dents est, comme le développement squelettique, très variable. GARN et ROHMANN, 1966, estiment que l'apparition des dents mais également la calcification et la croissance des racines sont largement sous l'influence des facteurs héréditaires autosomes comme le montrent les corrélations élevées entre jumeaux monozygotiques et entre germains.

GARN, LEWIS et POLACHUK (1960) étudient les ressemblances entre germains de la calcification des dents, notamment de l'âge de la première calcification, du début de la formation d'une racine, et aussi des mouvements dentaires, notamment de l'éruption alvéolaire. Pour les garçons, les corrélations relatives à ces caractères sont de l'ordre de 0,30; entre sœurs, la moyenne des corrélations est de 0,51, et entre l'ensemble des germains, cette moyenne est de 0,28. Ces résultats, ainsi que le fait qu'entre jumeaux monozygotiques la corrélation observée est de 0,91, montrent que le développement dentaire est largement (mais pas entièrement) déterminé génétiquement. De plus, les auteurs font remarquer que les sœurs étant plus semblables entre elles que des frères, l'hypothèse d'une hérédité uniquement déterminée par des gènes autosomes ne serait pas exacte, mais que des gènes liés aux chromosomes sexuels interviendraient également. GARN et ROHMANN, 1962, ainsi que S. M. GARN, C. G. ROHMANN et A. A. DAVIS, 1963, concluent également à l'influence de certains gènes liés à X sur le développement squelettique et dentaire chez l'homme. Comme le montre le tableau 10, les corrélations entre sœurs sont effectivement plus grandes que celles entre frères et que celles entre frères et sœurs pour les trois caractères examinés par les auteurs. Cependant ces auteurs ne tiennent pas compte du fait qu'en cas de caractères liés à X, la corrélation entre frères et sœurs est plus petite que celle entre frères, ce qui n'est pas le cas des résultats du tableau 10 et qui est donc en contradiction avec l'hypothèse émise. D'ailleurs, Brewer publie également des corrélations de maturité squelettique où la corrélation entre frères est nettement plus élevée que celle entre sœurs et frères et sœurs.

TABLEAU 10.

	Sœurs		Frères		Frères-sœurs	
	n	r	n	r	n	r
Vitesse d'ossification (1)	494	0,52	68	0,39	122	0,40
Moment de l'ossification (2)	854	0,54	136	0,40	272	0,47
Calcification (3)	140	0,47	24	0,22	48	0,29

(1) Nombre de centres d'ossification du poignet présents. Examens de 1 à 7 ans à une demi-année d'intervalle.

(2) Age d'apparition de 28 centres d'ossification de la main défini par les auteurs.

(3) Age d'apparition d'étapes spécifiques de la calcification des prémolaires et molaires de la mâchoire inférieure.

3. ANALYSE DES COMPARAISONS ENTRE APPARENTÉS.

3.1. Parents et enfants de bas âge.

Nous avons voulu aborder l'hérédité des caractères normaux à variation continue chez l'homme par la comparaison des parents et des enfants dans un lot de familles. Les deux générations sont naturellement toujours d'âge différent, et nous nous demandons si cela ne modifierait pas artificiellement le lien cherché entre les deux générations.

Nous avons déjà répondu à cette question par l'analyse bibliographique du paragraphe E.2.1.2., où nous avons examiné plusieurs études de corrélations entre des mesures parentales et des mesures de leurs enfants examinés de la naissance à la maturité. De cette analyse, il résultait que l'expression du potentiel génétique de l'enfant se fait progressivement : la portion héréditaire de la variation phénotypique est très petite à la naissance de l'enfant, augmente fortement pendant les deux premières années, puis continue à augmenter légèrement.

Pour illustrer cette évolution de la croissance d'un enfant, on peut envisager de représenter à chaque âge l'enfant par l'écart de sa mensuration à la moyenne correspondant à l'âge envisagé. Les écarts à la moyenne sont utilisés par certains auteurs (GRAB, 1956); il nous a paru préférable d'utiliser la méthode préconisée par DEFRISE (1949) : pour tenir compte de la variabilité différentielle d'un âge à l'autre, on norme ces écarts à la moyenne \bar{x} en les divisant par l'écart-type correspondant (s_x) (donc $\frac{x - \bar{x}}{s_x}$). Trois courbes utilisant ces valeurs normées apparaissent à la figure 39 : dans chacune d'elles la moyenne des valeurs parentales est représentée par une ligne pointillée. Ces figures montrent que les courbes individuelles de croissance peuvent être très variables. Elles montrent également que les mensurations des enfants se rapprochent de celles du parent moyen, comme on peut s'y attendre au vu des corrélations parents moyens/enfants. Mais, ce rapprochement se fait plus ou moins tôt selon les enfants.

Les cas 18 F et 3 M décrits par N. BAYLEY (1954) se rapprochent assez tard du niveau parental, le cas 18 F ayant longtemps un retard de croissance et le cas 3 M longtemps une croissance accélérée. Le cas 8 M atteint pour sa part le niveau parental assez rapidement (dès 4 ans).

En résumé, dans la croissance de l'enfant, les gènes ne s'expriment que progressivement et l'évolution de la croissance d'une mensuration révèle de grandes variations individuelles caractérisées par une croissance rapide ou lente, et ceci à tous les âges.

Il en résulte une quasi-impossibilité de comparer génétiquement des parents et des enfants en bas âge, puisque non seulement la croissance de ceux-ci est très variable mais surtout, nous venons de le voir, parce que les gènes ne sont pas encore exprimés.

3.2. Parents et enfants à maturité : utilisation des valeurs normées.

Nous nous sommes donc tourné vers la comparaison de parents et d'enfants à maturité. Mais, dans ce cas aussi, certaines difficultés apparaissent du fait que les variations séculaires et de sénescence modifient les valeurs phénotypiques à comparer (voir § D.4). Il en résulte une nécessité d'adapter les valeurs absolues des mensurations afin d'éliminer les effets dus à la différence d'âge des individus que l'on envisage de comparer. Nous avons utilisé pour ce faire des valeurs normées.

Naturellement, à cet effet, nous avons d'abord vérifié la stabilité des moyennes et des écarts-type dans les différentes classes d'âge : 15 à 19,9 ans, 20 à 24,9 ans, 25 à 44,9 ans, 45 à 54,9 ans, plus de 55 ans. Ces limites d'âge ont été choisies, d'une part, de manière à avoir un nombre suffisant d'individus dans chaque classe d'âge (tabl. 11 : nombre de sujets par classe d'âge) et, d'autre part, parce que nous avons montré, du moins pour la taille, que 45 ans était une limite au-delà de laquelle les effets de sénescence se marquaient de façon significative (voir § D.4.2).

Nous joignons ici une liste des caractères, leurs moyennes et écarts-type calculés pour l'échantillon des pères (tabl. 12), des fils (tabl. 13), des mères (tabl. 14) et des filles (tabl. 15).

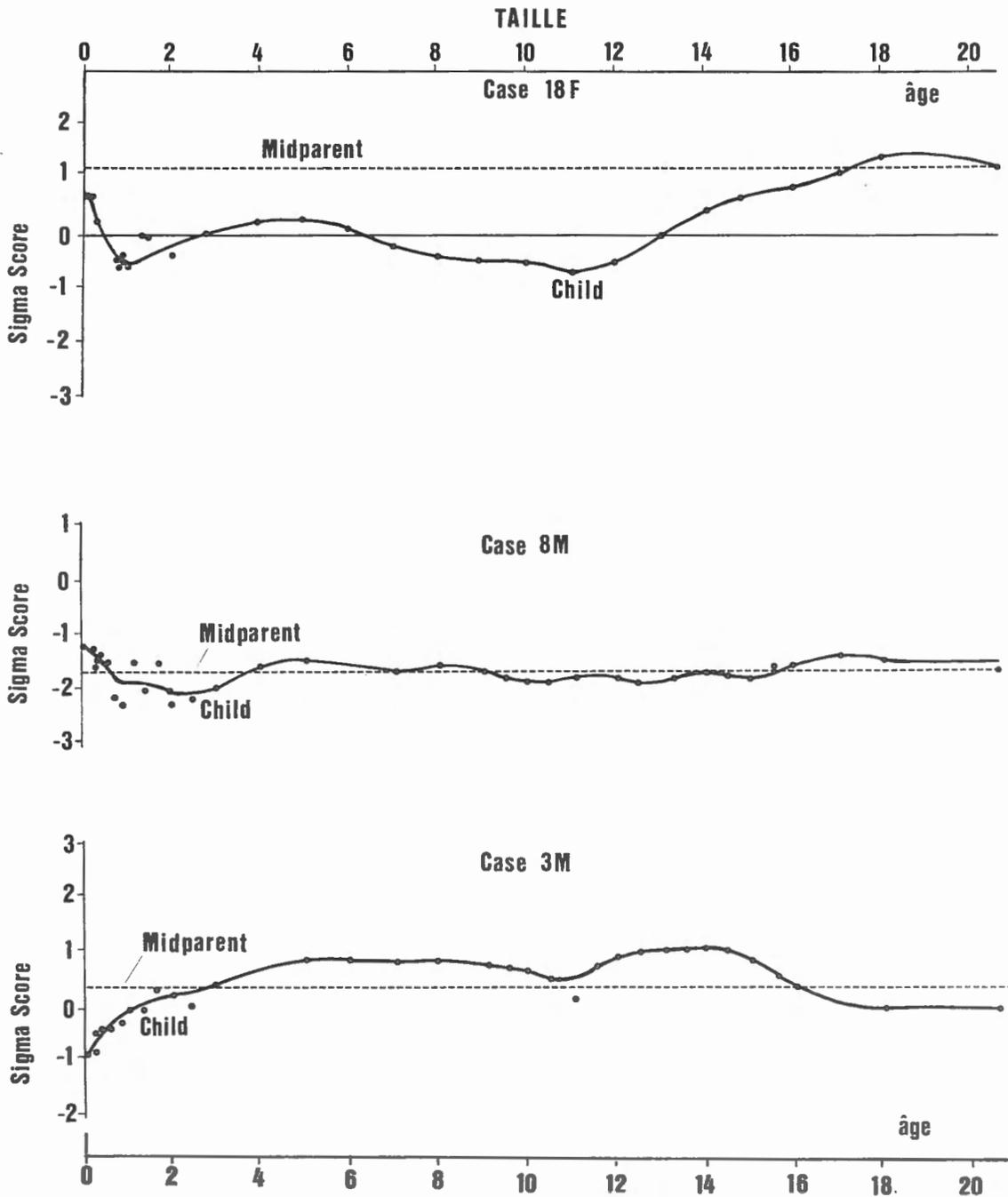


FIG. 39. — Courbes individuelles de croissance calculées en écarts normés (chiffres de N. BAYLEY, 1954).

Nous joignons, d'autre part, une liste où la façon dont chaque caractère a été normé est indiquée (tabl. 16, p. 62).

Cette liste montre que nous avons toujours utilisé comme écart-type (s_x) celui correspondant aux échantillons de pères, de mères, de fils ou de filles : nous avons observé, en effet, de trop grandes variations de cet écart-type dans les différentes classes d'âge. Nous avons utilisé comme moyenne (\bar{x}), suivant l'absence ou la présence de variations des mensurations avec l'âge, respectivement les moyennes des échantillons des pères, des fils, des mères et des filles ou la

TABLEAU 11. — Nombre de sujets par classe d'âge.

	15-19,9 ans	20-24,9 ans	25-44,9 ans	45-54,9 ans	Plus de 55 ans
Hommes	48	48	42	66	47
Femmes	52	51	50	70	31

moyenne des différentes classes d'âge. En fait, nous avons donc utilisé comme moyennes celles des pères, des fils, des mères et des filles chaque fois que le coefficient de corrélation du caractère avec l'âge n'était pas significatif (voir tabl. 7 et 8). Les quelques remarques suivantes s'imposent.

Nous avons utilisé les moyennes par classes d'âge pour la longueur du bras malgré que le coefficient de cette mesure avec l'âge n'est pas significatif chez les garçons : ce coefficient est, en effet, très proche de celui relatif aux filles qui, lui, est significatif. Nous avons fait de même pour le diamètre biacromial : ici aussi le coefficient de corrélation âge-diamètre biacromial n'est pas significatif, étant donné le caractère non linéaire de l'évolution de cette mesure avec l'âge (voir D.4).

L'utilisation des moyennes de classes d'âge pour la hauteur physionomique n'est vraiment justifiée que chez les garçons; chez les filles, les moyennes par classes d'âge dessinent une courbe régulière, mais nous avons cependant également utilisé ces moyennes dans ce cas. Pour de nombreux caractères, nous avons utilisé les moyennes père, mère, fils, fille, alors que les coefficients de corrélation âge-caractère étaient significatifs : il s'agit de la longueur du radius, du périmètre de la cheville, de la hauteur nasion-menton, de la largeur interpupillaire. Ces caractères, en effet, montraient trop de fluctuations entre les moyennes des classes d'âge successives; nous avons donc dû utiliser les moyennes des pères et des fils, des mères et des filles qui tiennent naturellement compte dans une certaine mesure des effets de l'âge. Toutes les études décrites ci-après utilisent donc des valeurs normées des caractères : la moyenne de chaque caractère est donc dorénavant de 0 et l'écart-type de chaque caractère de 1 (voir théorie E.1.1).

On peut naturellement se poser la question de savoir si ces valeurs normées sont suffisamment stables et si, en les utilisant, on n'augmente pas l'erreur faite sur ces mensurations. En vue de vérifier cette stabilité, nous avons utilisé un lot de sujets mesurés une fois en 1960 dans l'échantillon des écoliers et écolières de la ville de Bruxelles récolté par F. TWIESELNANN, et mesurés une seconde fois en 1966 dans l'enquête relative à ce travail. Nous avons porté alors en graphique, en fonction de l'âge des individus, les deux valeurs normées relatives aux deux mensurations différentes : il s'agit des graphiques 40 à 43. Le graphique 40 est relatif aux deux mensurations successives de la taille de vingt individus : les deux points relatifs à un individu (la première mesure en 1960 et la seconde en 1966) sont joints par une ligne pleine pour les filles, par un trait interrompu pour les garçons. Chaque ligne relative à un individu est précédée du numéro de famille identifiant celle-ci dans notre enquête.

Comme le montre ce graphique, les valeurs normées de la taille sont stables et dessinent donc dans l'ensemble une ligne proche de l'horizontale. Ces valeurs sont suffisamment stables malgré, ne l'oublions pas, que beaucoup de ces enfants n'avaient pas encore 15 ans en 1960 et qu'entre 1960 et 1966 ils ont encore manifesté des poussées de croissance. Ces valeurs sont

TABLEAU 12. — Moyenne, erreur standard (S_m) et écart-type des mensurations dans l'échantillon des pères.

Mesures	n	Moyenne $\pm S_m$	Écart-type
Age (en années)	125	53,13 \pm 0,60	6,71
Poids au mariage (en kg)	108	70,07 \pm 0,93	9,68
Poids (en kg)	125	76,27 \pm 0,97	10,89
Taille (en mm)	125	1.729,55 \pm 5,90	65,95
Taille sternale	125	1.413,02 \pm 5,33	59,61
Taille assis	123	900,75 \pm 3,13	34,76
Longueur du bras	125	769,21 \pm 3,35	37,42
Longueur de l'humérus	124	326,62 \pm 1,77	19,74
Longueur du radius	125	254,36 \pm 1,31	14,67
Longueur du doigt médian	124	100,56 \pm 0,42	4,68
Diamètre biacromial	125	391,21 \pm 1,48	16,58
Diamètre bicrète	125	300,66 \pm 1,62	18,09
Diamètre bitrochantérien	125	333,38 \pm 1,66	18,51
Périmètre du bras étendu	125	295,38 \pm 2,18	24,35
Périmètre du bras fléchi	125	304,50 \pm 2,30	25,67
Périmètre du poignet	125	172,58 \pm 0,77	8,62
Périmètre de la cheville	122	223,42 \pm 1,28	14,14
Périmètre du mollet	124	358,00 \pm 2,23	24,88
Périmètre du cou	125	376,31 \pm 1,84	20,60
Longueur de la tête maximum	125	195,98 \pm 0,61	6,79
Largeur de la tête	125	158,59 \pm 0,50	5,58
Largeur frontale minimum	124	109,78 \pm 0,46	5,07
Largeur bizygomatique	125	143,66 \pm 0,47	5,25
Largeur bigoniaque	124	101,19 \pm 0,68	7,61
Hauteur physionomique	125	188,97 \pm 0,87	9,75
Hauteur nasion-menton	125	124,74 \pm 0,63	7,00
Hauteur nasion-stomion	125	80,33 \pm 0,56	6,22
Hauteur du nez	125	56,53 \pm 0,40	4,48
Largeur du nez	125	35,78 \pm 0,24	2,72
Largeur bipalpébrale interne	125	31,73 \pm 0,24	2,71
Largeur bipalpébrale externe	124	93,87 \pm 0,34	3,78
Largeur interpupillaire	125	65,91 \pm 0,31	3,49
Hauteur lèvres	125	11,73 \pm 0,30	3,30
Largeur de la bouche	124	53,52 \pm 0,31	3,44
Hauteur de l'oreille	125	68,38 \pm 0,39	4,41
Largeur de l'oreille	125	36,78 \pm 0,27	3,00
Hauteur de la tête	123	128,59 \pm 0,54	6,01
Profondeur du nez	124	39,73 \pm 0,38	4,24

TABLEAU 13. — Moyenne, erreur standard (S_m) et écart-type des mensurations dans l'échantillon des fils aînés.

Mesures	n	Moyenne $\pm S_m$	Écart-type
Age (en années)	99	22,77 \pm 0,46	4,58
Poids (en kg)	98	69,86 \pm 0,89	8,80
Taille (en mm)	99	1.753,76 \pm 5,87	58,39
Taille sternale	99	1.423,98 \pm 5,17	51,41
Taille assis	99	913,90 \pm 3,10	30,86
Longueur du bras	99	774,91 \pm 3,46	34,48
Longueur de l'humérus	99	327,71 \pm 2,09	20,77
Longueur du radius	99	257,26 \pm 1,26	12,53
Longueur du doigt médian	99	100,95 \pm 0,49	4,93
Diamètre biacromial	99	389,63 \pm 2,05	20,03
Diamètre bicrète.	99	288,07 \pm 1,98	19,73
Diamètre bitrochantérien	98	320,83 \pm 2,02	19,99
Périmètre du bras étendu	99	276,89 \pm 2,60	25,89
Périmètre du bras fléchi	99	286,43 \pm 2,60	26,45
Périmètre du poignet	98	168,09 \pm 0,77	7,67
Périmètre de la cheville	99	222,12 \pm 1,43	14,27
Périmètre du mollet	99	354,97 \pm 2,24	22,31
Périmètre du cou	98	361,82 \pm 1,98	19,58
Longueur de la tête	99	194,40 \pm 0,67	6,68
Largeur de la tête	99	155,71 \pm 0,58	5,80
Largeur frontale minimum	99	108,86 \pm 0,50	5,00
Largeur bizygomatique	99	138,85 \pm 0,57	5,70
Largeur bigoniaque	99	97,33 \pm 0,72	7,22
Hauteur physionomique	99	183,71 \pm 0,89	8,89
Hauteur nasion-menton	99	122,11 \pm 0,57	5,65
Hauteur nasion-stomion	99	76,45 \pm 0,42	4,20
Hauteur du nez	99	54,63 \pm 0,40	4,00
Largeur du nez	99	34,41 \pm 0,25	2,59
Largeur bipalpébrale interne	99	31,09 \pm 0,28	2,87
Largeur bipalpébrale externe	99	93,87 \pm 0,43	4,28
Largeur interpupillaire	99	63,91 \pm 0,34	3,44
Hauteur des lèvres	99	16,59 \pm 0,36	3,61
Largeur de la bouche	99	50,94 \pm 0,38	3,85
Hauteur de l'oreille	99	63,56 \pm 0,41	4,12
Largeur de l'oreille	99	34,14 \pm 0,28	2,82
Hauteur de la tête	97	131,58 \pm 0,55	5,49
Profondeur du nez	99	38,53 \pm 0,37	3,64

TABLEAU 14. — Moyenne, erreur standard (S_m) et écart-type des mensurations dans l'échantillon des mères.

Mesures	n	Moyenne $\pm S_m$	Écart-type
Age (en années)	129	50,08 \pm 0,53	5,97
Poids au mariage (en kg)	118	56,78 \pm 0,59	6,37
Poids (en kg)	129	63,68 \pm 0,79	9,02
Taille (en mm)	128	1.608,28 \pm 4,31	48,76
Taille sternale	128	1.308,98 \pm 4,01	45,41
Taille assis	129	848,88 \pm 2,32	26,33
Longueur du bras	129	705,16 \pm 2,49	28,23
Longueur de l'humérus	129	301,60 \pm 1,53	17,41
Longueur du radius	128	229,00 \pm 0,96	10,89
Longueur du doigt médian	129	92,33 \pm 0,45	5,11
Diamètre biacromial	129	360,91 \pm 1,29	14,69
Diamètre bicrête.	129	289,64 \pm 1,80	20,44
Diamètre bitrochantérien	128	324,63 \pm 1,74	19,71
Périmètre du bras étendu	129	288,30 \pm 2,59	29,39
Périmètre du bras fléchi	129	291,54 \pm 2,62	29,73
Périmètre du poignet	129	155,53 \pm 0,77	8,79
Périmètre de la cheville... .. .	128	216,33 \pm 1,34	15,12
Périmètre du mollet	128	341,00 \pm 2,04	23,12
Périmètre du cou	129	328,40 \pm 1,69	19,16
Longueur tête maximum	129	185,19 \pm 0,52	5,88
Largeur de la tête	129	151,50 \pm 0,51	5,82
Largeur frontale minimum	128	105,65 \pm 0,43	4,90
Largeur bizygomatique	129	134,71 \pm 0,41	4,64
Largeur bigoniaque	128	94,73 \pm 0,57	6,49
Hauteur physionomique	129	172,13 \pm 0,77	8,77
Hauteur nasion-menton	129	115,14 \pm 0,51	5,84
Hauteur nasion-stomion	129	74,02 \pm 0,40	4,51
Hauteur du nez	129	53,11 \pm 0,33	3,76
Largeur du nez	129	32,49 \pm 0,23	2,66
Largeur bipalpébrale interne... .. .	129	30,47 \pm 0,23	2,64
Largeur bipalpébrale externe	128	89,66 \pm 0,35	4,01
Largeur interpupillaire	129	62,31 \pm 0,30	3,39
Hauteur des lèvres	129	12,85 \pm 0,28	3,20
Largeur de la bouche	129	49,90 \pm 0,29	3,34
Hauteur de l'oreille	129	62,49 \pm 0,39	4,41
Largeur de l'oreille	129	33,33 \pm 0,25	2,80
Hauteur de la tête	126	122,29 \pm 0,49	5,48
Profondeur du nez	128	35,16 \pm 0,31	3,54

TABLEAU 15. — Moyenne, erreur standard (S_m) et écart-type des mensurations dans l'échantillon des filles aînées.

Mesures	n	Moyenne $\pm S_m$	Écart-type
Age (en années)	106	22,02 \pm 0,49	5,03
Poids (en kg)	106	57,30 \pm 0,69	7,13
Taille (en mm)	106	1.630,45 \pm 5,86	60,36
Taille sternale	105	1.323,01 \pm 5,38	55,14
Taille assis	105	859,97 \pm 3,00	30,79
Longueur du bras	106	710,58 \pm 3,48	35,87
Longueur de l'humérus	106	301,99 \pm 2,08	21,41
Longueur du radius	106	233,89 \pm 1,26	13,00
Longueur du doigt médian	106	91,69 \pm 0,53	5,44
Diamètre biacromial	105	353,63 \pm 1,61	16,49
Diamètre bicrète.	106	274,92 \pm 1,74	17,96
Diamètre bitrochantérien	106	309,91 \pm 2,28	23,47
Périmètre du bras étendu	106	261,20 \pm 2,54	26,17
Périmètre du bras fléchi	106	264,89 \pm 2,63	27,04
Périmètre du poignet	105	149,70 \pm 0,74	7,61
Périmètre de la cheville	105	210,38 \pm 1,10	11,31
Périmètre du mollet	106	337,09 \pm 1,92	19,80
Périmètre du cou	106	314,82 \pm 1,46	15,06
Longueur de la tête maximum	106	185,79 \pm 0,73	7,52
Largeur de la tête	106	148,58 \pm 0,45	4,66
Largeur frontale minimum	106	104,87 \pm 0,42	4,29
Largeur bizygomatique	106	131,42 \pm 0,47	4,88
Largeur bigoniaque	106	92,21 \pm 0,57	5,82
Hauteur physionomique	106	171,03 \pm 0,85	8,72
Hauteur nasion-menton	106	113,40 \pm 0,62	6,41
Hauteur nasion-stomion	106	71,51 \pm 0,42	4,28
Hauteur du nez	106	51,22 \pm 0,34	3,48
Largeur du nez	106	31,66 \pm 0,20	2,04
Largeur bipalpébrale interne	106	30,07 \pm 0,26	2,65
Largeur bipalpébrale externe	106	90,37 \pm 0,37	3,77
Largeur interpupillaire	106	61,14 \pm 0,32	3,25
Hauteur des lèvres	106	16,34 \pm 0,28	2,88
Largeur de la bouche	106	47,67 \pm 0,30	3,12
Hauteur de l'oreille	106	58,40 \pm 0,34	3,50
Largeur de l'oreille	106	31,75 \pm 0,24	2,48
Hauteur de la tête	105	124,01 \pm 0,55	5,64
Profondeur du nez	106	34,27 \pm 0,29	2,95

TABLEAU 16. — Moyennes et écarts-type utilisés pour normer les caractères.

Caractères	Moyenne	Écart-type
Poids au mariage	Père-mère	Père-mère
Poids	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Taille	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Taille sternale	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Taille assis	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Longueur du bras	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Longueur de l'humérus	Père, mère, fils, fille	Père, mère, fils, fille
Longueur du radius	Père, mère, fils, fille	Père, mère, fils, fille
Longueur du doigt médian	Père, mère, fils, fille	Père, mère, fils, fille
Diamètre biacromial	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Diamètre bicrète	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Diamètre bitrochantérien	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Périmètre du bras étendu	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Périmètre du bras fléchi	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Périmètre du poignet	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Périmètre de la cheville	Père, mère, fils, fille	Père, mère, fils, fille
Périmètre du mollet	Père, mère, fils, fille	Père, mère, fils, fille
Périmètre du cou	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Longueur de la tête	Père, mère, fils, fille	Père, mère, fils, fille
Largeur de la tête	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Largeur frontale	Père, mère, fils, fille	Père, mère, fils, fille
Largeur bizygomatique	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Largeur bigoniaque	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Hauteur physiionomique	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Hauteur nasion-menton	Père, mère, fils, fille	Père, mère, fils, fille
Hauteur nasion-stomion	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Hauteur du nez	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Largeur du nez	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Largeur bipalpébrale interne	Père, mère, fils, fille	Père, mère, fils, fille
Largeur bipalpébrale externe	Père, mère, fils, fille	Père, mère, fils, fille
Largeur interpupillaire	Père, mère, fils, fille	Père, mère, fils, fille
Hauteur des lèvres	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Largeur de la bouche	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Hauteur de l'oreille	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Largeur de l'oreille	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Hauteur de la tête	Classes d'âge	Père, mère, fils, fille
Profondeur du nez	Père, mère, fils, fille	Père, mère, fils, fille

également suffisamment stables malgré que ces deux enquêtes ont été effectuées par deux personnes différentes : les techniques utilisées au laboratoire d'anthropologie et de préhistoire de l'Institut royal des Sciences naturelles de Belgique sont donc suffisamment au point que pour réduire au minimum les erreurs systématiques de mesure, erreurs que l'on peut toujours craindre lorsque des personnes différentes prennent les mêmes mesures. Le graphique 41 illustre les mêmes données, mais relatives à des germains uniquement. Les valeurs normées représentées dessinent des lignes proches de l'horizontale. L'évolution des valeurs normées est d'ailleurs parfois étonnamment proche entre apparentés : c'est le cas notamment des familles n° 10 et 12.

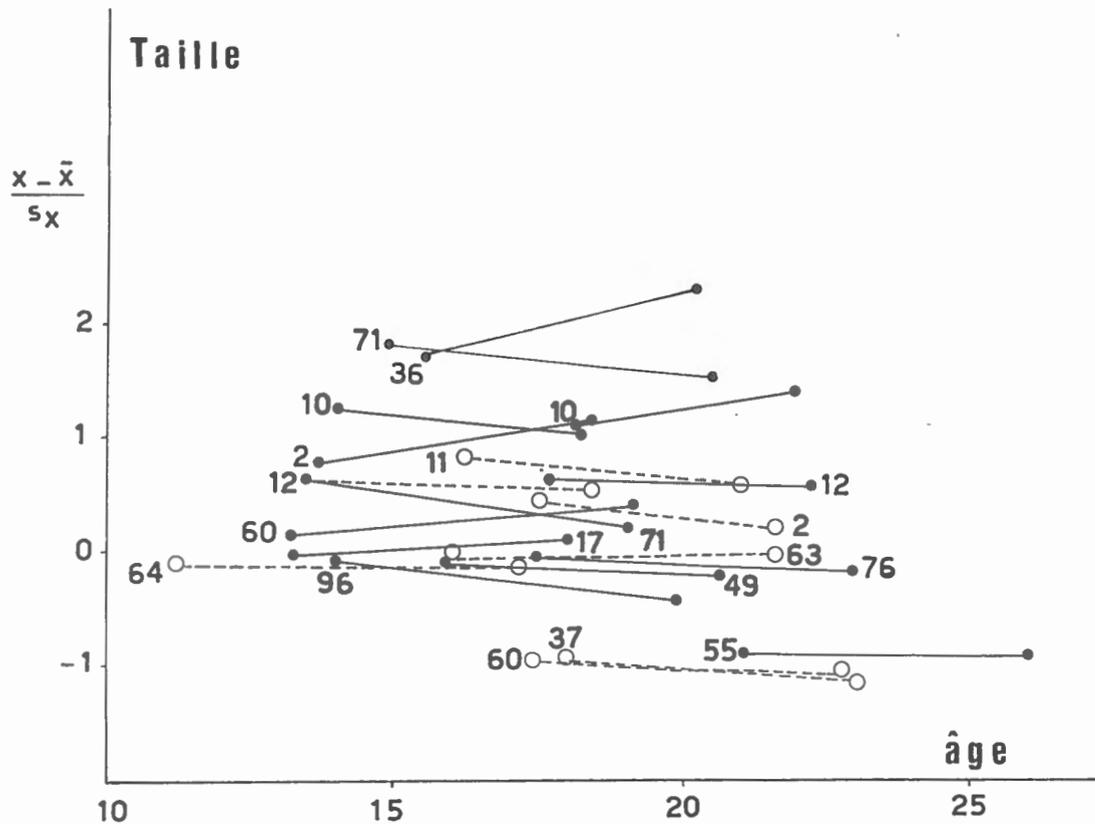


FIG. 40. — Valeurs normées de la taille de sujets mesurés successivement en 1960 et en 1966.
Filles (●) et garçons (○).

Les graphiques 42 et 43 sont relatifs à la largeur bizygomatique : la même méthode de comparaison a naturellement été utilisée. Dans l'ensemble, les lignes représentant les individus sont presque horizontales, indiquant donc que les valeurs normées de la largeur bizygomatique sont suffisamment stables. La technique de mensuration est suffisamment précise également puisque, rappelons-le, les mensurations en 1960 et en 1966 ont été prises par deux personnes différentes. Les mêmes observations résultent également de l'examen du graphique 43 où ont été réunis quelques germains. Notons l'évolution très proche des courbes individuelles des trois sœurs de la famille n° 71.

En résumé, ces graphiques montrent à la fois une stabilité relative mais suffisante de ces valeurs normées et aussi une précision suffisante des techniques de mensuration, puisque les couples de mesures ont été prises à l'occasion de deux enquêtes par des personnes différentes.

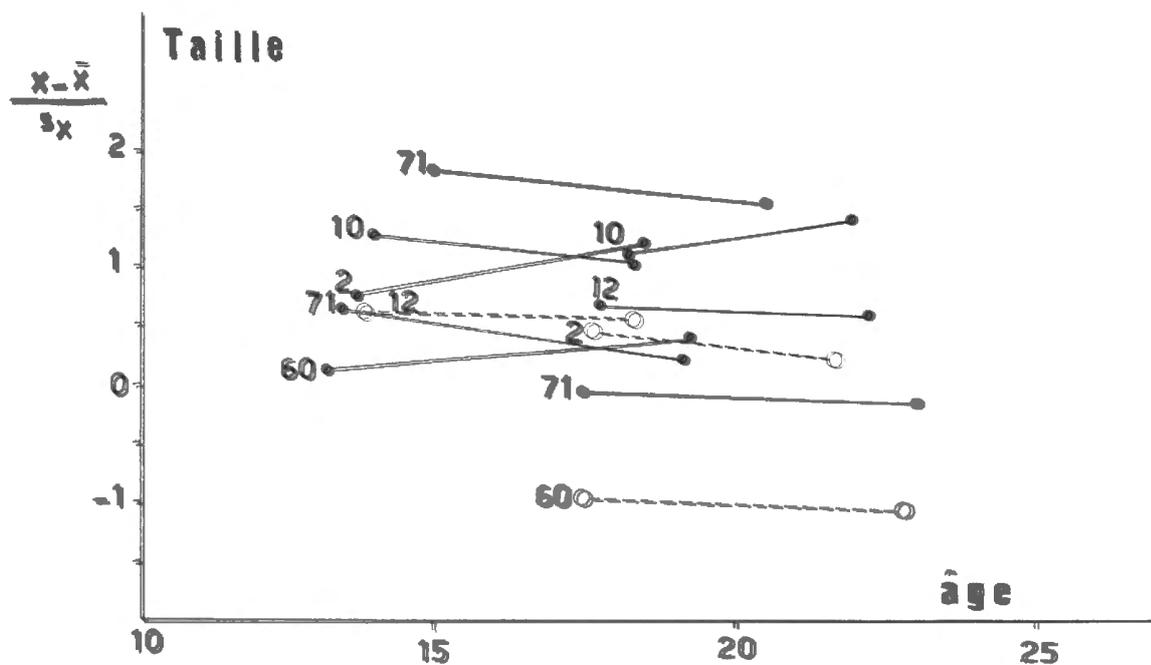


Fig. 41. — Valeurs normalisées de la taille de germains mesurés successivement en 1960 et en 1966. Filles (●) et garçons (○).

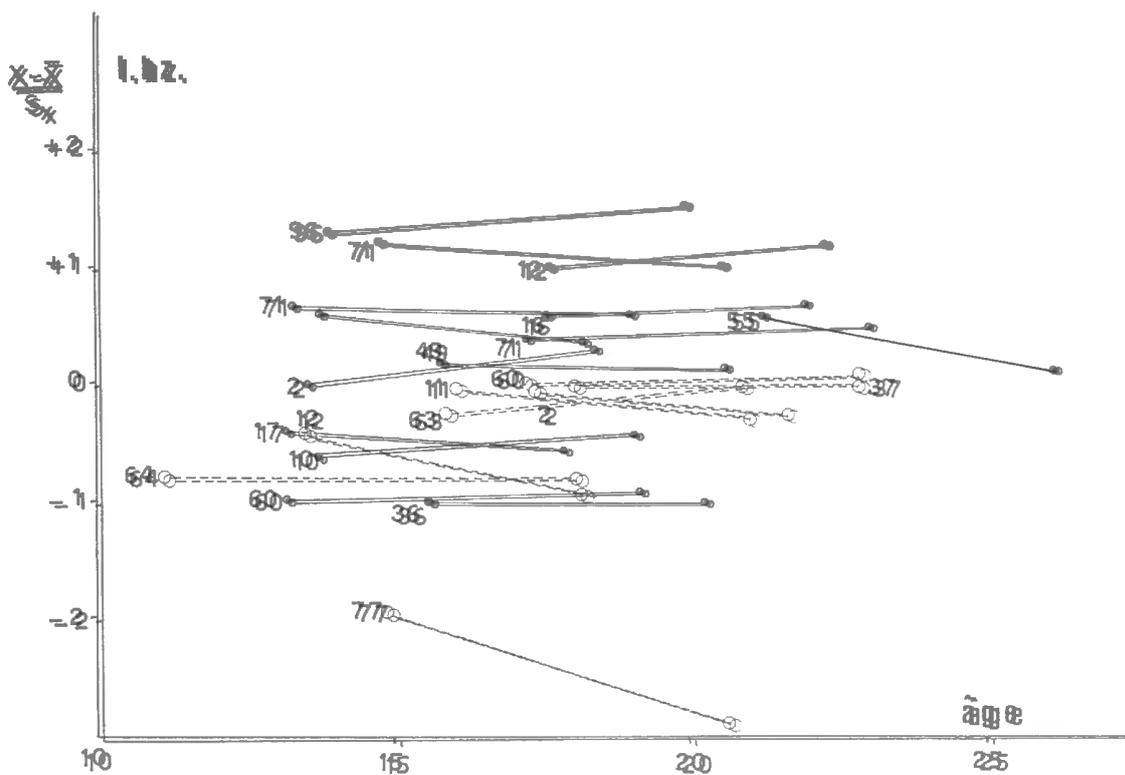


Fig. 42. — Valeurs normalisées de la largeur bizygomatique de sujets mesurés en 1960 et en 1966. Filles (●) et garçons (○).

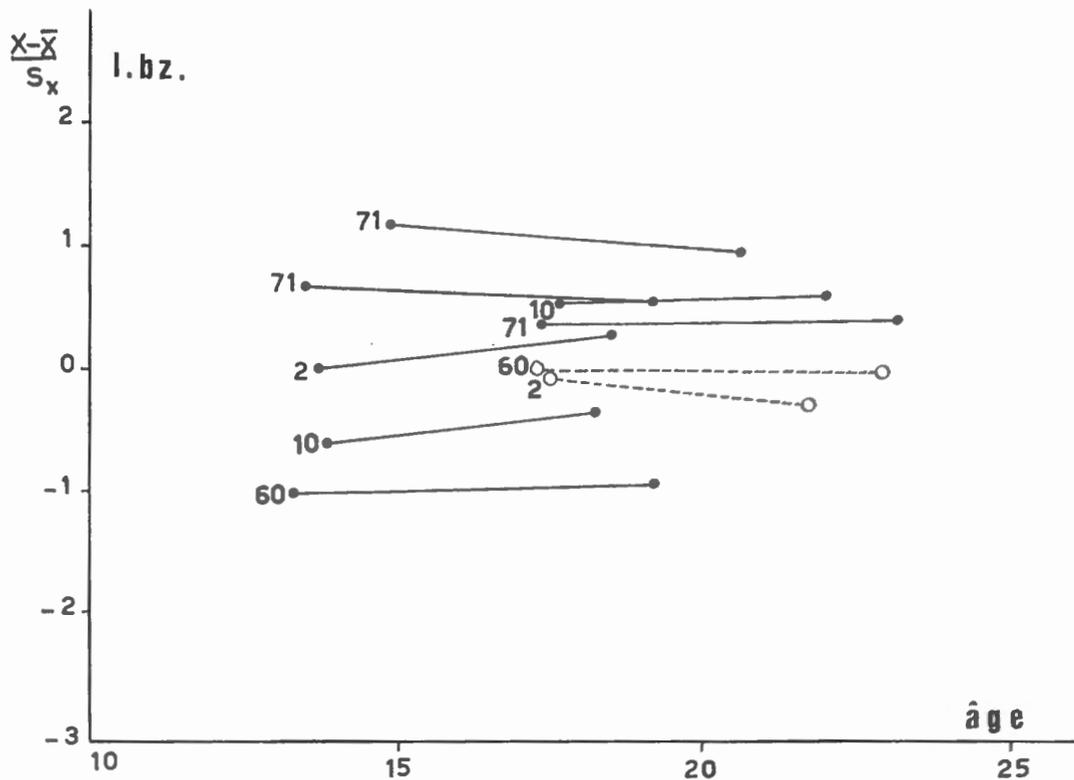


FIG. 43. — Valeurs normées de la largeur bitygomatique de jumeaux mesurés en 1960 et en 1966.
Filles (●) et garçons (○).

3.3. Étude des corrélations.

Pour chaque caractère, nous possédons les corrélations suivantes : père/mère, parents/enfants, père/enfants, mère/enfants, père/fils, père/filles, mère/fils, mère/filles, parent moyen/enfants, parent moyen/enfant moyen, frère/frère, sœur/sœur, frère/sœur et entre jumeaux.

Ces coefficients apparaissent aux tableaux 17 à 22. Le nombre de paires de comparaison se trouve indiqué sous l'intitulé des corrélations, les coefficients non significatifs apparaissent entre parenthèses dans ces tableaux. Notons encore que toutes ces corrélations sont relatives à des valeurs normées des mensurations.

Pour quelques mensurations cependant, les corrélations ont été calculées à la fois en valeurs absolues et en valeurs normées; ces dernières corrélations ont été réunies en un tableau 23.

Analysons ce tableau de corrélation en détail. En général, les corrélations des valeurs absolues des mensurations sont plus basses que les corrélations des valeurs normées des mensurations.

Dans l'ensemble, les corrélations père/mère, père/fils, père/fille, mère fils, mère fille, frère/frère, sœur/sœur, frère/sœur sont cependant très proches, que ces corrélations soient calculées en valeur absolue ou en valeur normée. Mais les corrélations père enfants, mère enfants, parents/enfants, parent moyen/enfants, parent moyen enfant moyen et entre jumeaux calculées en valeur absolue sont nettement inférieures à celles calculées en valeur normée. Ceci

TABLEAU 17. — Corrélations entre apparentés
des valeurs normées des mensurations corporelles (*).

Caractères	Père/mère n=125	Père/enfants n=282	Mère/enfants n=286	Parent moyen/ enfants n=282	Parent moyen/ enfant moyen n=125
Poids au mariage (Par.)/poids (enf.)	0,20	0,43	0,35	0,51	0,56
Poids	(0,07)	0,35	0,34	0,46	0,49
Taille	0,24	0,52	0,51	0,63	0,70
Taille sternale	0,28	0,53	0,53	0,65	0,73
Taille assis	(0,17)	0,35	0,38	0,47	0,54
Longueur du bras	0,29	0,50	0,48	0,61	0,70
Longueur de l'humérus	(0,17)	0,41	0,39	0,51	0,61
Longueur du radius	0,25	0,45	0,38	0,52	0,61
Longueur du doigt médian	0,22	0,41	0,56	0,63	0,72
Diamètre biacromial	(0,13)	0,22	0,45	0,44	0,51
Diamètre bicrète	0,35	0,47	0,51	0,59	0,67
Diamètre bitrochantérien	0,35	0,44	0,49	0,56	0,64
Périmètre du bras étendu	0,20	0,32	0,28	0,39	0,46
Périmètre du bras fléchi	(0,17)	0,30	0,25	0,36	0,42
Périmètre du poignet	0,22	0,49	0,37	0,54	0,61
Périmètre de la cheville	(-0,003)	0,42	0,20	0,43	0,53
Périmètre du mollet	(-0,09)	0,26	(0,17)	0,31	0,39
Périmètre du cou	(0,16)	0,21	0,36	0,41	0,47

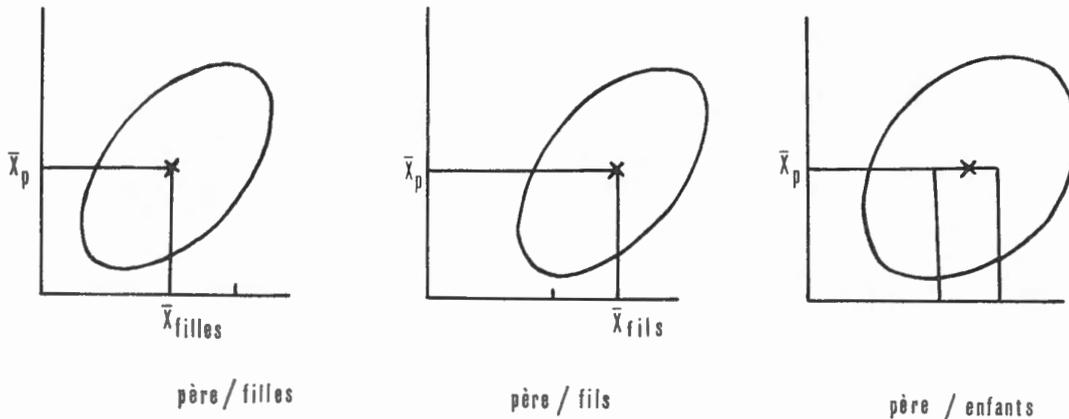
(*) Les corrélations placées entre parenthèses ne sont pas significatives.

TABLEAU 18. — Corrélations entre apparentés
des valeurs normées des mensurations corporelles (*).

Caractères	Père/fils n=136	Mère/fils n=139	Père/fille n=146	Mère/fille n=147	Parents/ enfants n=564
Poids au mariage (Par.)/poids (enf.)	0,35	0,35	0,49	0,35	0,40
Poids	0,32	0,35	0,38	0,32	0,34
Taille	0,54	0,53	0,52	0,47	0,51
Taille sternale	0,54	0,57	0,53	0,49	0,53
Taille assis	0,41	0,38	0,29	0,39	0,37
Longueur du bras	0,47	0,39	0,53	0,57	0,49
Longueur de l'humérus	0,38	0,27	0,44	0,52	0,40
Longueur du radius	0,45	0,41	0,46	0,35	0,41
Longueur du doigt médian	0,48	0,55	0,36	0,58	0,49
Diamètre biacromial	(0,09)	0,41	0,33	0,50	0,33
Diamètre bicrète	0,51	0,49	0,43	0,53	0,49
Diamètre bitrochantérien	0,36	0,46	0,52	0,53	0,46
Périmètre du bras étendu	0,33	0,35	0,31	0,22	0,30
Périmètre du bras fléchi	0,29	0,30	0,32	0,22	0,28
Périmètre du poignet	0,44	0,43	0,54	0,31	0,43
Périmètre de la cheville	0,41	(0,18)	0,43	0,23	0,30
Périmètre du mollet	(0,11)	0,22	0,38	(0,12)	0,21
Périmètre du cou	(0,14)	0,34	0,27	0,40	0,28

(*) Les corrélations placées entre parenthèses ne sont pas significatives.

peut s'expliquer assez clairement. Soit $\bar{x}_{pères}$, \bar{x}_{filles} et \bar{x}_{fils} les moyennes relatives à un caractère déterminé respectivement chez des pères, des filles et des fils. Représentons alors schématiquement les corrélations père/fils, père/filles et père/enfants.



Les corrélations telles que père/fils ou père/filles ne mettent en jeu que deux parties de l'échantillon, que deux populations : apparemment, les variations avec l'âge des caractères envisagés aux tableaux 7 et 8 ne sont pas suffisantes pour modifier profondément les corrélations observées entre deux échantillons. Mais, lorsque les corrélations intéressent plus de deux échantillons, comme c'est le cas, par exemple, pour la corrélation père/enfants avec l'échantillon des pères, l'échantillon des fils et l'échantillon des filles, les moyennes de ces divers échantillons étant différentes, les nuages de points ne se superposent pas exactement. Le nuage de points relatifs à la corrélation globale est plus étalé et le coefficient de corrélation est dès lors nettement plus bas. Le même raisonnement pourrait naturellement être tenu pour la corrélation mère/enfants (population des mères, des fils et des filles), parents/enfants (population des mères, des pères, des fils et des filles), parent moyen/enfants (population des fils, des filles et des moyennes des parents) et entre germains (population des fils et des filles).

Ce problème ne se pose naturellement pas avec les valeurs normées : tous les nuages de points sont centrés à la même moyenne (0), et l'écart-type de toutes les mensurations est égal à 1. Ceci montre une nouvelle fois l'intérêt qu'il y a à utiliser des valeurs normées dans le problème qui nous intéresse.

Revenons aux tableaux 17 à 22 où se trouvent donc mentionnés les différents coefficients de corrélation calculés à partir des valeurs normées des mensurations. Une simple analyse montre que, pour l'ensemble des caractères, la corrélation parent moyen/enfants (pm/E) est supérieure à celle calculée entre parents et enfants (p/E) et que la corrélation parent moyen/enfant moyen (pm/Em) est plus élevée que la corrélation parent moyen/enfants. Ceci correspond donc bien à l'hypothèse polygénique de départ où les coefficients théoriques de ces corrélations étaient

$$p/E=0,5 < pm/E=0,71 < pm/Em=1,0. \quad (\text{Voir E.1.6}).$$

Il ressort également que les valeurs théoriques des coefficients ne sont que très rarement atteintes : les coefficients parents/enfants sont le plus souvent inférieurs à 0,5 pour les mesures corporelles et sont toujours inférieurs à 0,5 pour les mesures céphaliques; les coefficients parent moyen/enfants n'atteignent pas la valeur théorique de 0,71 et n'approchent de cette valeur que pour la taille, la taille sternale et la longueur du doigt médian. Un premier examen permet de voir également que certains caractères sont fortement corrélés entre apparentés et

TABLEAU 19. — Corrélations entre germains
des valeurs normées des mensurations corporelles (*).

Caractères	Germains n=382	Frères n=102	Sœurs n=92	Frère/sœur n=106
Poids	0,54	0,43	0,55	0,53
Taille	0,59	0,52	0,57	0,61
Taille sternale	0,58	0,52	0,57	0,59
Taille assis	0,40	0,21	0,35	0,47
Longueur du bras	0,52	0,37	0,51	0,57
Longueur de l'humérus	0,37	0,29	0,38	0,40
Longueur du radius	0,42	0,30	0,52	0,41
Longueur du doigt médian	0,53	0,48	0,43	0,58
Diamètre biacromial	0,40	0,42	0,46	0,33
Diamètre bicrète	0,53	0,49	0,45	0,56
Diamètre bitrochantérien	0,57	0,62	0,57	0,55
Périmètre du bras étendu	0,46	0,36	0,48	0,48
Périmètre du bras fléchi	0,45	0,37	0,45	0,48
Périmètre du poignet	0,49	0,30	0,57	0,50
Périmètre de la cheville	0,38	(0,09)	0,49	0,35
Périmètre du mollet	0,26	(0,15)	0,44	0,20
Périmètre du cou	0,48	0,42	0,56	0,42

(*) Les corrélations placées entre parenthèses ne sont pas significatives.

TABLEAU 20. — Corrélations entre apparentés
des valeurs normées des mensurations céphaliques et faciales (*).

Caractères	Père/mère n=125	Père/enfants n=282	Mère/enfants n=286	Parent moyen/ enfants n=282	Parent moyen/ enfant moyen n=125
Longueur de la tête	(0,01)	(0,18)	0,38	0,39	0,46
Largeur de la tête	(0,14)	0,42	0,27	0,46	0,57
Largeur frontale	(0,17)	0,44	0,33	0,50	0,62
Largeur bizygomatique	0,32	0,45	0,34	0,49	0,57
Largeur bigoniaque	0,36	0,46	0,43	0,54	0,63
Hauteur physiionomique	0,23	0,43	0,37	0,50	0,60
Hauteur nasion-menton	(0,17)	0,39	0,30	0,45	0,53
Hauteur nasion-stomion	0,23	0,36	0,29	0,41	0,51
Hauteur du nez	0,33	0,37	(0,16)	0,32	0,45
Largeur du nez	(-0,03)	0,33	0,30	0,44	0,52
Largeur bipalpébrale interne	(0,08)	0,26	0,42	0,46	0,54
Largeur bipalpébrale externe	(0,15)	0,35	0,41	0,50	0,63
Largeur interpupillaire	(0,17)	0,37	0,39	0,50	0,61
Hauteur des lèvres	(0,04)	0,28	0,39	0,46	0,55
Largeur des lèvres	(0,12)	0,21	0,35	0,37	0,46
Hauteur de l'oreille	(0,03)	0,28	0,36	0,44	0,55
Largeur de l'oreille	(0,07)	0,33	0,32	0,43	0,54
Hauteur de la tête	0,23	0,46	0,41	0,55	0,66
Profondeur du nez	0,24	0,39	0,30	0,43	0,52

(*) Les corrélations placées entre parenthèses ne sont pas significatives.

TABLEAU 21. — Corrélations entre apparentés
des valeurs normées des mensurations céphaliques et faciales (*).

Caractères	Père/fils n=136	Mère/fils n=139	Père/fille n=146	Mère/fille n=147	Parents/ enfants n=564
Longueur de la tête	(0,18)	0,37	(0,17)	0,40	0,28
Largeur de la tête	0,42	0,22	0,41	0,33	0,35
Largeur frontale	0,40	0,24	0,47	0,41	0,39
Largeur bizygomatique	0,52	0,38	0,40	0,31	0,40
Largeur bigoniaque	0,44	0,46	0,48	0,40	0,45
Hauteur physiionomique	0,42	0,41	0,46	0,34	0,40
Hauteur nasion-menton	0,44	0,31	0,36	0,30	0,34
Hauteur nasion-stomion	0,45	0,36	0,27	0,21	0,32
Hauteur du nez	0,43	(0,17)	0,31	(0,14)	0,26
Largeur du nez	0,32	0,35	0,34	0,26	0,31
Largeur bipalpébrale interne	0,30	0,28	0,22	0,52	0,34
Largeur bipalpébrale externe	0,34	0,40	0,36	0,42	0,38
Largeur interpupillaire	0,32	0,38	0,42	0,40	0,38
Hauteur des lèvres	0,29	0,41	0,27	0,37	0,33
Largeur des lèvres	0,21	0,30	0,21	0,38	0,27
Hauteur de l'oreille	0,24	0,39	0,32	0,33	0,31
Largeur de l'oreille	0,39	0,36	0,28	0,28	0,32
Hauteur de la tête	0,53	0,46	0,39	0,37	0,44
Profondeur du nez	0,40	0,30	0,37	0,29	0,34

(*) Les corrélations placées entre parenthèses ne sont pas significatives.

que d'autres caractères ne sont quasi pas corrélés. Des caractères comme la taille, la taille sternale, la longueur du bras, la longueur du doigt médian, les diamètres bicrète et bitrochan-térien, la hauteur de la tête sont bien corrélés. D'autres caractères ne sont presque pas corrélés, voire non significativement pour certains d'entre eux : le périmètre du mollet, du cou, de la cheville, la longueur de la tête, la hauteur du nez, la largeur du nez et la largeur de l'oreille.

Nous avons illustré un certain nombre de ces corrélations par leurs nuages de points (fig. 44 à 66).

De tels nuages de dispersion sont synthétisés par l'utilisation d'ellipses concentriques d'égale fréquence ou équiprobables, enfermant un nombre de plus en plus élevé de sujets du groupe (DEFRISE-GUSSENHOVEN, 1955). Les trois ellipses dessinées contiennent 70, 95 et 99 % des sujets. Les figures 44 à 48 illustrent les corrélations entre apparentés de la valeur absolue de la taille, les figures 49 à 54 illustrent les corrélations relatives aux valeurs normées de la taille, les figures 55 à 60 sont celles qui correspondent aux corrélations des valeurs normées du diamètre bicrète et, enfin, les figures 61 à 66 schématisent les corrélations entre apparentés des valeurs normées du poids.

TABLEAU 22. — Corrélations entre germains
des valeurs normées des mensurations céphaliques et faciales (*).

Caractères	Germaines n=382	Frères n=101	Sœurs n=92	Frère/sœur n=106
Longueur de la tête	0,31	0,36	0,44	0,25
Largeur de la tête	0,35	0,37	0,32	0,34
Largeur frontale	0,33	0,41	0,33	0,32
Largeur bizygomatique	0,39	0,45	0,39	0,38
Largeur bigoniaque	0,38	0,37	0,38	0,37
Hauteur physiologique	0,35	(0,16)	0,50	0,40
Hauteur nasion-menton	0,42	0,52	0,49	0,42
Hauteur nasion-stomion	0,38	0,33	0,46	0,41
Hauteur du nez	0,28	(0,19)	0,47	0,26
Largeur du nez	0,34	(-0,0001)	0,44	0,40
Largeur bipalpébrale interne	0,40	(0,20)	0,64	0,40
Largeur bipalpébrale externe	0,40	0,36	0,54	0,37
Largeur interpupillaire	0,31	0,34	0,30	0,29
Hauteur des lèvres	0,42	0,24	0,50	0,43
Largeur des lèvres	0,34	0,28	0,45	0,34
Hauteur de l'oreille	0,33	0,26	0,43	0,29
Largeur de l'oreille	0,41	(0,16)	0,35	0,53
Hauteur de la tête	0,41	0,48	0,39	0,46
Profondeur du nez	0,34	0,24	0,51	0,31

(*) Les corrélations placées entre parenthèses ne sont pas significatives.

TABLEAU 23. — Corrélations entre apparentés
des valeurs absolues et des valeurs normées des mensurations (*).

Caractères	Valeurs	Père/mère n=125	Père/enfants n=282	Mère/enfants n=286	Parent moyen/ enfants n=282	Parent moyen/ enfant moyen n=125
Poids	absolues normées	(0,04) (0,07)	0,28 0,35	0,32 0,34	0,41 0,46	0,45 0,49
Taille	absolues normées	0,29 0,24	0,41 0,52	0,33 0,50	0,45 0,63	0,54 0,70
Taille assis	absolues normées	(0,15) (0,17)	0,27 0,35	0,32 0,38	0,38 0,47	0,45 0,54
Diamètre biacromial	absolues normées	(0,12) (0,13)	0,21 0,22	0,35 0,45	0,35 0,44	0,42 0,51
Longueur de la tête	absolues normées	(0,01) (0,01)	(0,12) (0,18)	0,36 0,38	0,32 0,39	0,40 0,46
Largeur de la tête	absolues normées	(0,14) (0,14)	0,34 0,42	0,25 0,27	0,40 0,46	0,53 0,57
Hauteur physiologique	absolues normées	0,23 0,23	0,39 0,43	0,35 0,37	0,47 0,50	0,56 0,60

(*) Les corrélations placées entre parenthèses ne sont pas significatives.

TABLEAU 23 (suite).

Caractères	Valeurs	Père/fils	Mère/fils	Père/filles	Mère/filles	Parents/ enfants
		n=136	n=139	n=146	n=147	n=564
Poids	absolues	0,23	0,37	0,33	0,32	0,25
	normées	0,32	0,35	0,39	0,32	0,34
Taille	absolues	0,52	0,52	0,53	0,49	0,26
	normées	0,54	0,53	0,52	0,47	0,51
Taille assis	absolues	0,33	0,38	0,31	0,41	0,23
	normées	0,41	0,38	0,29	0,39	0,37
Diamètre biacromial... ..	absolues	(0,07)	0,42	0,30	0,49	0,19
	normées	(0,09)	0,41	0,33	0,50	0,33
Longueur de la tête... ..	absolues	(0,18)	0,37	(0,17)	0,40	(0,17)
	normées	(0,18)	0,37	(0,17)	0,40	0,28
Largeur de la tête	absolues	0,42	0,23	0,40	0,32	0,25
	normées	0,42	0,22	0,41	0,33	0,35
Hauteur physiologique	absolues	0,39	0,40	0,44	0,34	0,27
	normées	0,42	0,41	0,46	0,34	0,40

Caractères	Valeurs	Gerains	Frères	Sœurs	Frère/sœur
		n=382	n=102	n=92	n=106
Poids	absolues	0,38	0,40	0,57	0,50
	normées	0,54	0,43	0,55	0,53
Taille	absolues	0,30	0,50	0,58	0,60
	normées	0,59	0,52	0,57	0,61
Taille assis	absolues	0,24	0,23	0,37	0,48
	normées	0,40	0,21	0,35	0,47
Diamètre biacromial... ..	absolues	0,27	0,42	0,51	0,34
	normées	0,40	0,42	0,46	0,33
Longueur de la tête... ..	absolues	0,20	0,36	0,44	0,25
	normées	0,31	0,36	0,44	0,25
Largeur de la tête	absolues	0,22	0,37	0,32	0,31
	normées	0,35	0,37	0,32	0,34
Hauteur physiologique	absolues	0,29	(0,17)	0,49	0,36
	normées	0,35	(0,16)	0,50	0,40

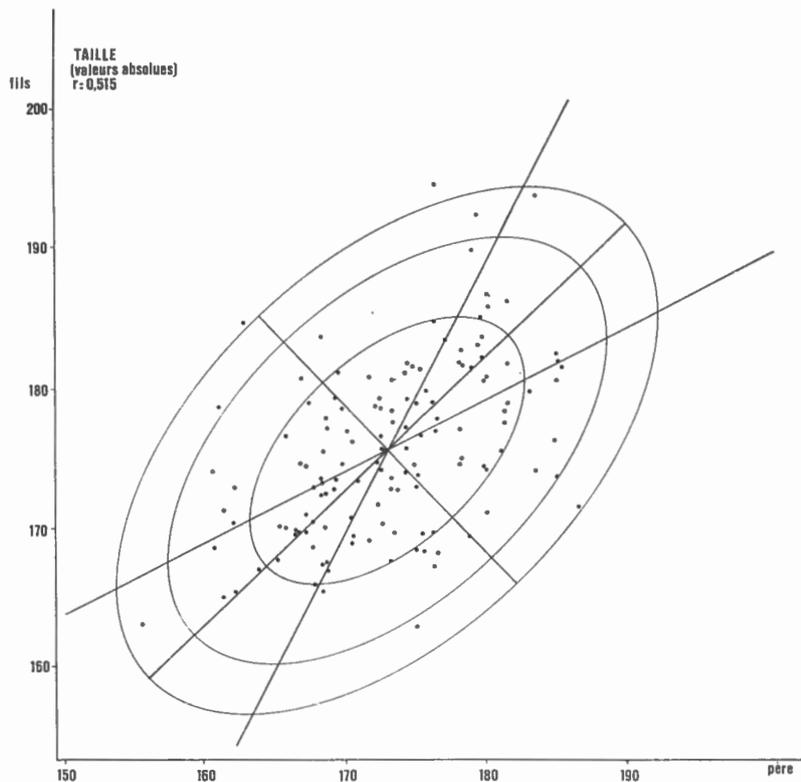


FIG. 44. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation père/fils des valeurs absolues de la taille. Les axes de l'ellipse et les deux droites de régression sont représentés sur ce graphique.

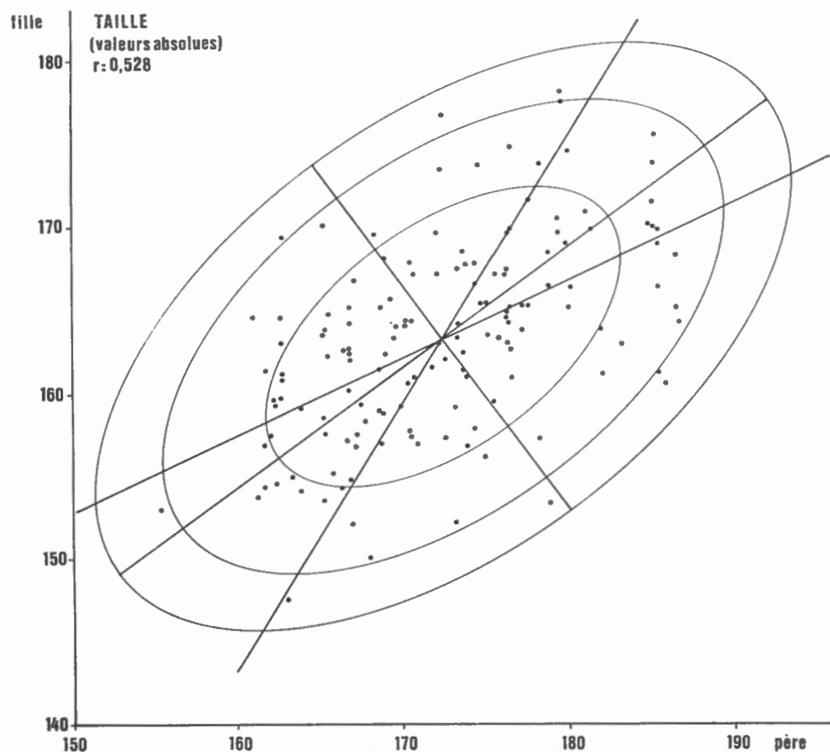


FIG. 45. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation père/filles des valeurs absolues de la taille. Les axes de l'ellipse et les deux droites de régression sont représentés sur ce graphique.

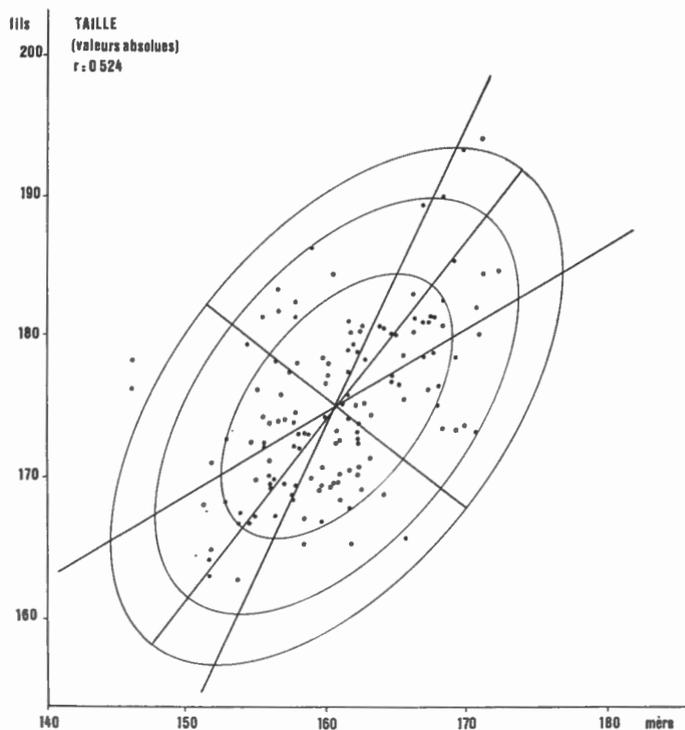


FIG. 46. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation mère/fils des valeurs absolues de la taille. Les axes de l'ellipse et les deux droites de régression sont représentés sur ce graphique.

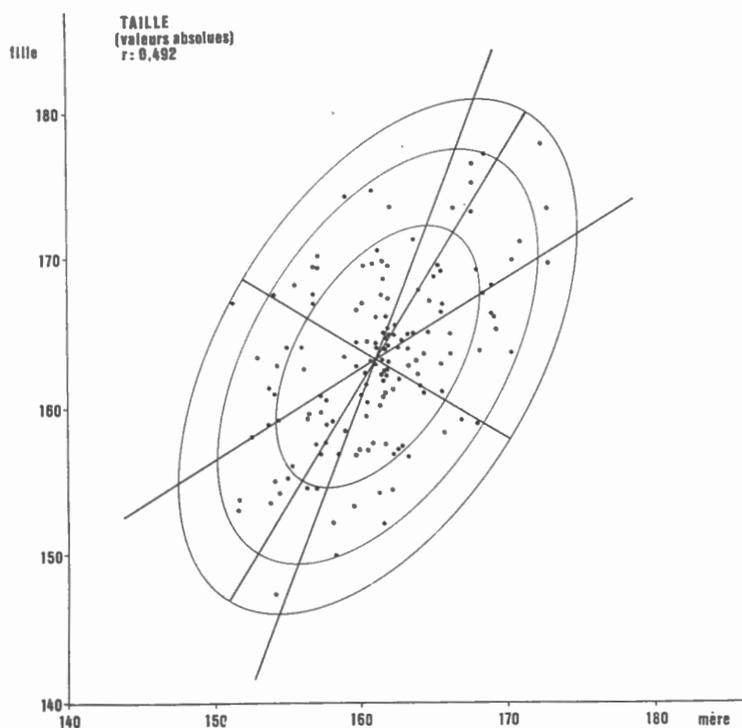


FIG. 47. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation mère/filles des valeurs absolues de la taille. Les axes de l'ellipse et les deux droites de régression sont représentés sur ce graphique.

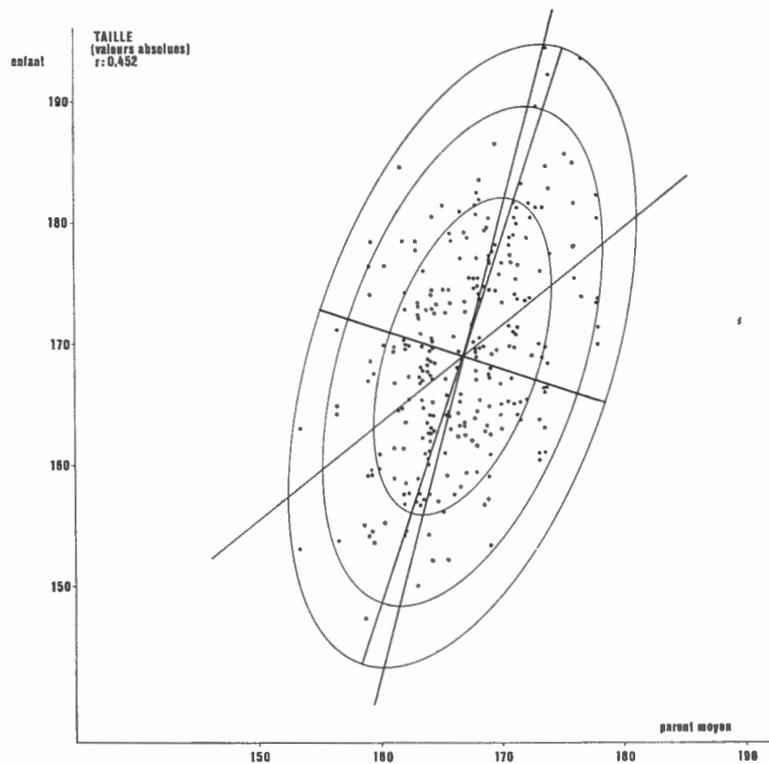


FIG. 48. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation parent moyen/enfant des valeurs absolues de la taille. Les axes de l'ellipse et les deux droites de régression sont représentés sur ce graphique.

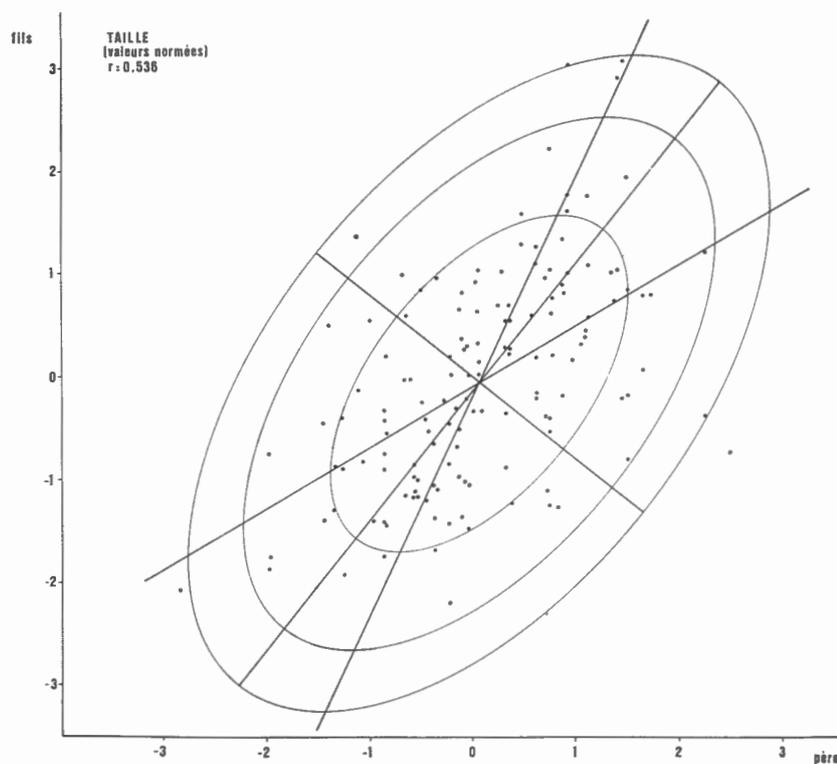


FIG. 49. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation père/fils des valeurs normées de la taille. Les axes de l'ellipse et les deux droites de régression sont représentés sur ce graphique.

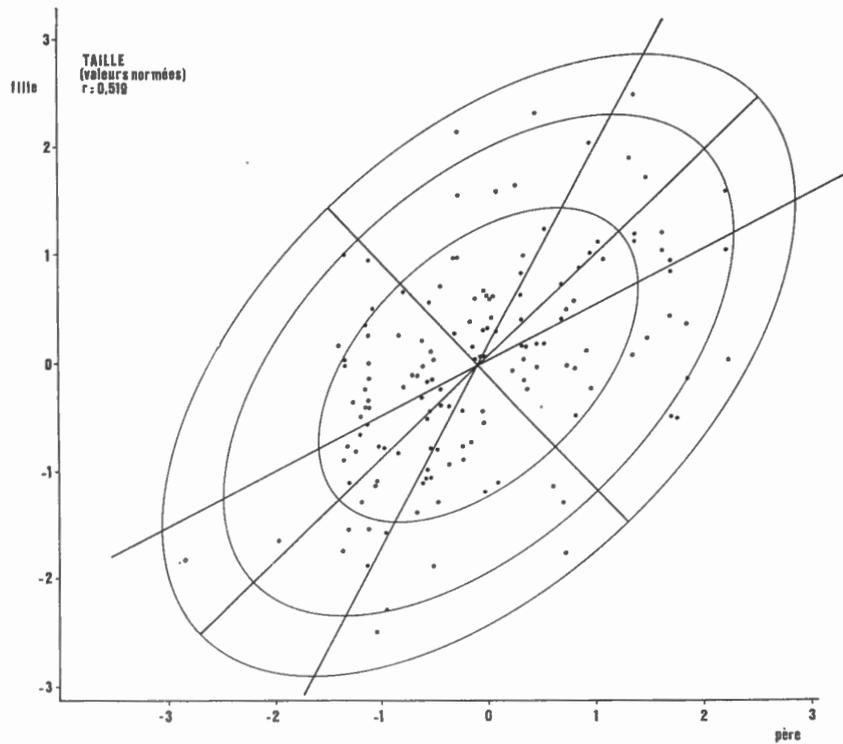


FIG. 50. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation père/filles des valeurs normées de la taille. Les axes de l'ellipse et les deux droites de régression sont représentés sur ce graphique.

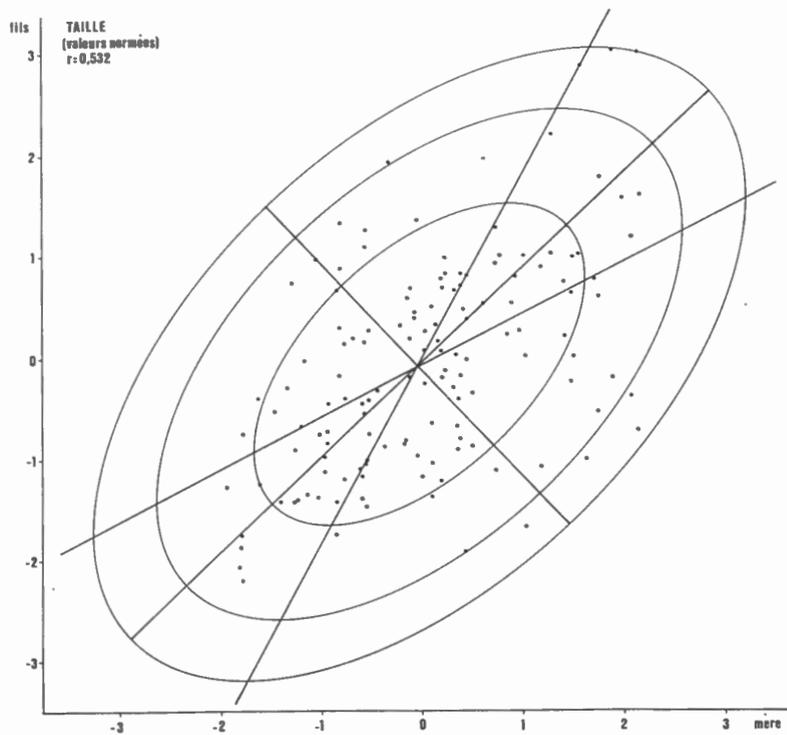


FIG. 51. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation mère/fils des valeurs normées de la taille. Les axes de l'ellipse et les deux droites de régression sont représentés sur ce graphique.

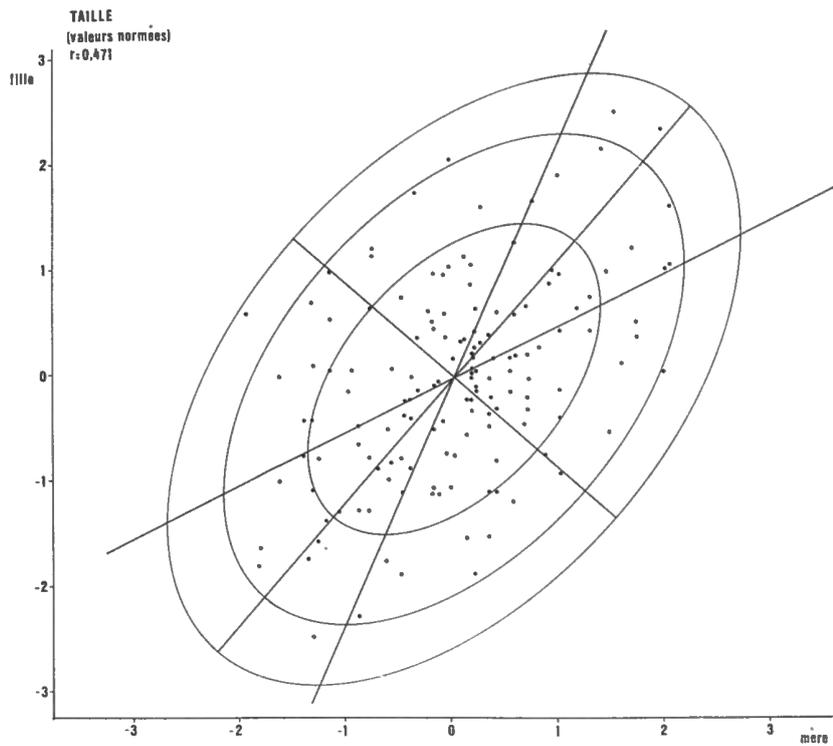


FIG. 52. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation mère/filles des valeurs normées de la taille. Les axes de l'ellipse et les deux droites de régression sont représentés sur ce graphique.

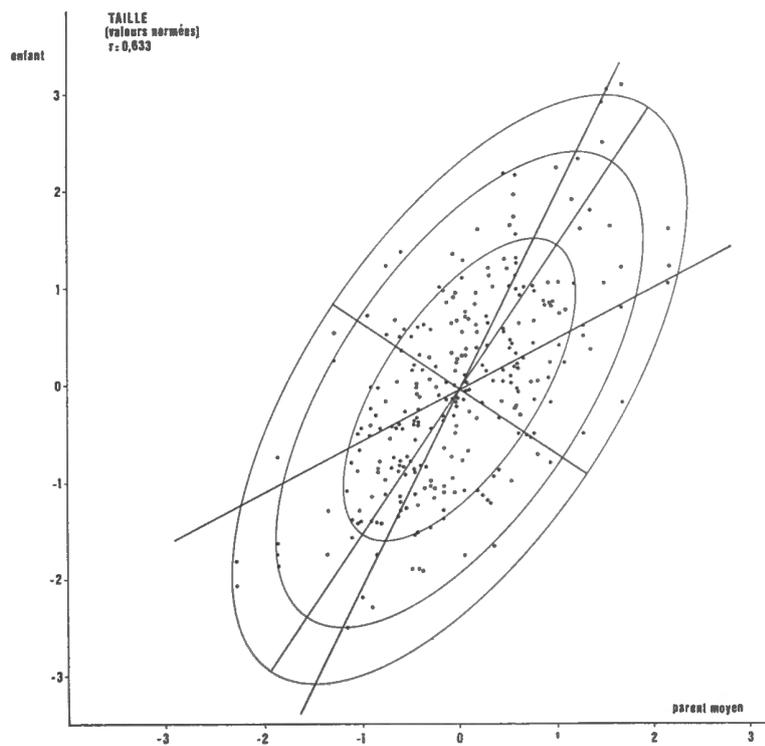


FIG. 53. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation parent moyen/enfants des valeurs normées de la taille. Les axes de l'ellipse et les deux droites de régression sont représentés sur ce graphique.

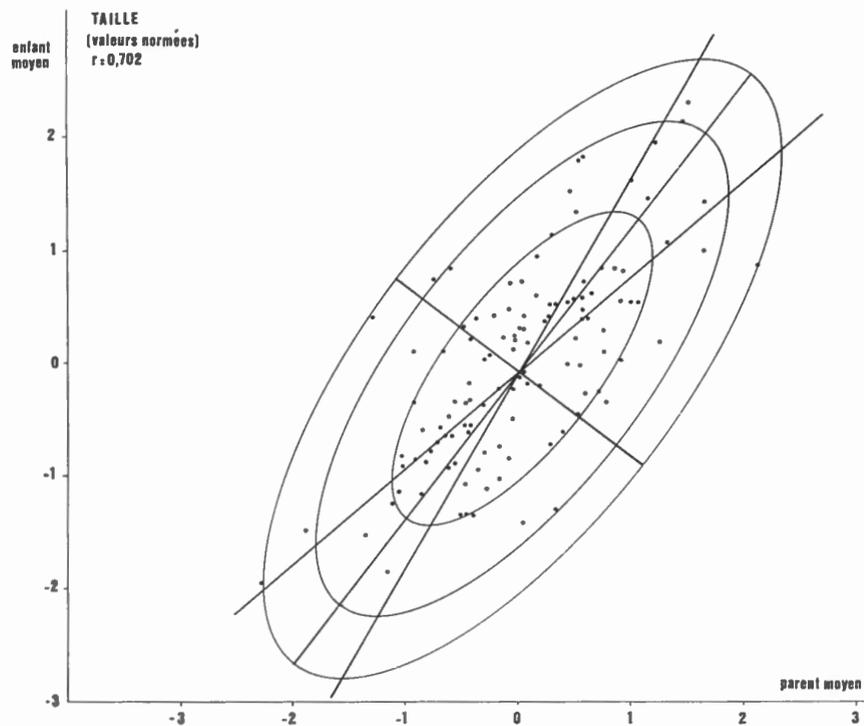


FIG. 54. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation parent moyen/enfant moyen des valeurs normées de la taille. Les axes de l'ellipse et les deux droites de régression sont représentés sur ce graphique.

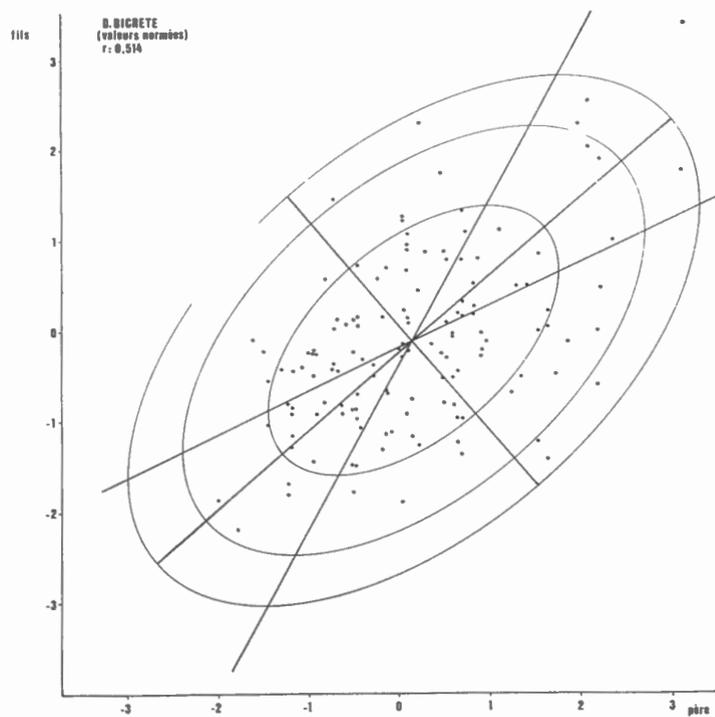


FIG. 55. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation père/fils des valeurs normées du diamètre bicrète. Les axes de l'ellipse et les deux droites de régression sont représentés sur ce graphique.

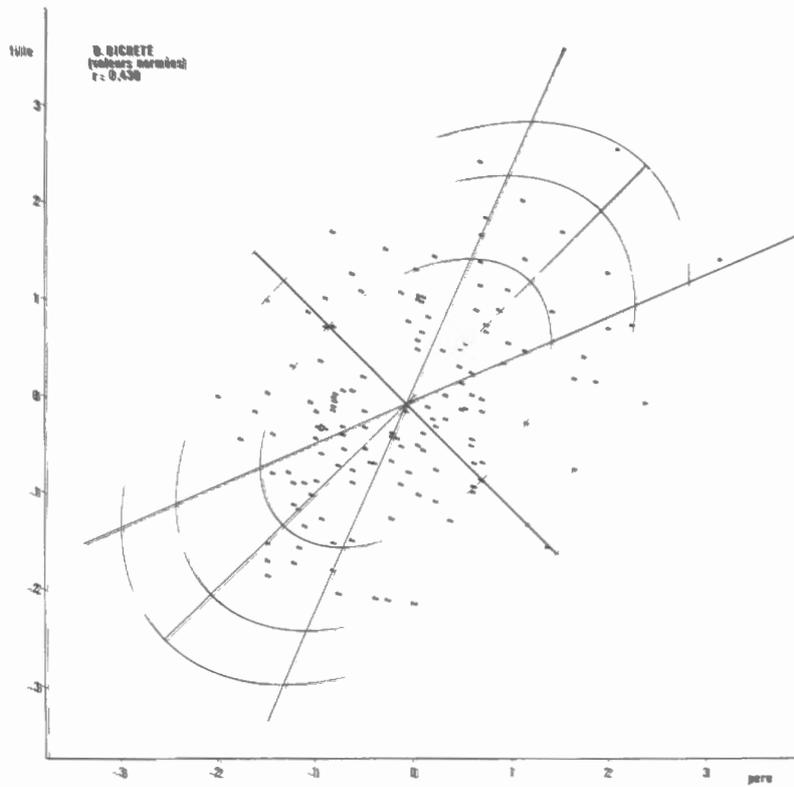


FIG. 56. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation père-filles des valeurs normées du diamètre bicrète. Les axes de l'ellipse et les deux droites de régression sont représentés sur ce graphique.

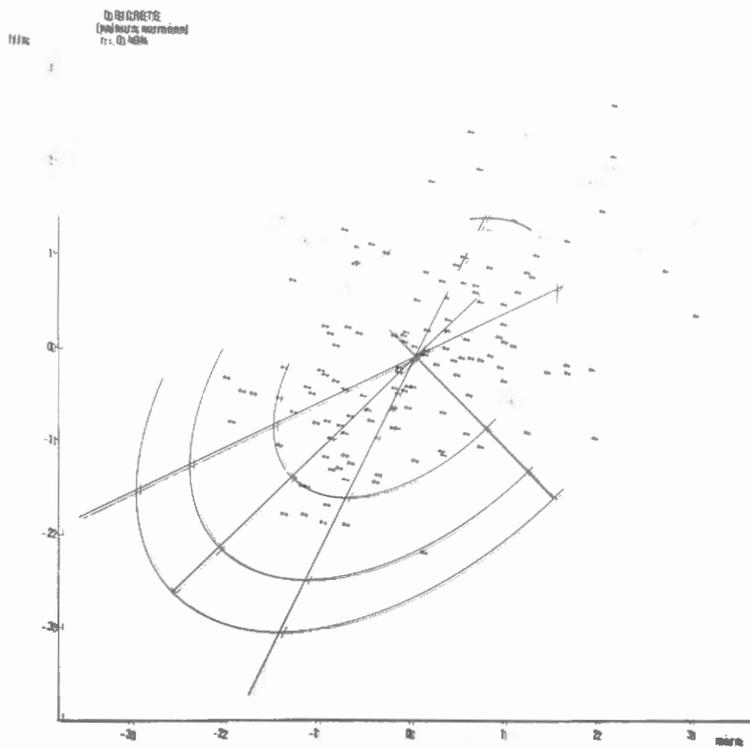


FIG. 57. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation mère-fils des valeurs normées du diamètre bicrète. Les axes de l'ellipse et les deux droites de régression sont représentés sur ce graphique.

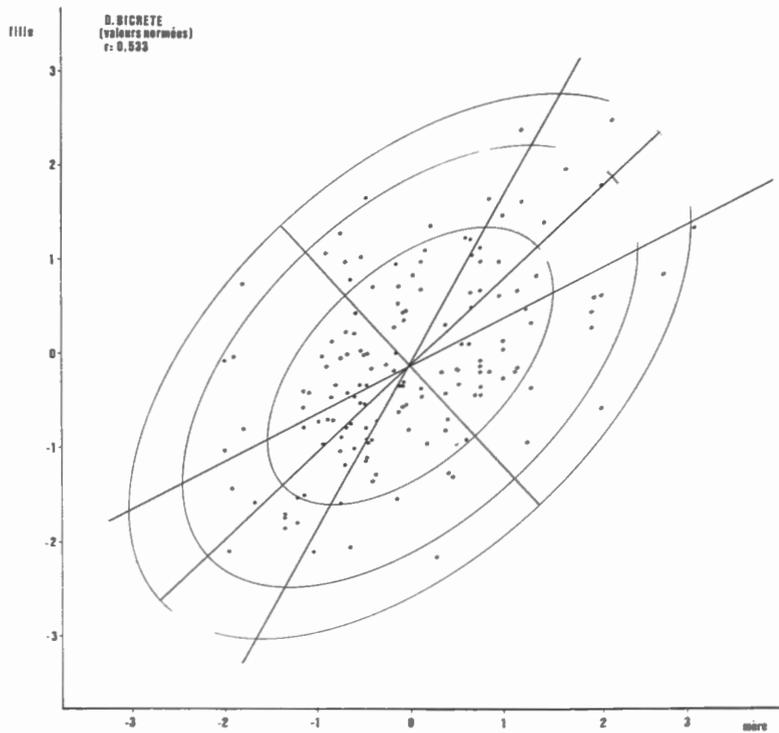


FIG. 58. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation mère/filles des valeurs normées du diamètre bicrète. Les axes de l'ellipse et les droites de régression sont représentés sur ce graphique.

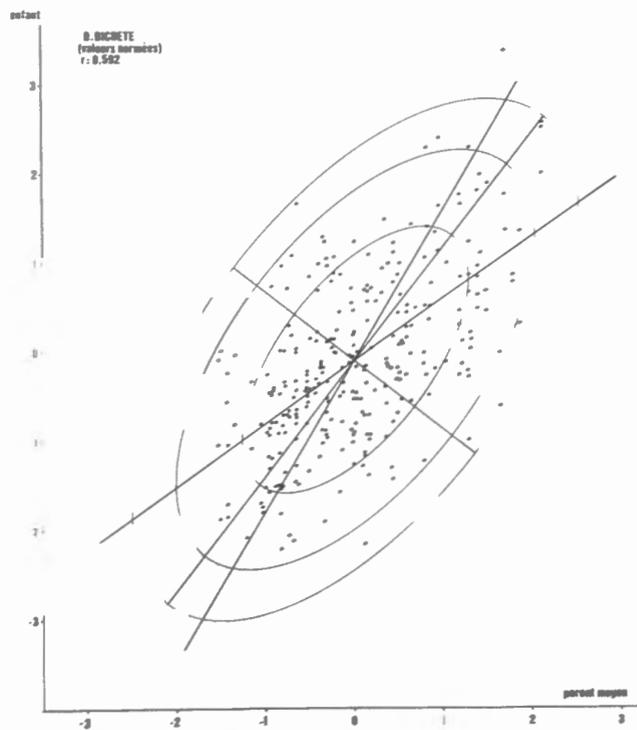


FIG. 59. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation parent moyen/enfant des valeurs normées du diamètre bicrète. Les axes de l'ellipse et les droites de régression sont représentés sur ce graphique.

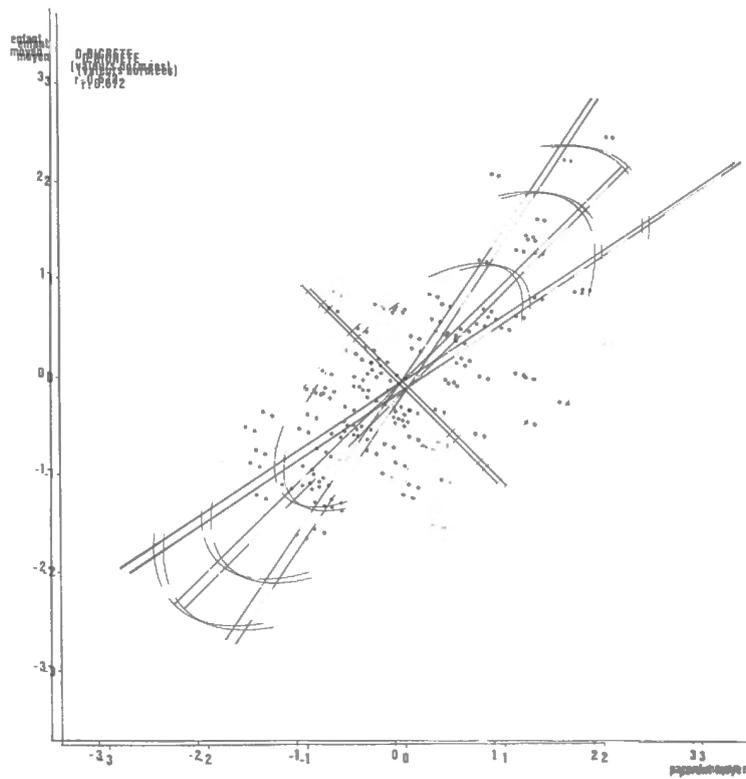


FIG. 60. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation parent moyen/enfant moyen des valeurs normalisées du diamètre bittête. Les axes de l'ellipse et les droites de régression sont représentés sur ce graphique.

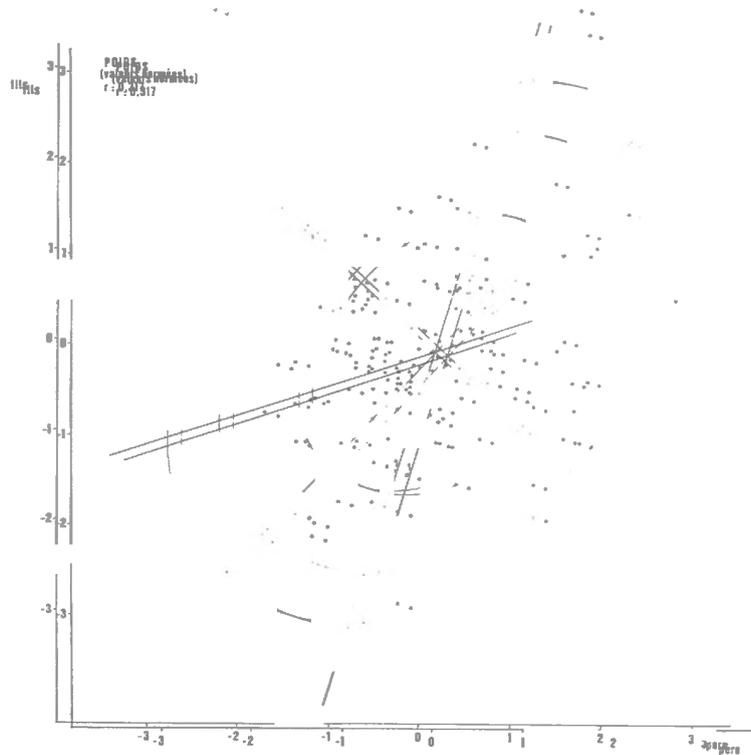


FIG. 61. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation père/fils des valeurs normalisées du poids. Les axes de l'ellipse et les droites de régression sont représentés sur ce graphique.

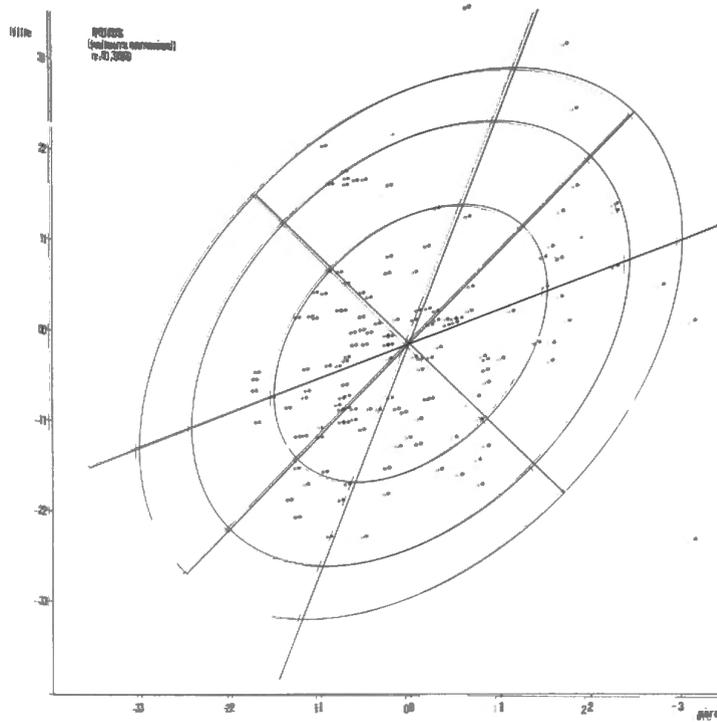


FIG. 82. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 85 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation père/filles des valeurs nommées du poids. Les axes de l'ellipse et les droites de régression sont représentés sur ce graphique.

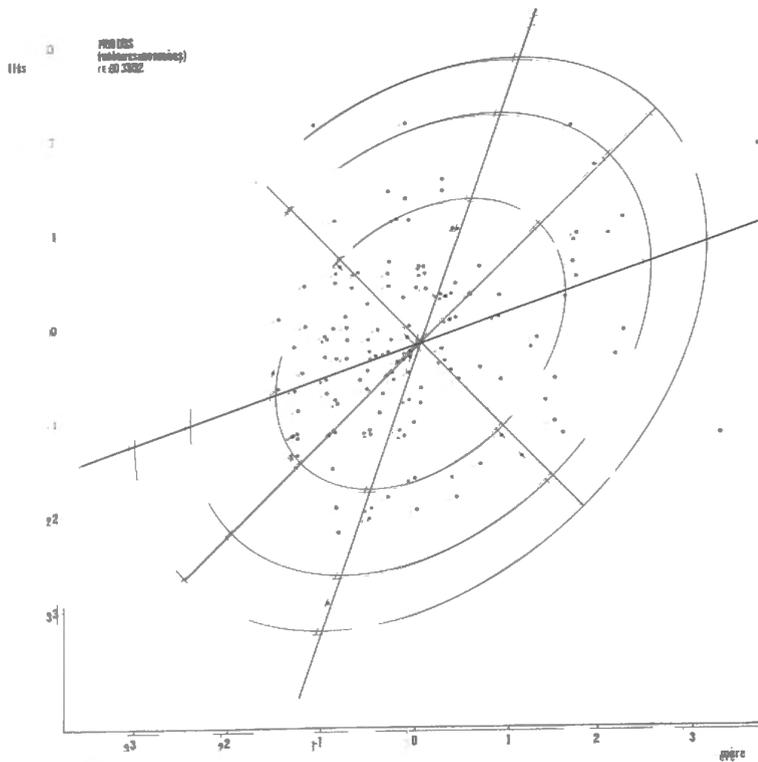


FIG. 83. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 85 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation mère/fils des valeurs nommées du poids. Les axes de l'ellipse et les droites de régression sont représentés sur ce graphique.

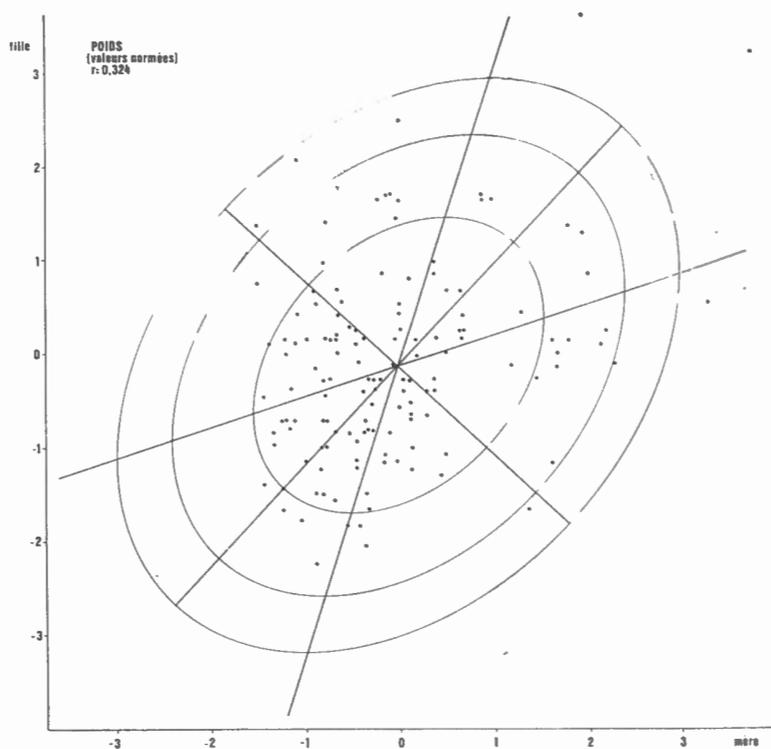


FIG. 64. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation mère/filles des valeurs normées du poids. Les axes de l'ellipse et les droites de régression sont représentés sur ce graphique.

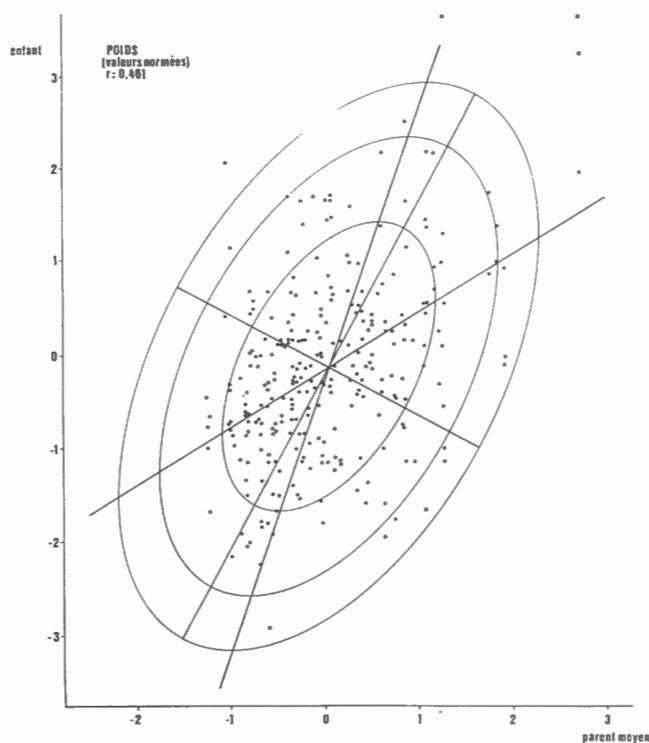


FIG. 65. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation parent moyen/enfants des valeurs normées du poids. Les axes de l'ellipse et les droites de régression sont représentés sur ce graphique.

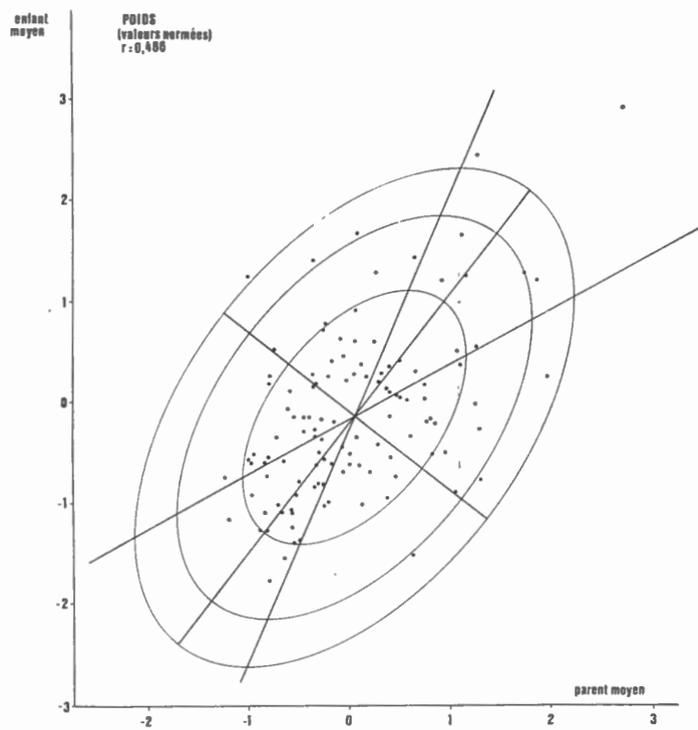


FIG. 66. — Ellipses équiprobables contenant respectivement 70, 95 et 99 % des points du nuage de dispersion illustrant la corrélation parent moyen/enfant moyen des valeurs normées du poids. Les axes de l'ellipse et les droites de régression sont représentés sur ce graphique.

3.3.1. *Corrélations parents/enfants.*

Pour mieux pouvoir représenter l'héritabilité de ces caractères, nous avons porté en graphique les coefficients de corrélation parents/enfants des différents caractères. Le graphique 67 correspond aux mesures corporelles et le graphique 68 aux mesures céphaliques. Le graphique 67 fait ressortir nettement un gradient des mesures les plus corrélées aux mesures les moins corrélées. Les mesures les plus corrélées sont les mesures longitudinales, à savoir la

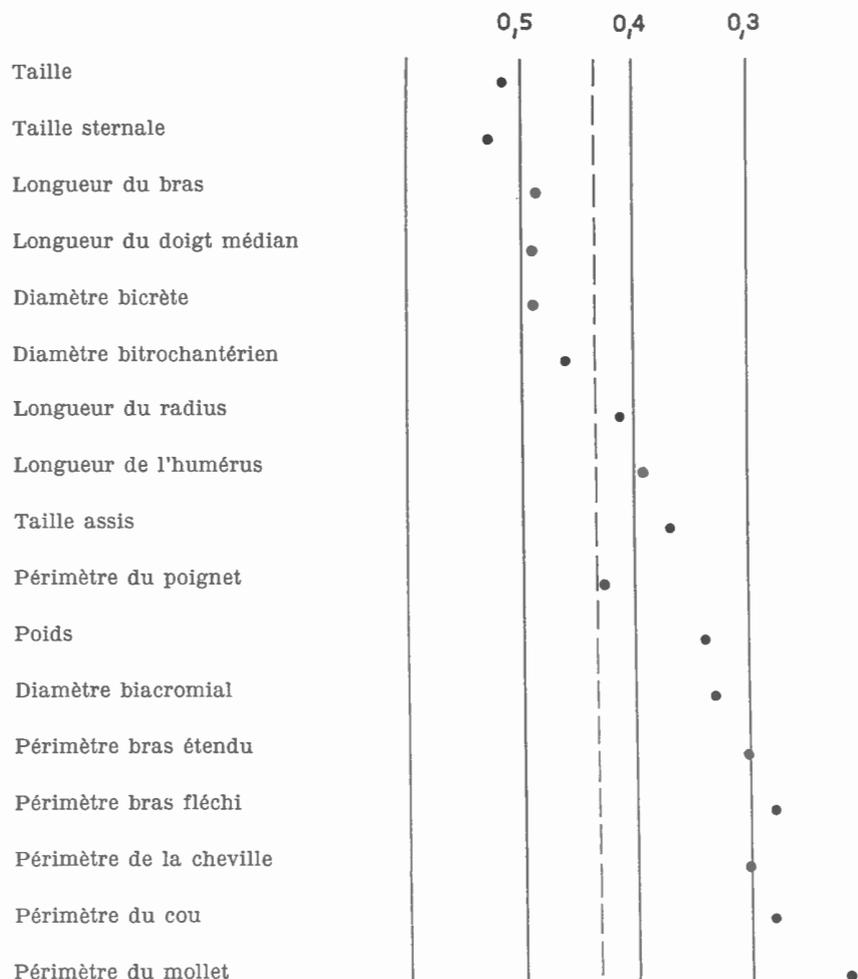


FIG. 67. — Gradient des coefficients de corrélation parents/enfants des mesures corporelles.

taille, la taille sternale, la longueur du bras, la longueur du doigt médian mais aussi deux mesures transversales : les diamètres bicrète et bitrochantérien. Trois autres mesures longitudinales présentent des valeurs intermédiaires : il s'agit des longueurs de l'humérus et du radius, ainsi que de la taille assis. En fait, ces trois dernières mesures sont des mesures beaucoup moins précises. La longueur de l'humérus est mesurée depuis l'acromial (point de passage du bord postérieur de l'épine de l'omoplate et du bord externe de l'acromion) jusqu'au radiale (point le plus élevé de la tête du radius); la longueur du radius est mesurée depuis le radiale jusqu'au stylien (point inférieur de l'apophyse styloïde de l'extrémité inférieure du radius). Or, si les points osseux sont facilement repérables, la projection de ces deux points, radiale et

stylium, sur la peau est difficile : ces segments sont par conséquent difficiles à mesurer. La taille assis mesurée du vertex à la ligne joignant les ischions, lorsque le sujet est assis, est censée donner la longueur du buste, mais est très délicate en raison surtout des difficultés rencontrées à uniformiser la position à faire adopter par le sujet. Les erreurs faites sur ces trois mesures sont donc assez grandes; ces erreurs augmenteront la variance, mais ne modifieront probablement pas la covariance entre apparentés. Or, le coefficient de corrélation entre A et B est défini comme le rapport de la covariance entre A et B (cov. A B) et de la variance de A et de B (V_A, V_B) $r_{AB} = \frac{\text{Cov. AB}}{\sqrt{V_A \cdot V_B}}$.

On peut donc s'attendre à ce que les corrélations relatives aux mensurations où les erreurs de mesure sont élevées soient sous-estimées, les variances étant surestimées. Le poids et le diamètre biacromial sont peu corrélés (0,3). Les périmètres sont encore plus faiblement corrélés : périmètre du bras étendu et fléchi, périmètre de la cheville, périmètre du cou et périmètre du mollet, à l'exception donc du périmètre du poignet. Ce périmètre du poignet est naturellement une mesure osseuse, puisqu'il est mesuré dans un plan horizontal passant par le stylium : ceci différencie ce périmètre des autres périmètres, où la masse musculaire et graisseuse intervient essentiellement dans la mesure. Malgré la corrélation élevée qui existe entre les périmètres du poignet et de la cheville

$r=0,47$ chez les hommes

$r=0,52$ chez les femmes,

le périmètre de la cheville est beaucoup moins corrélé entre apparentés que ne l'est le périmètre du poignet. Le périmètre de la cheville semble sous l'influence partielle des facteurs qui causent la très faible héritabilité du périmètre du mollet : 0,31 seulement entre parent moyen/enfants, corrélations non significatives entre père/fils, mère/enfants, mère/filles, frère/frère (voir tabl. 17 à 19).

Nous devons encore ajouter, pour terminer la description de ce tableau, que seuls les coefficients relatifs à la taille, à la taille sternale, à la longueur du bras, à la longueur du doigt médian, au diamètre bicrète et au diamètre bitrochantérien ont des valeurs qui ne sont pas significativement différentes de la valeur théorique 0,5 de la corrélation entre parents et enfants.

Le graphique 68 fait ressortir tout aussi nettement un gradient d'héritabilité de mesures céphaliques et faciales cette fois. Dans l'ensemble, les corrélations sont relativement peu élevées : seuls les coefficients relatifs à la hauteur de la tête et à la longueur bigoniaque ont des valeurs qui ne sont pas significativement différentes de la valeur théorique 0,5 du coefficient de corrélation entre parents et enfants.

Les mesures céphaliques les plus corrélées sont deux mesures longitudinales : la hauteur de la tête et la hauteur physiologique, et trois mesures de largeur faciale : la largeur bigoniaque, la largeur bizygomatique et la largeur frontale. Les autres mensurations longitudinales de la face sont peu corrélées; il s'agit de la hauteur nasion-menton, de la hauteur nasion-stomion et de la hauteur du nez. Ces mesures sont très délicates : elles sont prises à partir du nasion; or, le nasion, qui est « le point de rencontre de la ligne médiane du nez et de la suture unissant les deux os propres du nez à l'os frontal », est difficile à déterminer sur le vivant. Les erreurs faites sur ces mesures sont donc assez grandes, entraînant donc une diminution des coefficients de corrélation.

La largeur et la longueur de la tête sont également peu corrélées, c'est le cas surtout de la longueur de la tête. Les mesures faciales sont aussi dans l'ensemble faiblement corrélées; les largeurs bipalpebrales externe et interne, la largeur interpupillaire, la profondeur du nez, la

hauteur des lèvres et surtout les mensurations de l'oreille, la largeur du nez, la largeur des lèvres et enfin la hauteur du nez que nous avons déjà citée. Il est assez frappant (tabl. 20 à 22) de constater l'absence de corrélation significative père/enfants pour la longueur de la tête, mère/enfants et entre frères pour la hauteur du nez, entre frères pour la largeur du nez et la largeur bipalpébrale interne.

Nous avons tenté à partir de ces résultats plusieurs essais d'interprétation.

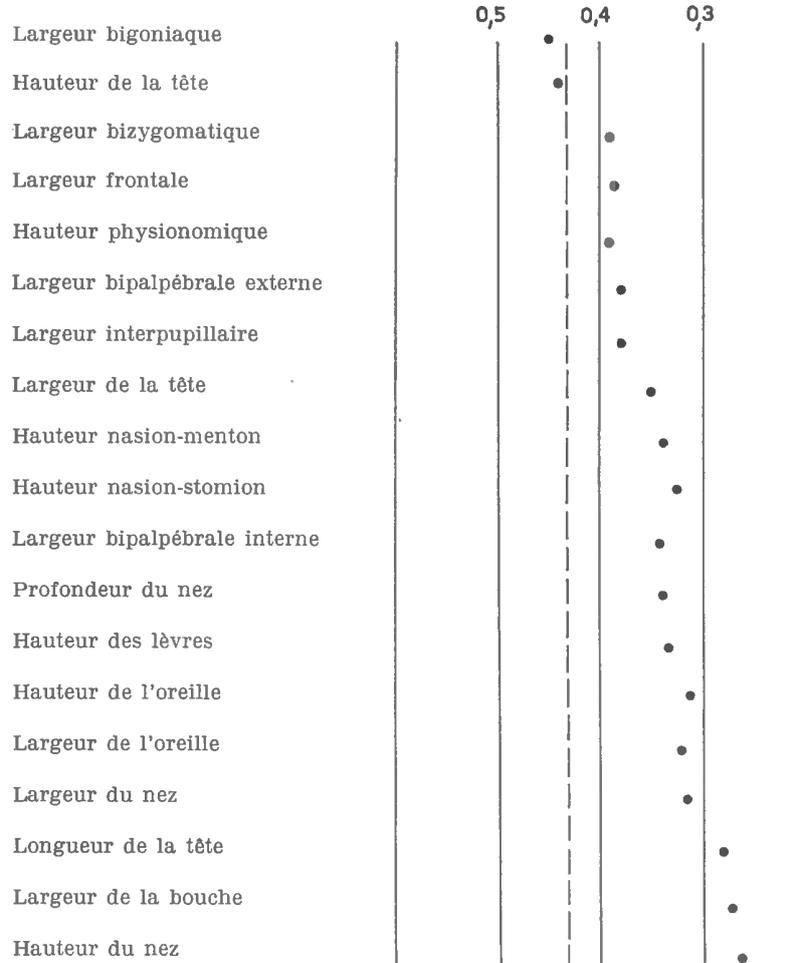


FIG. 68. — Gradient des coefficients de corrélation parents/enfants des mesures céphaliques et faciales.

3.3.2. Interprétation dans l'hypothèse de l'assortiment matrimonial.

Un premier essai d'interprétation consiste à éliminer l'effet de l'assortiment matrimonial. Nous savons, en effet, qu'en cas de corrélation positive entre les pères et les mères, donc en cas d'assortiment matrimonial positif, la corrélation observée entre parents et enfants augmente (voir § E.1.6.1.).

Le coefficient théorique de corrélation parents/enfants dans l'hypothèse d'assortiment matrimonial est égal à

$$r = \frac{1 + c}{\sqrt{2(2 + c)}}$$

où c est le coefficient de corrélation calculé entre les parents. Nous possédons ce coefficient c pour chaque caractère (voir tabl. 17 et 20).

Nous avons alors effectué la soustraction : corrélation observée parents/enfants moins corrélation théorique dans l'hypothèse d'assortiment matrimonial.

Ces valeurs ont été représentées graphiquement aux figures 69 et 70. Ces deux figures montrent que les coefficients observés sont toujours nettement inférieurs aux coefficients théoriques. A trois exceptions près, les corrélations relatives à toutes les mensurations sont d'au moins 0,1 plus petites que les corrélations théoriques : ces trois exceptions sont la taille, la taille sternale et la longueur du doigt médian.

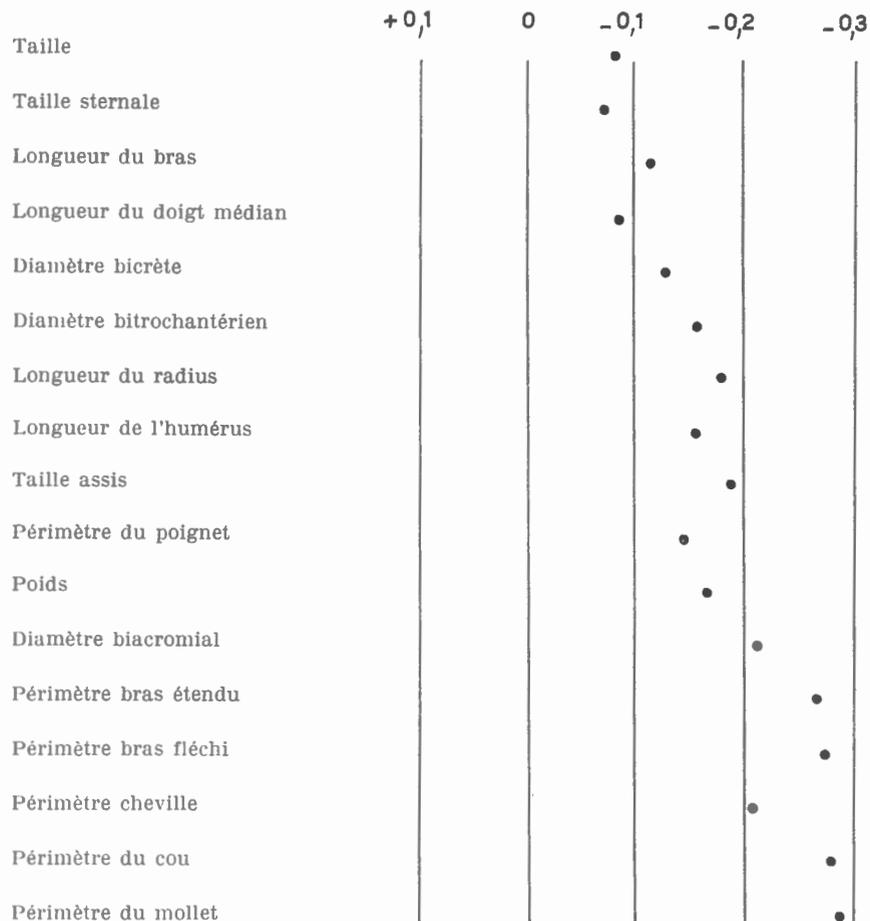


FIG. 69. — Gradient de la différence : corrélation observée parents/enfants moins corrélation théorique dans l'hypothèse d'assortiment matrimonial. Mesures corporelles.

La figure 69 illustre néanmoins le gradient déjà observé à la figure 67. Les mesures longitudinales sont, en effet, les plus corrélées, à savoir la taille, la taille sternale, la longueur du bras et la longueur du doigt médian.

Les mesures suivantes ont un coefficient parents/enfants inférieur de 0,1 à 0,2 au coefficient théorique : ce sont les diamètres bicrète et bitrochantérien (dont les coefficients illustrés à la figure 67 me semblent donc quelque peu surestimés en raison de l'assortiment matrimonial élevé de ces deux caractères), le périmètre du poignet dont le coefficient est du même ordre de grandeur que ceux relatifs aux diamètres du bassin, le poids et trois mesures

longitudinales, les longueurs du radius et de l'humérus ainsi que la taille assis (au sujet desquelles nous avons déjà noté la possibilité d'une plus grande erreur de mesure que sur les segments longitudinaux plus grands).

Les autres mesures sont très faiblement corrélées : les coefficients de corrélation observés sont de 0,2 à 0,3 plus petits que les coefficients théoriques. Il s'agit du diamètre biacromial, qui est pourtant une mesure relativement précise, et des périmètres, à savoir le périmètre de la

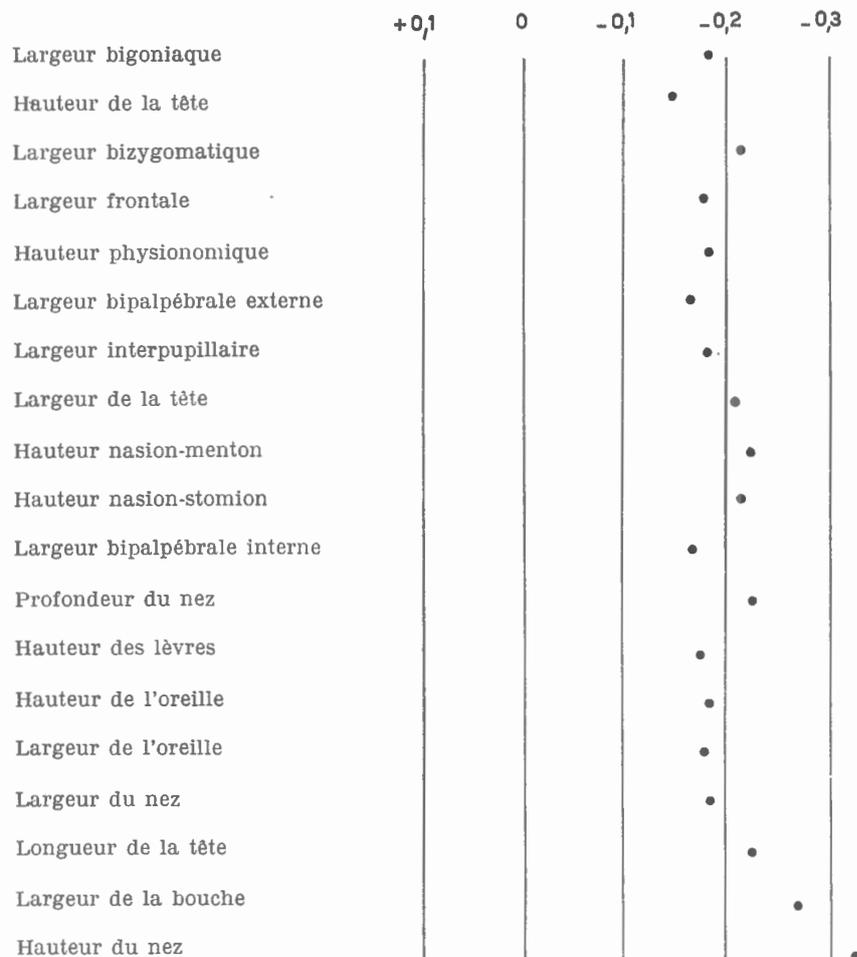


FIG. 70. — Gradient de la différence : corrélation observée parents/enfants moins corrélation théorique dans l'hypothèse d'assortiment matrimonial. Mesures céphaliques et faciales.

cheville, les périmètres du bras étendu et du bras fléchi, les périmètres du cou et du mollet. Remarquons encore que, bien que peu élevé, le coefficient de corrélation relatif à la cheville est plus grand que ceux relatifs aux autres périmètres. Or, dans le périmètre de la cheville intervient beaucoup plus le facteur de robusticité ou de gracilité du squelette que pour les autres périmètres qui sont plus sous l'influence des tissus mous des membres. C'est encore plus nettement le cas pour le périmètre du poignet.

Le graphique 70 illustre les mêmes données relatives aux mesures céphaliques et faciales. Ces corrélations, comme on le voit, sont toutes assez petites et du même ordre de grandeur. En fait, les corrélations relatives aux largeurs bigoniaque et bizygomatique et aux hauteurs

physionomique et de la tête étaient donc surestimées, ces coefficients étant augmentés sous l'influence exercée par un assortiment matrimonial élevé. La hauteur de la tête reste cependant la mesure céphalique la plus fortement corrélée. Les mesures suivantes ont des coefficients de corrélation du même ordre de grandeur : les largeurs bigoniaque et frontale, la hauteur physiologique, les largeurs bipalpébrales interne et externe ainsi que la largeur interpupillaire, la hauteur des lèvres, la largeur du nez et les mensurations de l'oreille; sont encore un peu moins corrélées : la largeur bizygomatique, les hauteurs nasion-menton et nasion-stomion, la profondeur du nez, la largeur et la longueur de la tête. Deux mesures faciales s'écartent cependant du lot des autres mesures et ont des coefficients de corrélation parents/enfants très peu élevés : il s'agit de la largeur des lèvres et de la hauteur du nez.

En résumé, nous pouvons dire que l'ensemble des mensurations sont sensiblement moins corrélées que ne le laisse prévoir la corrélation théorique dans le cas d'un hérédité polymérique simple. Cette diminution des coefficients de corrélation peut s'expliquer par la présence de facteurs de dominance (voir E.1.6.2), ou encore par des influences mésologiques ayant agi sur les mensurations. La présence de facteurs liés aux chromosomes sexuels influencerait de façon différente les diverses corrélations parents/enfants, père/fils, père/fille, mère/fils et mère/fille (voir E.1.6.3) : en fait, seule la corrélation père/fils serait dans ce cas inférieure à la valeur théorique 0,5.

Dans la suite du travail, notre but est de séparer autant que possible ces différents facteurs.

3.3.3. Coefficients de corrélation entre germains.

Les figures 71 et 72 illustrent les corrélations existant entre germains. La figure 71 illustre un gradient de mesures corporelles identique à celui des corrélations parents/enfants. Quelques corrélations sont cependant nettement plus corrélées entre germains qu'entre parents/enfants. Nous analyserons plus en détail ces différences au prochain paragraphe, mais nous voudrions déjà faire remarquer l'augmentation significative des corrélations relatives au poids, au périmètre du bras étendu et fléchi et au périmètre du cou. Les augmentations des corrélations relatives à ces mesures placent celles-ci à un niveau élevé d'héritabilité, mais naturellement anormalement élevé par rapport aux corrélations parents/enfants. La figure 72 représente les corrélations relatives aux mesures céphaliques : le gradient qui avait pu être observé pour les corrélations parents/enfants est ici beaucoup moins net. Cette absence de gradient est due à la diminution de certaines corrélations entre germains par rapport aux corrélations parents/enfants (c'est le cas notamment de la largeur bigoniaque et de la hauteur physiologique) et à une augmentation d'autres corrélations (comme la hauteur nasion-menton, la hauteur des lèvres et la largeur de l'oreille). Ces variations seront analysées en détail au paragraphe suivant. L'absence de gradient net rend très difficile, à notre avis, de juger du degré relatif d'héritabilité des différentes mesures céphaliques en la seule possession des corrélations entre germains : nous verrons au paragraphe E.4.2. que, pour les mesures céphaliques et faciales, la grosse majorité des études porte malheureusement uniquement sur des corrélations entre germains.

3.3.4. Comparaison des coefficients de corrélation calculés entre parents et enfants et des coefficients calculés entre germains.

Sur les figures 73 et 74 se trouve représentée la différence entre le coefficient de corrélation calculé entre germains et le coefficient calculé entre les parents et les enfants. Que représente cette différence ?

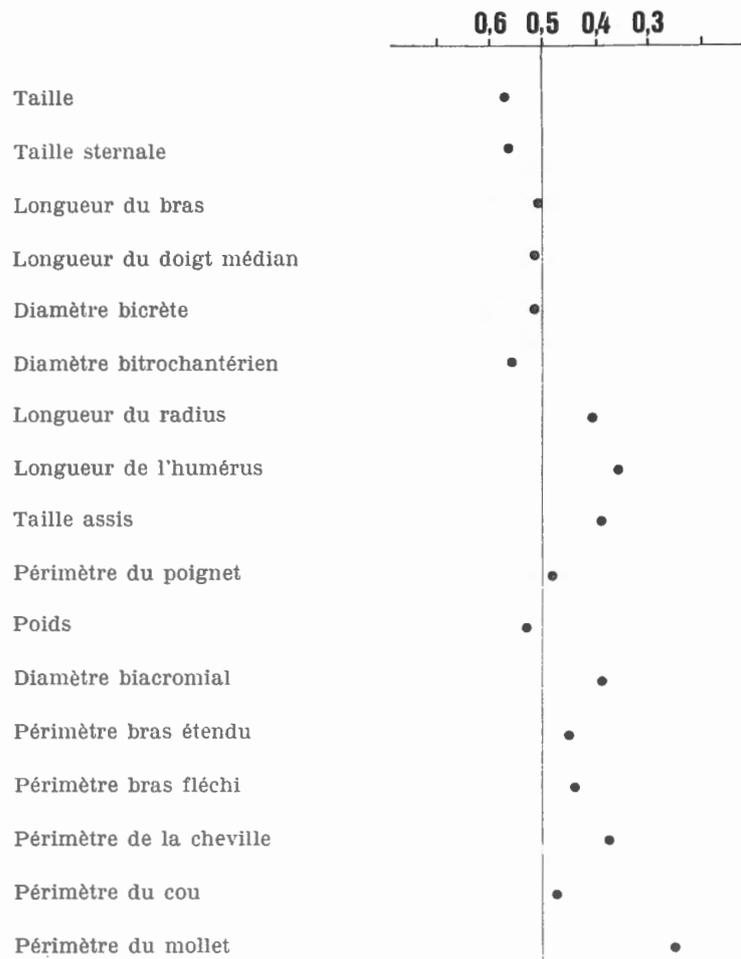


FIG. 71. — Gradient des coefficients de corrélation entre germains des mesures corporelles.

On sait que la dominance diminue la corrélation observée entre apparentés (voir considérations théoriques : E.1.6.2.). Mais, en cas de dominance, la corrélation parents/enfants est plus influencée et diminue donc plus que la corrélation entre germains. En effet, en cas de dominance, si q est la fréquence de l'allèle récessif, on a une corrélation parents/enfants égale à

$$r = \frac{q}{1+q};$$

on a une corrélation entre germains égale à

$$r = \frac{1+3q}{4(1+q)}.$$

Or, $\frac{q}{1+q} = \frac{4q}{4(1+q)} < \frac{1+3q}{4(1+q)}$, sauf naturellement pour $q=1$, où il n'y a pas d'allèles.

De plus, la similitude de milieu peut être plus grande entre les membres d'une même fratrie qu'entre les membres de générations différentes au sein d'une même famille. Si bien qu'une différence systématique de milieu pourrait également augmenter les coefficients de corrélation entre germains par rapport aux coefficients de corrélation entre parents et enfants, du moins pour des mesures mésolabiles.

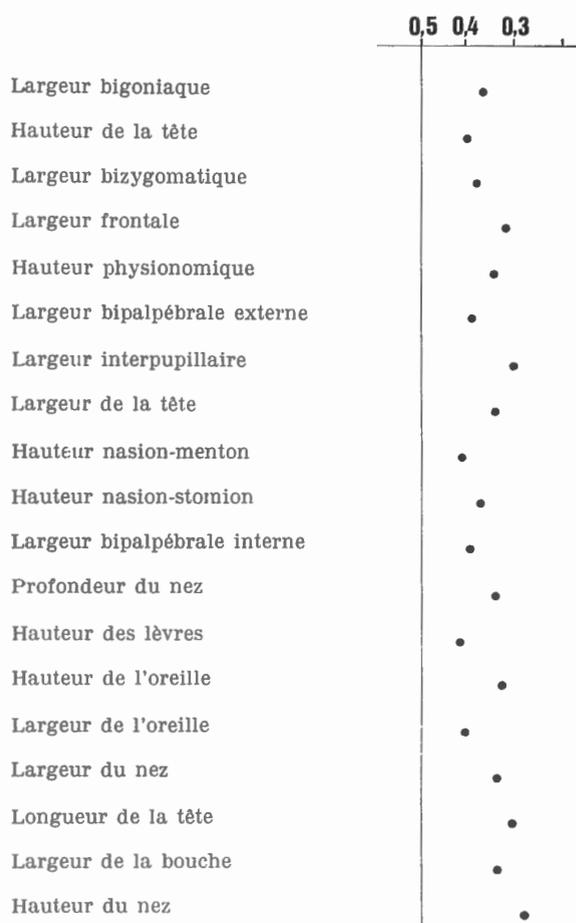


FIG. 72. — Gradient des coefficients de corrélation entre germains des mesures céphaliques et faciales.

La figure 73 porte en graphique les différences $r_{\text{germ.}} - r_{\text{par/E}}$ des mensurations corporelles. Une première observation s'impose : la corrélation entre germains est toujours plus grande que celle entre parents et enfants pour les mesures corporelles.

Cette différence entre les deux coefficients (r_1 et r_2) est pourtant loin d'être toujours significative. En effet, si l'on passe par l'intermédiaire des coefficients de corrélation transformée z (voir E.1.3.), on est ramené à comparer la différence $z_1 - z_2$ qui, pour être significative, doit être supérieure à deux fois l'écart-type de cette différence ($s_{z_1 - z_2}$).

Or,

$$s_{z_1 - z_2} = \sqrt{\frac{1}{n_1 - 3} + \frac{1}{n_2 - 3}},$$

où n_1 est le nombre de paires de sujets intervenus dans le calcul du coefficient r_1 transformé en z_1 , où n_2 est le nombre de paires de sujets intervenus dans le calcul du coefficient de corrélation r_2 transformé en z_2 .

L'application de ces calculs montre que les coefficients de corrélation entre germains sont significativement plus grands que les coefficients entre parents et enfants uniquement pour le poids, les périmètres du bras étendu et du bras fléchi ainsi que le périmètre du cou.

Cependant, pour toutes les mesures, à l'exception de la longueur de l'humérus, la différence $r_{\text{germ.}} - r_{\text{par/E}}$ est positive; cette différence, visiblement, n'est pas distribuée au hasard en différences positives et négatives. Il faut donc tenir compte de cette tendance générale à la supériorité des corrélations entre germains sur celles des parents/enfants. Remarquons aussi que, dans l'ensemble, les mesures faiblement corrélées entre parents et enfants sont également

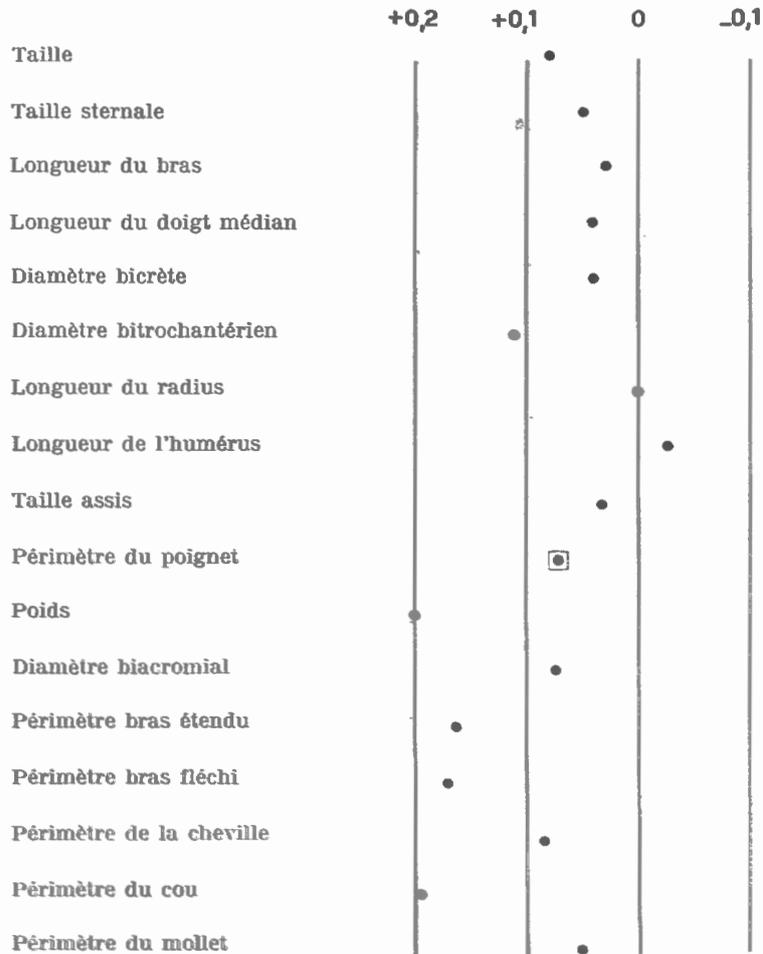


FIG. 73. — Différence entre le coefficient calculé entre germains et le coefficient calculé entre parents et enfants. Mesures corporelles. Les points entourés d'un carré signalent que le terme de dominance de l'analyse de la variance FISHER et GRAY est significatif.

les mensurations où la différence observée est significative : ainsi, c'est le cas pour le poids, le périmètre du bras étendu et du bras fléchi, le périmètre du cou. Il n'en est cependant pas toujours ainsi : pour le diamètre biacromial, le périmètre du mollet et de la cheville, la différence entre les corrélations calculées entre germains et entre parents enfants est peu élevée. Dominance ou milieu, quelle interprétation donner à ces résultats ?

a) Pour la taille, la taille sternale, la longueur du bras, la longueur du doigt médian, les diamètres bicrète et bitrochantérien, les corrélations entre germains sont supérieures à 0,5 (voir tabl. 19). Nous ne nous trouvons donc pas en présence d'un facteur de dominance pour lequel on s'attendrait à obtenir une corrélation inférieure à 0,5.

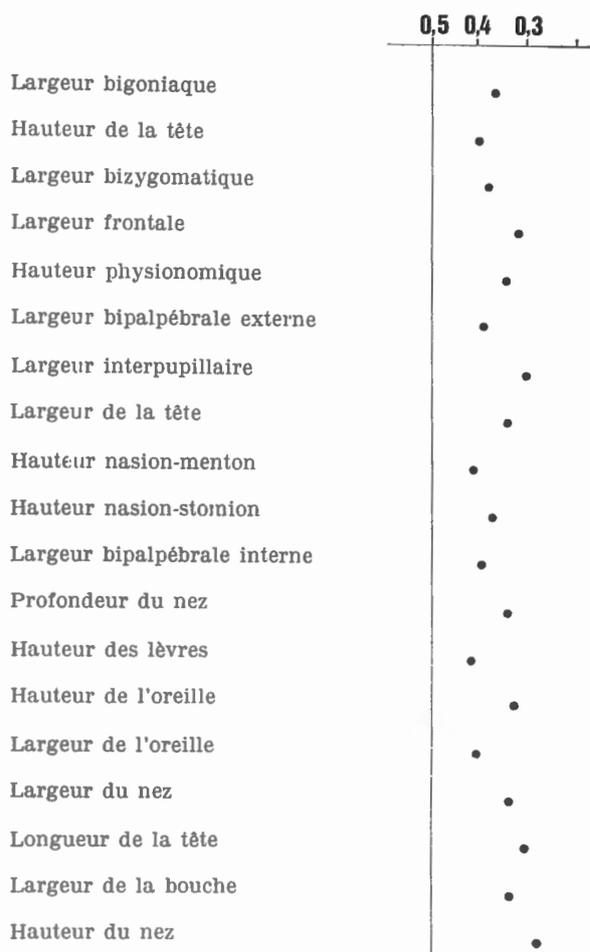


FIG. 72. — Gradient des coefficients de corrélation entre germains des mesures céphaliques et faciales.

La figure 73 porte en graphique les différences $r_{\text{germ.}} - r_{\text{par/E}}$ des mensurations corporelles. Une première observation s'impose : la corrélation entre germains est toujours plus grande que celle entre parents et enfants pour les mesures corporelles.

Cette différence entre les deux coefficients (r_1 et r_2) est pourtant loin d'être toujours significative. En effet, si l'on passe par l'intermédiaire des coefficients de corrélation transformée z (voir E.1.3.), on est ramené à comparer la différence $z_1 - z_2$ qui, pour être significative, doit être supérieure à deux fois l'écart-type de cette différence ($s_{z_1 - z_2}$).

Or,

$$s_{z_1 - z_2} = \sqrt{\frac{1}{n_1 - 3} + \frac{1}{n_2 - 3}},$$

où n_1 est le nombre de paires de sujets intervenus dans le calcul du coefficient r_1 transformé en z_1 , où n_2 est le nombre de paires de sujets intervenus dans le calcul du coefficient de corrélation r_2 transformé en z_2 .

L'application de ces calculs montre que les coefficients de corrélation entre germains sont significativement plus grands que les coefficients entre parents et enfants uniquement pour le poids, les périmètres du bras étendu et du bras fléchi ainsi que le périmètre du cou.

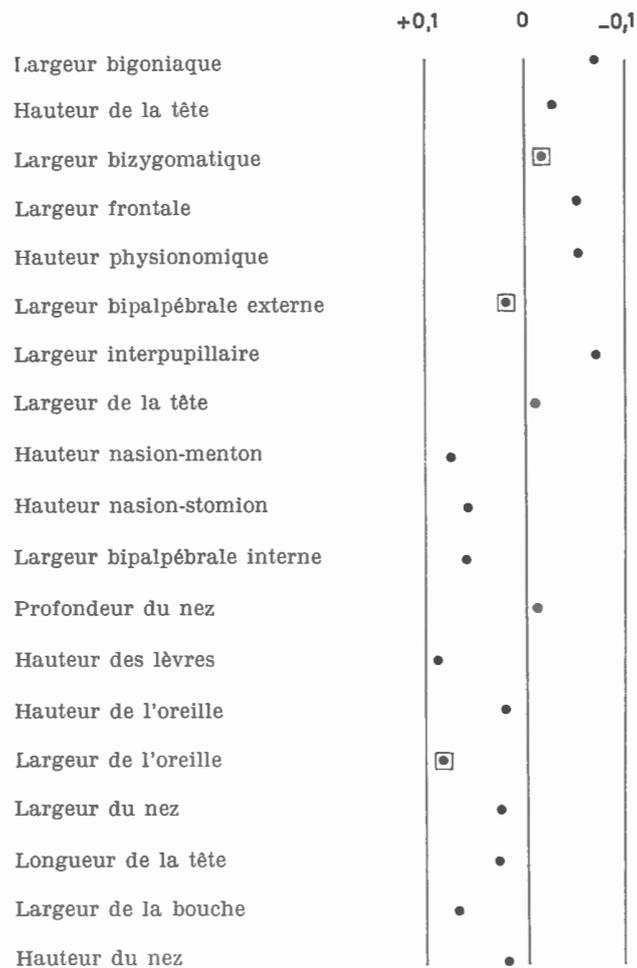


FIG. 74. — Différence entre le coefficient calculé entre germains et le coefficient calculé entre parents et enfants. Mesures céphaliques et faciales. Les points entourés d'un carré signalent que le terme de dominance de l'analyse de la variance (FISHER et GRAY) est significatif.

3.3.5. Comparaison des coefficients de corrélation père/fils, père/filles, mère/fils et mère/filles ainsi que la comparaison des coefficients de corrélation entre frères, entre sœurs et entre frère et sœur.

Nous avons effectué ces comparaisons afin de pouvoir distinguer d'éventuelles différences sexuelles dans la transmission de ces caractères. En effet, si des facteurs liés au chromosome X interviennent dans la transmission des caractères, les corrélations mères/fils et pères/filles seront plus élevées que les corrélations mères/filles, et surtout que les corrélations pères/fils (voir E.1.6.3.).

Dans la même hypothèse de la transmission par un gène situé sur le chromosome X et en absence de dominance, la corrélation entre sœurs serait égale à 0,75, entre frères à 0,5 et entre frère et sœur à 0,35. Naturellement, ces coefficients seront modifiés par les effets supplémentaires des gènes autosomes et par les facteurs non héréditaires qui affectent les caractères; mais, comme l'on peut supposer que ces effets seront les mêmes pour les deux sexes, la relation $r_{\text{sœurs}} > r_{\text{frères}} > r_{\text{frère/sœur}}$ doit subsister.

Les figures 75 et 76 représentent les corrélations père/fils, père/filles, mère/filles, mère/fils des mesures corporelles (fig. 75) et des mesures céphaliques (fig. 76). Les figures 77 et 78

représentent les corrélations entre frères, entre sœurs et entre frère et sœur des mesures corporelles (fig. 77) et des mesures céphaliques (fig. 78).

Or, qu'observons-nous ? Pour les mesures corporelles (fig. 75), les différences entre les divers types de corrélations parents/enfants sont peu sensibles. Remarquons ainsi la stabilité extraordinaire des mesures suivantes : la taille, la taille sternale, la longueur du radius, le poids. Pour d'autres mesures, quelques divergences non significatives sont observées : à

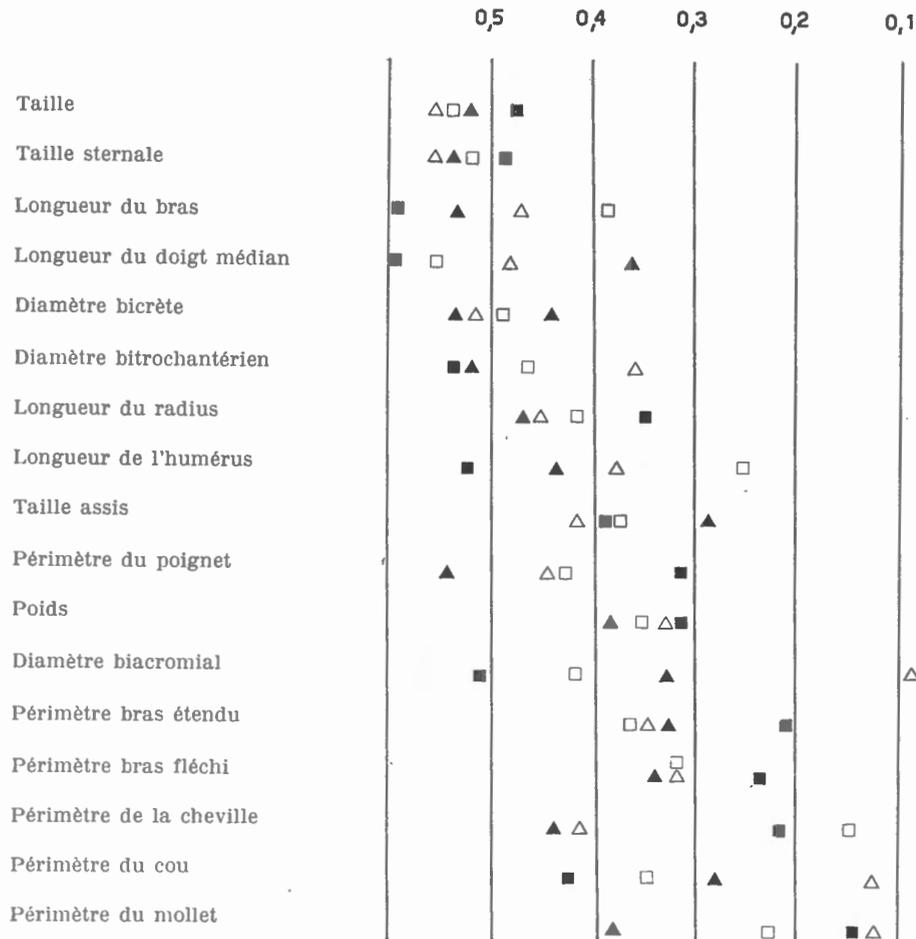


Fig. 75. — Corrélations père/fils (△), père/filles (▲), mère/fils (□), mère/filles (■) des mesures corporelles.

savoir, les diamètres bicrète et bitrochantérien, la taille assis, les périmètres du bras étendu et du bras fléchi. Dans un seul de ces cas, le périmètre bitrochantérien, la corrélation père/fils est la plus faible, mais les corrélations mère/fils et père/filles ne sont pas plus élevées que la corrélation mère/filles : manifestement, ces différences ne peuvent être attribuées à des facteurs liés au chromosome X.

Envisageons à présent les caractères où une différence significative est observée : à savoir, les caractères où au moins la corrélation la plus élevée est significativement différente de la corrélation la plus basse. Pour la longueur du bras, la corrélation mère/filles est significativement plus grande que la corrélation mère/fils, en contradiction totale donc avec l'hypothèse

d'un facteur lié à X. Il en est de même pour la longueur du doigt, où la corrélation mère/filles est significativement plus élevée que la corrélation père/filles.

Il en est toujours de même avec la longueur de l'humérus, où la corrélation mère/filles est significativement plus élevée que la corrélation mère/fils. Avec le périmètre du poignet, la corrélation père/filles est la plus élevée, mais la corrélation la plus basse est celle calculée entre les mères et les filles. Avec le périmètre de la cheville, les deux corrélations faisant

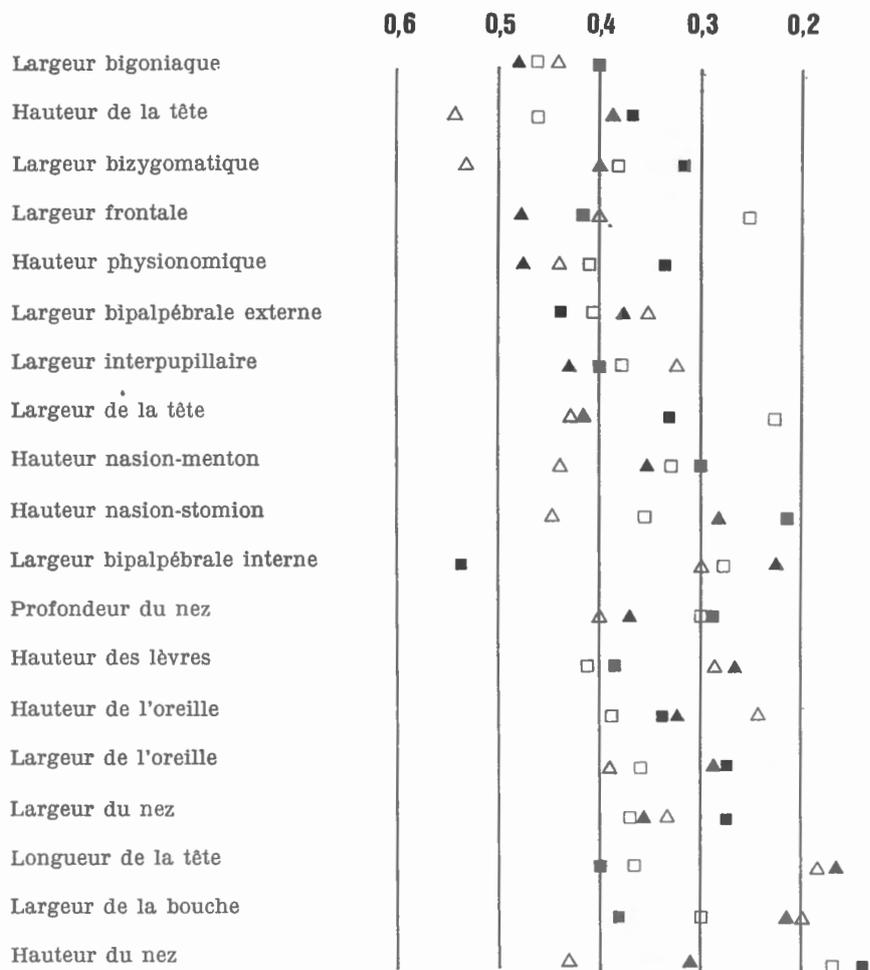


FIG. 76. — Corrélations père/fils (△), père/filles (▲), mère/fils (□), mère/filles (■) des mesures céphaliques et faciales.

intervenir le père, donc père/filles et père/fils, sont significativement plus grandes que la corrélation mère/fils. Manifestement, ces différences sont toutes en contradiction avec l'hypothèse d'un facteur lié à X. Remarquons que pour la longueur du bras, la longueur du doigt médian, la longueur de l'humérus, la corrélation mère/fille est chaque fois la plus élevée : ceci ferait éventuellement penser à l'influence d'un facteur hormonal de différenciation sexuelle. Or, rappelons-le, tous nos calculs ont été effectués en valeurs normées, c'est-à-dire avec des valeurs qui ne présentent plus de différences sexuelles ni de différences liées à l'âge. Ce facteur hormonal, qui augmenterait la ressemblance entre apparentés du sexe féminin, est donc à exclure également.

En fait, il faut tenir compte de fluctuations d'échantillonnage qui sont toujours relativement importantes pour les coefficients de corrélation. La comparaison avec des résultats d'autres auteurs serait nécessaire et toujours intéressante dans le cas de l'existence d'un facteur lié à X.

L'hypothèse d'un facteur lié à X peut être éventuellement envisagée pour le périmètre du cou, du mollet et le diamètre biacromial. Pour le périmètre du cou, la corrélation père/fils est bien la plus petite, mais elle n'est pas significativement plus petite ni que la corrélation

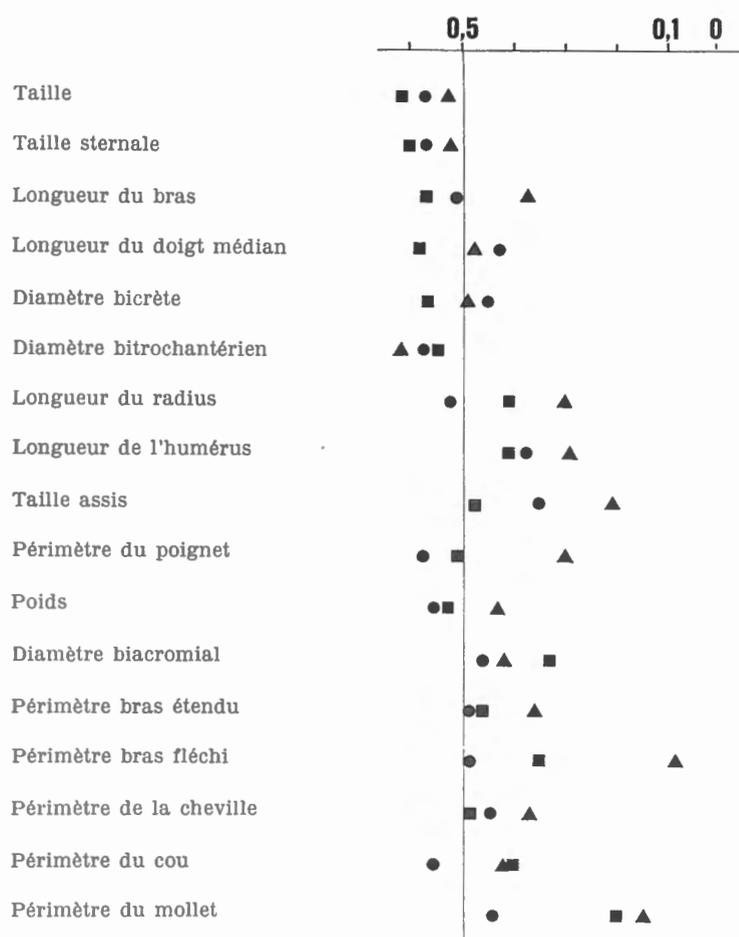


FIG. 77. — Corrélations entre frères (▲), entre sœurs (●), et entre frère et sœur (■) des mesures corporelles.

père/filles, ni que la corrélation mère/fils, elle est significativement plus petite que la corrélation mère/filles uniquement. Pour le périmètre biacromial, la corrélation père/fils est significativement plus petite que les trois autres types de corrélation, mais les corrélations père/filles et mère/fils ne sont pas plus grandes que la corrélation mère/filles. Pour le périmètre du mollet, les corrélations mère/filles et père/fils sont significativement plus petites que la corrélation père/filles, mais la corrélation mère/fils est, en comparaison des trois autres coefficients, assez basse.

Pour les mesures corporelles toujours, la figure 77, qui porte en graphique les coefficients de corrélation calculés entre frères, entre sœurs et entre frère et sœur, confirme le fait que les différences entre ces corrélations ne vérifient pas pour la plupart des mesures l'hypothèse d'un

facteur lié à X. Les différences suivantes sont significatives : la corrélation entre frères est significativement plus petite que celle entre sœurs, pour les périmètres du poignet, de la cheville et du mollet, la hauteur physionomique et la hauteur du nez, la hauteur des lèvres et la profondeur du nez; la corrélation entre frères est plus petite que celle entre frère et sœur pour la taille assis et la largeur de l'oreille; la corrélation entre frères est plus petite que celle entre sœurs et aussi que celle entre frère et sœur pour la largeur du nez; enfin les corrélations entre frères et entre frère et sœur sont plus petites que celles entre sœurs pour la largeur bipalpébrale interne.

Seules les différences relatives à la longueur du radius, au périmètre du poignet et au périmètre de la cheville pourraient éventuellement correspondre à l'hypothèse de facteurs liés à X : la corrélation entre sœurs est, en effet, plus grande que la corrélation entre frères, mais la corrélation entre frère et sœur est dans ces trois cas plus élevée que celle entre frères, ce qui est en contradiction avec l'hypothèse émise. D'ailleurs, l'examen des corrélations parents/enfants excluait également cette hypothèse. Pour les trois caractères (diamètre biacromial, périmètre du cou et périmètre du mollet) où nous n'avions pas exclu la possibilité d'un facteur lié à X au vu des corrélations parents/enfants, nous observons un coefficient entre sœurs plus élevé que celui entre frères : cette différence n'est significative que dans le cas du périmètre du mollet mais confirme néanmoins la possibilité de l'existence d'un facteur lié à X.

Les figures 76 et 78 s'accordent à ne donner que peu de consistance à l'hypothèse de facteurs liés à X intervenant dans la transmission des mensurations céphaliques et faciales. Seules les corrélations suivantes de la figure 76 sont significativement différentes; toutes sont en contradiction avec l'hypothèse de facteurs liés à X : la corrélation mère/filles est significativement plus petite que la corrélation père/fils pour la largeur bizygomatique, la hauteur nasion-stomion et la hauteur du nez; la corrélation mère/fils est significativement plus petite que la corrélation père/filles pour la largeur du front; la corrélation mère/filles est significativement plus grande que la corrélation père/filles pour la largeur bipalpébrale interne et, enfin, la corrélation mère/filles est significativement plus grande que les corrélations père/fils et aussi père/filles pour la longueur de la tête.

Les corrélations entre divers types de germains confirment ces résultats : la corrélation entre sœurs est significativement plus élevée que celle entre frères pour la hauteur physionomique, la largeur bipalpébrale interne, la profondeur du nez, la hauteur des lèvres, la largeur du nez et la hauteur du nez, mais la corrélation entre frère et sœur est intermédiaire aux deux coefficients, ce qui est en contradiction avec l'hypothèse des facteurs liés à X. Rappelons d'ailleurs que l'examen des différences observées entre les diverses corrélations parents/enfants excluait également cette hypothèse. Seule la longueur de la tête présente une corrélation entre sœurs plus grande qu'entre frères, elle-même plus grande qu'entre frère et sœur : mais ces différences ne sont pas significatives.

3.4. Étude de l'analyse de la variance.

L'analyse classique de la variance consiste à décomposer la somme totale des carrés en une somme des carrés observée à l'intérieur des fratries et une somme des carrés relative à la variance entre fratries.

On compare alors les carrés moyens (c'est-à-dire la somme des carrés divisée par le nombre de degrés de liberté) en effectuant le quotient F du carré moyen observé entre les fratries par le carré moyen à l'intérieur des fratries (voir théorie E.1.5.).

Ces calculs ont été effectués pour chaque mesure sur l'ensemble de la fratrie, à savoir les frères et les sœurs mesurés en valeurs normées. Les chiffres apparaissent sur les tableaux 24 et 25.

Si le quotient F est significatif, il montre alors l'existence de facteurs de discrimination responsables d'une similitude de mesures anthropométriques plus grande entre les frères et les sœurs de mêmes parents qu'entre les enfants de familles différentes. Il montre donc en quelque sorte que le groupement d'un lot d'enfants en familles ne peut être considéré comme équivalent à la constitution d'autant d'échantillons pris au hasard dans une population homogène unique.

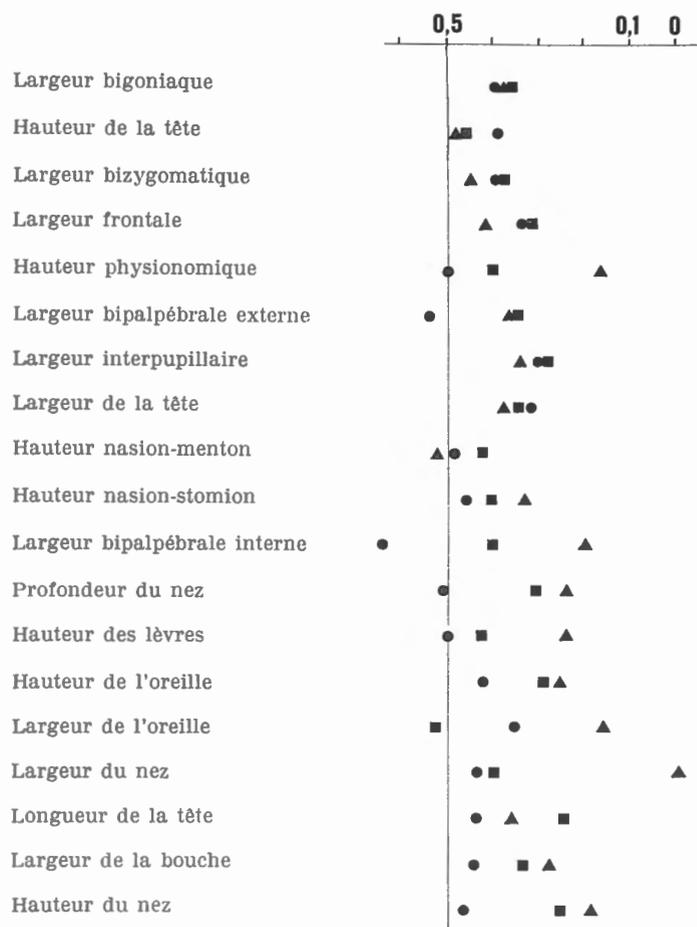


FIG. 78. — Corrélations entre frères (▲), entre sœurs (●), et entre frère et sœur (■) des mesures céphaliques et faciales.

3.4.1. Comparaison des estimations de variance intrafamiliale et interfamiliale.

La valeur F est significative pour tous les caractères étudiés (voir tabl. 24 et 25). Il existe, cependant, un gradient de valeurs F, confirmant ainsi l'héritabilité très différente des diverses mensurations (voir graphiques 79 et 80). Le graphique 79 illustre les valeurs F des mesures corporelles. Il existe une forte héritabilité de la taille et de la taille sternale, de la longueur du bras, de la longueur du doigt médian, donc des mesures longitudinales, mais aussi des diamètres bicrète et bitrochantérien. Trois autres mensurations longitudinales (la longueur du radius, la longueur de l'humérus, la taille assis) ont des valeurs de F nettement plus petites en raison d'une augmentation du carré moyen intrafamilial : 0,59 pour l'humérus, 0,54 pour la longueur du radius et 0,60 pour la taille assis, ce que l'on peut comparer au carré moyen intra-

familial de la longueur du bras 0,48. Cette augmentation de la variance est due à une augmentation des erreurs de mensuration relatives à ces trois caractères. La valeur de F est relativement élevée pour le poids et aussi pour le périmètre du poignet. Ce dernier se distingue donc nettement des autres périmètres où les facteurs musculaire et de graisse interviennent pour une plus grosse part : les périmètres du bras étendu et fléchi, le périmètre de la cheville, le périmètre

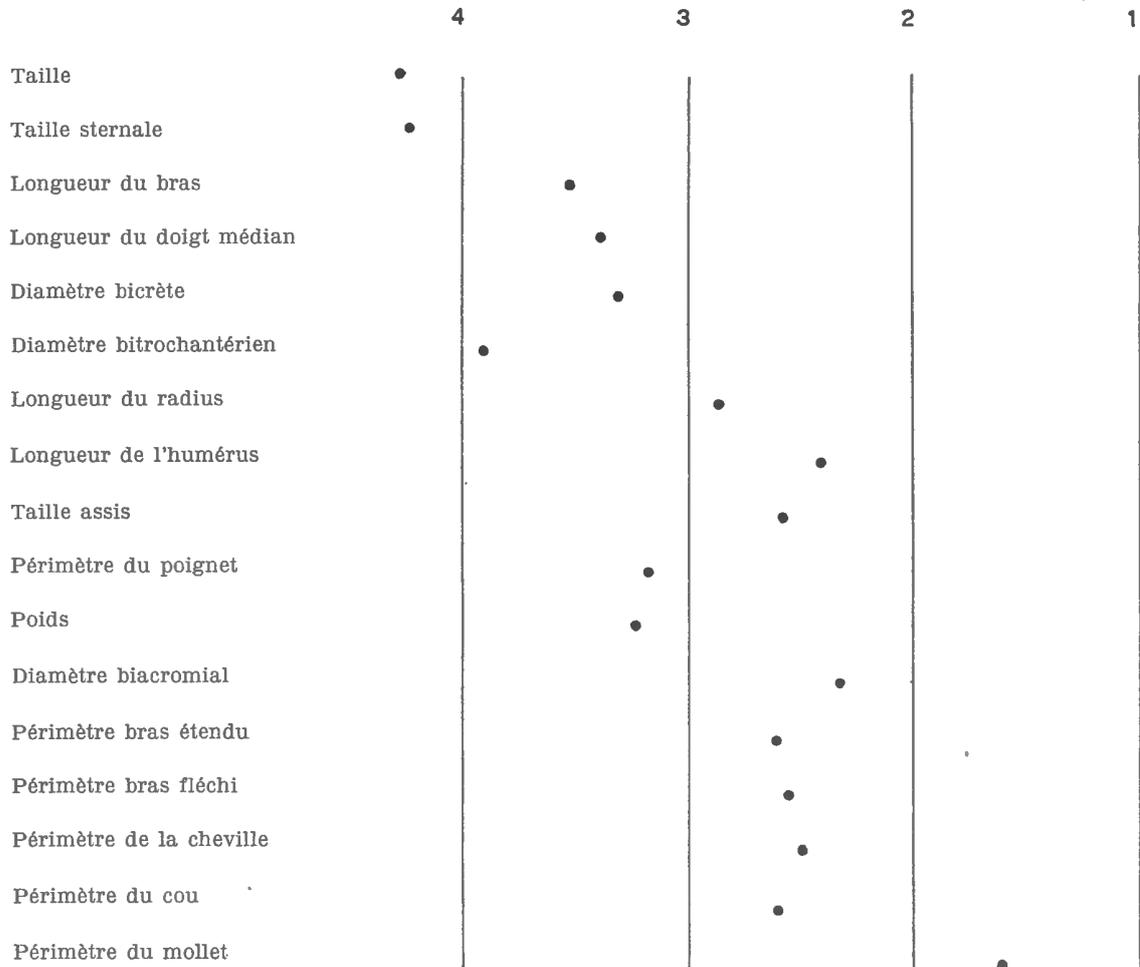


FIG. 79. — Gradient du quotient F (du carré moyen observé entre les fratries par le carré moyen à l'intérieur des fratries) des mesures corporelles.

du cou. Tous ces périmètres ainsi que le diamètre biacromial ont une valeur faible de F : entre 2 et 3. Notons que le périmètre du mollet montre l'héritabilité la plus faible de toutes les mesures corporelles envisagées.

Le graphique 80 illustre les mêmes valeurs de F relatives aux mesures céphaliques. La variation des valeurs de F est beaucoup moins grande : l'ensemble de ces valeurs varie entre 2 et 3, soit donc avec une héritabilité comparable à celle des périmètres des membres.

Notons cependant que la hauteur de la tête a une valeur de F (2,77) nettement plus élevée que celle de la longueur et de la largeur de la tête (2,17 en moyenne). De même, les mesures longitudinales faciales, la hauteur du nez exceptée, ont une valeur de F plus grande que les mesures de largeur faciale : en moyenne 2,63 pour la hauteur physionomique, la hauteur

TABLEAU 24. — Analyse de la variance, valeurs F de comparaison de la variation observée entre les fratries et de celle observée dans les fratries pour les mesures corporelles.

Caractères	Somme carrés	Carré moyen	Somme carrés	Carré moyen	F
	entre fratries <i>dl</i> (*) = 116		à l'intérieur des fratries <i>dl</i> = 156		
Poids	198,57	1,71	82,75	0,53	3,25
Taille	206,09	1,78	64,39	0,41	4,30
Taille sternale	205,42	1,77	64,44	0,42	4,26
Taille assis	180,59	1,56	93,88	0,60	2,59
Longueur du bras	199,38	1,70	76,06	0,48	3,54
Longueur de l'humérus	167,54	1,43	92,96	0,59	2,43
Longueur du radius	182,40	1,56	85,63	0,54	2,88
Longueur du doigt médian	210,41	1,81	83,48	0,53	3,41
Diamètre biacromial	164,39	1,42	94,47	0,60	2,36
Diamètre bicrète	185,35	1,58	75,10	0,48	3,33
Diamètre bitrochantérien	188,52	1,64	64,82	0,42	3,95
Périmètre du bras étendu	175,75	1,50	90,16	0,57	2,63
Périmètre du bras fléchi	178,27	1,52	94,21	0,60	2,56
Périmètre du poignet	192,88	1,66	81,59	0,52	3,18
Périmètre de la cheville	170,18	1,52	90,30	0,61	2,51
Périmètre du mollet	144,99	1,26	121,52	0,78	1,61
Périmètre du cou	161,21	1,39	84,14	0,54	2,59

(*) *dl* : nombre de degrés de liberté.

nasion-menton, nasion-stomion et la hauteur des lèvres, et 2,35 comme moyenne des valeurs F de la largeur frontale, la largeur bizygomatique, la largeur bigoniaque, les largeurs bipalpébrales interne et externe, la largeur interpupillaire et la largeur de la bouche.

3.4.2. Analyse de la variance par la méthode de FISHER et GRAY (1937).

Nous appliquons ici une méthode développée par FISHER et GRAY (1937) (voir E.1.5.) et appliquée pour la taille, la longueur et la largeur de la tête ainsi que le diamètre bizygomatique par GRAB (1956). Cette méthode se base sur le principe suivant : étant donné que l'on peut admettre l'existence d'une relation entre la mensuration d'un enfant et celle de ses deux parents, on peut ajuster une équation de régression multiple entre ces mensurations.

L'équation choisie est du type suivant :

$$Y = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + b_3 x_1 x_2$$

où Y est la mensuration de l'enfant, x_1 et x_2 les mensurations respectives du père et de la mère et où le terme b_3 du produit des mensurations parentales mesurerait une non-additivité de l'influence parentale telle qu'elle pourrait être causée par la dominance ou une interaction entre les gènes concernés.

Cette méthode permet alors de décomposer la variance existant entre familles en une somme des carrés relative à la régression, en une somme des carrés relative à la déviation à

TABLEAU 25. — Analyse de la variance, valeurs F de comparaison de la variance observée entre les fratries et de celle observée dans les fratries pour les mesures céphaliques et faciales.

Caractères	Somme carrés	Carré moyen	Somme carrés	Carré moyen	F
	entre fratries $dl (*) = 116$		à l'intérieur des fratries $dl = 156$		
Longueur de la tête	175,77	1,50	108,19	0,69	2,19
Largeur de la tête	212,17	1,81	133,35	0,84	2,15
Largeur frontale	160,20	1,37	95,34	0,60	2,27
Largeur bizygomatique	174,99	1,50	94,90	0,60	2,49
Largeur bigoniaque	165,16	1,41	89,71	0,57	2,49
Hauteur physionomique	167,21	1,43	91,27	0,58	2,48
Hauteur nasion-menton	179,56	1,54	89,86	0,57	2,70
Hauteur nasion-stomion	178,22	1,52	91,18	0,58	2,64
Hauteur du nez	161,78	1,38	110,71	0,70	1,97
Largeur du nez	170,21	1,46	99,79	0,63	2,30
Largeur bipalpébrale interne	182,36	1,56	97,51	0,62	2,53
Largeur bipalpébrale externe	181,73	1,55	103,37	0,65	2,37
Largeur interpupillaire	177,89	1,52	120,99	0,77	1,99
Hauteur des lèvres	158,96	1,36	80,16	0,51	2,68
Largeur de la bouche	164,87	1,41	95,40	0,60	2,33
Hauteur de l'oreille	158,10	1,35	91,56	0,58	2,33
Largeur de l'oreille	163,41	1,40	89,74	0,57	2,46
Largeur de la tête	183,81	1,60	90,17	0,58	2,77
Profondeur du nez	189,84	1,64	115,53	0,74	2,22

(*) dl : nombre de degrés de liberté.

cette régression (par laquelle on peut juger de l'écart entre la mesure moyenne d'une fratrie et la valeur prédite par la droite de régression) et en un facteur relatif au terme b_3 de dominance (voir tabl. 26 et 27).

a) Analyse du terme lié à la régression linéaire. — Ce facteur traduit donc le lien effectif existant entre la mensuration de l'enfant et celle de ses parents : nous avons porté en graphique cette somme de carrés liée à la régression (voir fig. 81 et 82). Ce facteur de régression présente un gradient qui confirme celui des coefficients de corrélation et du facteur F de l'analyse de la variance.

La concordance de ces résultats est pour nous un élément de satisfaction : la génétique humaine est un domaine où la connaissance précise des variabilités est d'une importance fondamentale et où l'absence d'étude expérimentale a pour conséquence que chaque étude est en proie à d'éventuelles fluctuations d'échantillonnage.

La figure 81 illustre la régression élevée relative aux mesures longitudinales corporelles ainsi qu'aux diamètres du bassin. La régression est nettement plus élevée pour le périmètre du poignet (qui est une mesure principalement osseuse) que pour les autres périmètres. La régression des mesures suivantes : longueurs de l'humérus, du radius et de la taille assis, poids, diamètre biacromial, est intermédiaire à celle, d'une part, des mensurations longitudinales et,

TABLEAU 26. — Décomposition de la somme des carrés de la variance observée entre fratries suivant la méthode de FISHER et GRAY (1937).
Mesures corporelles.

Caractères	Somme des carrés : déviations régression	Terme x_1x_2	Somme des carrés : régression linéaire
	$dl (*)=113$	$dl=1$	$dl=2$
Poids	132,76	2,84	62,96
Taille	96,54	0,60	108,94
Taille sternale	90,40	0,21	114,81
Taille assis	118,07	0,08	62,44
Longueur du bras	96,50	0,13	102,75
Longueur de l'humérus	95,97	0,01	71,57
Longueur du radius	102,27	2,00	78,12
Longueur du doigt médian	92,25	0,70	117,46
Diamètre biacromial	100,29	0,93	63,18
Diamètre bicrète	93,20	1,01	91,14
Diamètre bitrochantérien	107,65	0,26	80,60
Périmètre du bras étendu	133,60	1,71	40,43
Périmètre du bras fléchi	138,96	2,67	36,65
Périmètre du poignet	103,87	4,00 S (0,05) (**)	85,00
Périmètre de la cheville	114,25	0,02	55,91
Périmètre du mollet	118,74	0,01	26,24
Périmètre du cou	116,26	2,32	42,63

TABLEAU 27. — Décomposition de la somme des carrés de la variance observée entre fratries suivant la méthode de FISHER et GRAY (1937).
Mesures céphaliques et faciales.

Caractères	Somme des carrés : déviations régression	Terme x_1x_2	Somme des carrés : régression linéaire
	$dl (*)=113$	$dl=1$	$dl=2$
Longueur de la tête	125,95	0,03	49,79
Largeur de la tête	136,45	0,01	75,71
Largeur frontale	93,40	0,03	66,76
Largeur bizygomatique	102,19	5,47 S (0,02) (**)	67,32
Largeur bigoniaque	87,00	0,01	78,15
Hauteur physiionomique	97,34	0,49	69,44
Hauteur nasion-menton	121,04	0,002	58,51
Hauteur nasion-stomion	131,83	0,03	46,37
Hauteur du nez	124,34	0,02	37,42
Largeur du nez	115,75	0,09	54,37
Largeur bipalpébrale interne	117,10	1,49	63,77
Largeur bipalpébrale externe	107,17	3,83 S (0,05) (**)	70,74
Largeur interpupillaire	100,40	0,28	77,21
Hauteur des lèvres	103,89	2,39	52,68
Largeur de la bouche	126,27	2,13	36,47
Hauteur de l'oreille	107,78	0,49	49,83
Largeur de l'oreille	115,73	4,18 S (0,05) (**)	43,51
Hauteur de la tête	98,93	0,22	84,67
Profondeur du nez	130,79	3,63	55,42

(*) dl : nombre de degrés de liberté.

(**) S : terme significatif au niveau inscrit entre parenthèses.

TABLEAU 28. — Équations de régression multiple
et comparaison des coefficients de régression partielle relatifs à la régression maternelle (b_2)
et relatifs à la régression paternelle (b_1). — Mesures corporelles.

Caractères	$y = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + b_3 x_1 x_2$	$b_2 - b_1$
Poids	$y = -0,17 + 0,32 x_1 + 0,29 x_2 + 0,10 x_1 x_2$	-0,03
Taille	$y = -0,04 + 0,43 x_1 + 0,39 x_2 - 0,04 x_1 x_2$	-0,04
Taille sternale	$y = -0,05 + 0,41 x_1 + 0,41 x_2 - 0,03 x_1 x_2$	-0,01
Taille assis	$y = +0,02 + 0,31 x_1 + 0,33 x_2 - 0,02 x_1 x_2$	0,02
Longueur du bras	$y = -0,08 + 0,41 x_1 + 0,36 x_2 + 0,02 x_1 x_2$	-0,05
Longueur de l'humérus	$y = -0,08 + 0,35 x_1 + 0,32 x_2 - 0,004 x_1 x_2$	-0,04
Longueur du radius	$y = +0,09 + 0,42 x_1 + 0,27 x_2 - 0,11 x_1 x_2$	-0,15
Longueur du doigt médian	$y = -0,001 + 0,30 x_1 + 0,52 x_2 + 0,05 x_1 x_2$	0,22 S (*)
Diamètre biacromial	$y = -0,10 + 0,13 x_1 + 0,45 x_2 + 0,06 x_1 x_2$	0,33 S (*)
Diamètre bicrète	$y = -0,15 + 0,30 x_1 + 0,37 x_2 + 0,07 x_1 x_2$	0,06
Diamètre bitrochantérien	$y = -0,11 + 0,28 x_1 + 0,37 x_2 + 0,03 x_1 x_2$	0,09
Périmètre du bras étendu	$y = -0,11 + 0,27 x_1 + 0,21 x_2 + 0,10 x_1 x_2$	+0,06
Périmètre du bras fléchi	$y = -0,14 + 0,27 x_1 + 0,20 x_2 + 0,12 x_1 x_2$	-0,07
Périmètre du poignet	$y = +0,04 + 0,40 x_1 + 0,32 x_2 - 0,14 x_1 x_2$	-0,09
Périmètre de la cheville	$y = +0,04 + 0,42 x_1 + 0,20 x_2 + 0,01 x_1 x_2$	-0,23 S (*)
Périmètre du mollet	$y = -0,04 + 0,27 x_1 + 0,18 x_2 - 0,01 x_1 x_2$	-0,09
Périmètre du cou	$y = -0,09 + 0,23 x_1 + 0,35 x_2 + 0,11 x_1 x_2$	0,12

TABLEAU 29. — Équations de régression multiple
et comparaison des coefficients de régression partielle relatifs à la régression maternelle (b_2)
et relatifs à la régression paternelle (b_1). — Mesures céphaliques et faciales.

Caractères	$y = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + b_3 x_1 x_2$	$b_2 - b_1$
Longueur de la tête	$y = -0,0004 + 0,19 x_1 + 0,38 x_2 - 0,01 x_1 x_2$	0,19 S (*)
Largeur de la tête	$y = -0,08 + 0,40 x_1 + 0,28 x_2 - 0,01 x_1 x_2$	0,12
Largeur frontale	$y = +0,04 + 0,37 x_1 + 0,26 x_2 - 0,01 x_1 x_2$	-0,12
Largeur bizygomatique	$y = -0,07 + 0,37 x_1 + 0,25 x_2 - 0,14 x_1 x_2$	-0,12
Largeur bigoniaque	$y = -0,04 + 0,34 x_1 + 0,30 x_2 + 0,01 x_1 x_2$	-0,04
Hauteur physiionomique	$y = -0,06 + 0,36 x_1 + 0,29 x_2 + 0,04 x_1 x_2$	-0,07
Hauteur nasion-menton	$y = -0,09 + 0,37 x_1 + 0,23 x_2 - 0,003 x_1 x_2$	-0,13
Hauteur nasion-stomion	$y = -0,09 + 0,31 x_1 + 0,20 x_2 - 0,01 x_1 x_2$	-0,11
Hauteur du nez	$y = -0,04 + 0,36 x_1 + 0,03 x_2 - 0,01 x_1 x_2$	-0,33 S (*)
Largeur du nez	$y = -0,05 + 0,34 x_1 + 0,31 x_2 + 0,02 x_1 x_2$	-0,03
Largeur bipalpébrale interne	$y = +0,01 + 0,24 x_1 + 0,39 x_2 - 0,07 x_1 x_2$	0,16
Largeur bipalpébrale externe	$y = +0,08 + 0,30 x_1 + 0,40 x_2 - 0,12 x_1 x_2$	0,10
Largeur interpupillaire	$y = +0,06 + 0,34 x_1 + 0,35 x_2 + 0,03 x_1 x_2$	0,01
Hauteur des lèvres	$y = +0,005 + 0,23 x_1 + 0,34 x_2 + 0,10 x_1 x_2$	0,11
Largeur de la bouche	$y = -0,06 + 0,18 x_1 + 0,34 x_2 - 0,09 x_1 x_2$	0,16
Hauteur de l'oreille	$y = -0,04 + 0,28 x_1 + 0,33 x_2 + 0,05 x_1 x_2$	0,05
Largeur de l'oreille	$y = -0,07 + 0,27 x_1 + 0,25 x_2 + 0,12 x_1 x_2$	-0,02
Hauteur de la tête	$y = -0,06 + 0,38 x_1 + 0,33 x_2 - 0,03 x_1 x_2$	-0,05
Profondeur du nez	$y = +0,04 + 0,35 x_1 + 0,24 x_2 - 0,13 x_1 x_2$	-0,11

(*) S : différence $b_2 - b_1$ est significative avec un coefficient de sécurité de 95 %.

d'autre part, des périmètres. La figure 82 illustre le gradient de régression des mesures céphaliques. Ces régressions sont de grandeur moyenne ou faible : parmi les mensurations céphaliques, la hauteur de la tête présente la régression la plus élevée, celle relative à la largeur de la tête est intermédiaire et celle relative à la longueur de la tête est faible. Parmi les mensurations faciales, les mensurations de l'oreille, la largeur de la bouche et la hauteur du nez présentent les régressions les plus faibles.

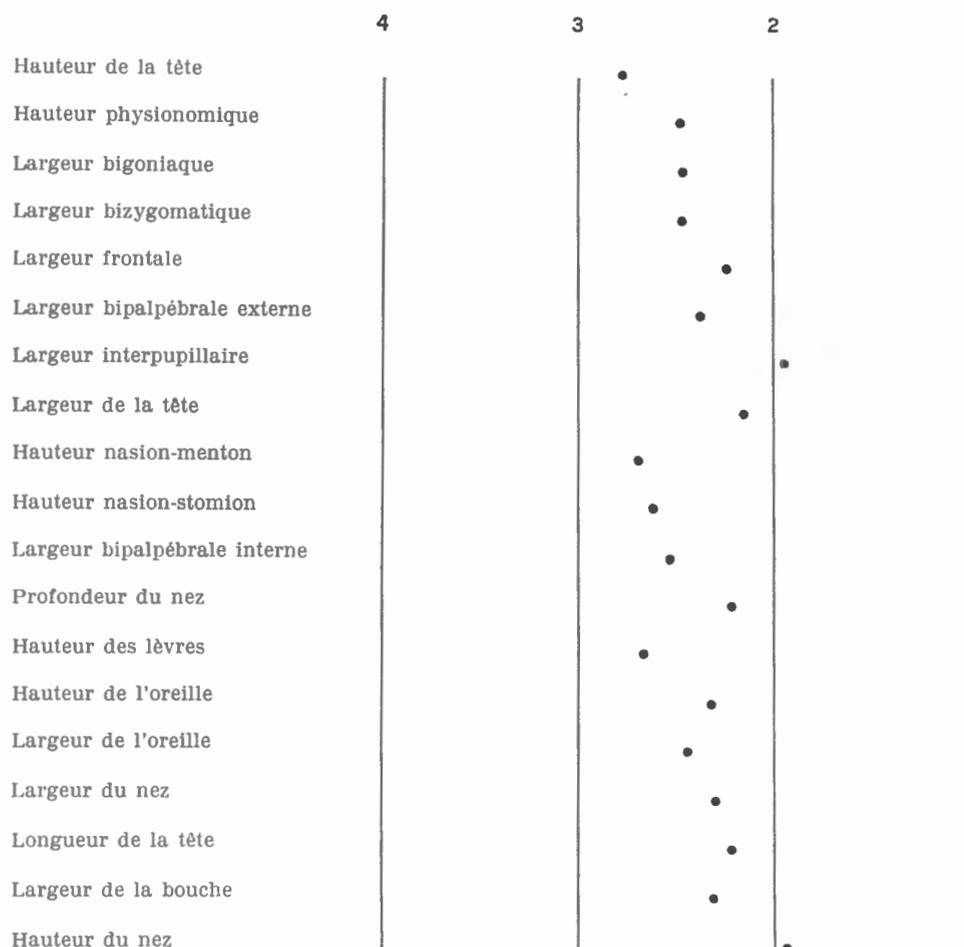


FIG. 80. — Gradient du quotient F (du carré moyen observé entre les fratries par le carré moyen à l'intérieur des fratries) des mesures céphaliques et faciales.

b) Equation de régression multiple. — Pour chaque caractère, nous possédons une équation de régression multiple en fonction des mesures parentales (voir tabl. 28 et 29). Rappelons que

- x_1 représente la mensuration du père,
- x_2 représente la mensuration de la mère et donc,
- x_1x_2 le produit de ces mensurations.

Tous les coefficients de régression partielle b_1 et b_2 sont statistiquement significatifs, à part la régression maternelle de la hauteur du nez. La transmission héréditaire des caractères

anthropométriques des parents aux enfants est donc clairement mise en évidence, bien que cette relation n'est pas toujours très étroite.

c) Analyse du facteur de dominance. — Le terme de dominance peut être testé par le rapport du terme b_3 par son écart-type, donc par un test de Student : ce terme est significatif uniquement pour le périmètre du poignet, la largeur bizygomatique, la largeur

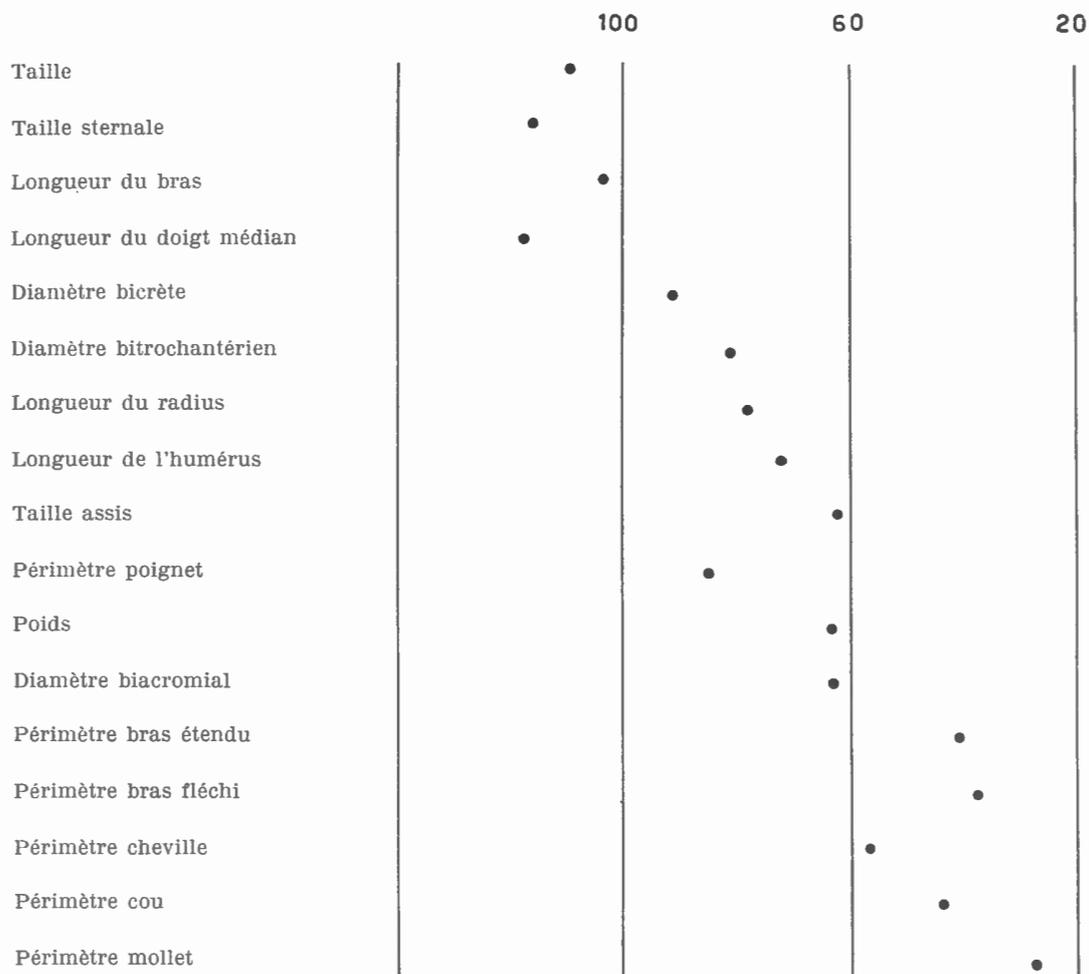


FIG. 81. — Gradient du terme de régression linéaire des mesures corporelles (par l'analyse de la variance de FISHER et GRAY).

bipalpébrale externe et la largeur de l'oreille (tabl. 26 et 27). Il serait intéressant d'entreprendre une analyse analogue sur d'autres populations pour vérifier ces effets de biais de dominance. Il faut, en effet, rester prudent devant ces résultats : la méthode fait intervenir des mensurations de trois types d'apparentés et les relations existant entre les mensurations de ces apparentés, si bien que les fluctuations pourraient être importantes.

Les seules comparaisons possibles sont celles pouvant être faites avec les études de FISHER et GRAY, 1937, de GRAB, 1956 et de TANNER et HEALY, 1956 : le tableau 30 compare les valeurs b_3 par la probabilité que la valeur trouvée soit fortuite; on admet, en général, comme seuil de signification le seuil de sécurité de 5 % (0,05).

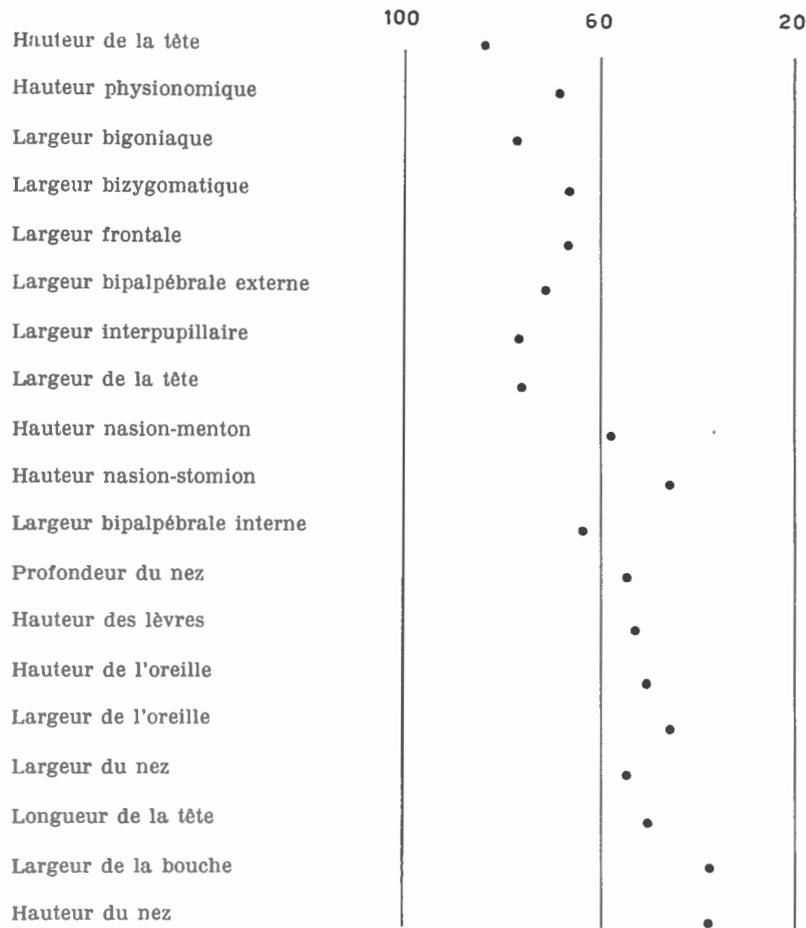


FIG. 82. — Gradient du terme de régression linéaire des mesures céphaliques et faciales (par l'analyse de la variance de FISHER et GRAY).

TABLEAU 30. — Comparaison des significations statistiques des termes b_3 par un test de Student.

	FISHER, 1937	GRAB, 1956	SUSANNE
Taille (*).	$0,10 < p < 0,20$	$0,20 < p < 0,30$	$0,10 < p < 0,20$
Longueur de la tête	$0,5 < p$	$0,5 < p$	$0,5 < p$
Largeur de la tête	$0,10 < p < 0,20$	$0,40 < p < 0,50$	$0,40 < p < 0,50$
Largeur bizygomatique	$0,20 < p < 0,30$	$0,05 < p < 0,10$	$0,01 < p < 0,05$

(*) TANNER et HEALY (1956) appliquent la même méthode aux chiffres de DURNIN et WEIR (1952) : pour les garçons, ils trouvent $0,20 < p < 0,30$ et pour les filles $0,10 < p < 0,20$.

Ce tableau montre une bonne concordance des résultats des quatre auteurs, surtout pour la taille, la longueur de la tête et la largeur de la tête. Il ne confirme pas la valeur significative du terme b_3 relatif à la largeur bizygomatique dans notre échantillon, mais montre malgré tout

une forte ressemblance surtout avec l'échantillon de GRAB. Cette concordance est naturellement un des aspects encourageants de cette étude.

d) Comparaison des coefficients de régression partielle relatifs à la régression maternelle et relatifs à la régression paternelle. — Par la comparaison du coefficient de régression paternelle b_1 et du coefficient b_2 de régression maternelle, nous avons voulu tester les différences éventuelles entre ces deux régressions (voir tabl. 28 et 29). Cette différence n'est significative que pour cinq mesures des trente-six testées : l'influence maternelle est significativement plus grande pour la longueur du doigt médian, le diamètre biacromial et la longueur de la tête; l'influence paternelle est significativement plus grande pour le périmètre de la cheville et la hauteur du nez. Il faut naturellement rester prudent : la réalité du phénomène ne peut être affirmée sur la seule base des observations dont nous disposons.

Pour la longueur de la tête, par exemple, les résultats de GRAB et de FISHER ne confirment pas les nôtres (voir tabl. 31), alors que les résultats relatifs à la taille, à la largeur de la tête et à la largeur bizygomatique sont relativement concordants.

TABLEAU 31. — Test de supériorité d'une des régressions.

	FISHER		GRAB		SUSANNE	
	$b_2 - b_1$	P	$b_2 - b_1$	P	$b_2 - b_1$	P
Taille	0,079	$0,20 < p < 0,50$	0,178	$0,05 < p < 0,10$	-0,041	$0,50 < p$
Longueur de la tête	0,042	$0,20 < p < 0,50$	0,020	$0,50 < p$	0,190	$0,01 < p < 0,05$
Largeur de la tête	0,030	$0,50 < p$	0,199	$0,10 < p < 0,20$	0,122	$0,20 < p < 0,50$
Largeur bizygomatique ...	0,007	$0,50 < p$	0,097	$0,20 < p < 0,50$	-0,115	$0,20 < p < 0,50$

4. COMPARAISONS DES RÉSULTATS DE CETTE ÉTUDE AVEC CEUX DE LA LITTÉRATURE.

Nous résumerons pour chaque caractère les données gémellaires et familiales de la littérature afin de pouvoir situer nos propres données et les interpréter au vu des résultats relatifs à d'autres populations.

4.1. Mesures corporelles.

4.1.1. Taille.

Au sujet de ce caractère, les références sont nombreuses aussi bien dans des études gémellaires que dans des études familiales. Le tableau 32 est relatif au coefficient F de ressemblance gémellaire : il s'agit du rapport de la variance des jumeaux dizygotiques à la variance des jumeaux monozygotiques. Etant donné que pour la plupart des caractères les mêmes études seront citées, signalons ici que le diagnostic de zygotie n'est basé que sur une ressemblance générale des jumeaux dans les études de DAHLBERG, VON VERSCHUER, STOCKS et NEWMAN; que les études de CLARK, VOGEL et WENDT, OSBORNE et DE GEORGE ainsi que VANDENBERG et STRANDSKOV utilisent, au contraire, les groupes sanguins avec respectivement 8 groupes,

9 groupes, 9 groupes, 4 groupes sanguins; enfin, HUNTLEY se base d'abord sur la ressemblance générale des jumeaux et n'utilise les groupes sanguins que dans des cas douteux.

Les âges des jumeaux étudiés sont très variables : 3 à 80 ans pour DAHLBERG, 2 à 63 ans pour VON VERSCHUER ⁽¹⁾, 12 à 20 ans pour CLARK, 6 à 19 ans pour VOGEL et WENDT, 18 à 55 ans pour OSBORNE et DE GEORGE, 12 à 18 ans pour VANDENBERG et STRANDSKOV, 3 à 15 ans pour STOCKS et 8 à 18 ans pour NEWMAN et coll.

Il est très net (voir tabl. 32) que la variabilité des jumeaux dizygotiques est significativement plus grande que celle des jumeaux monozygotiques pour la taille : ceci s'explique par le fait que la différence entre jumeaux dizygotiques trouve son origine dans les différences de milieu existant entre les membres d'une paire et dans les différences génétiques; la différence entre jumeaux monozygotiques ne porte que sur l'influence du milieu pré- et postnatal.

TABLEAU 32. — Valeurs F (taille) (*).

	DAHLBERG	VON VERSCHUER	CLARK	VOGEL et WENDT	OSBORNE et DE GEORGE	VANDENBERG et STRANDSKOV
Taille	9,05	2,64 4,11	8,21	9,03	10,42	13,16

(*) Toutes les valeurs F du tableau 32 sont significatives.

L'étude des corrélations existant entre jumeaux monozygotiques et entre jumeaux dizygotiques est tout aussi éloquente et correspond aux résultats attendus en cas d'hérédité polygénique (voir tabl. 33) : une corrélation proche de 1 entre jumeaux monozygotiques et proche de 0,5 entre jumeaux dizygotiques.

TABLEAU 33. — Corrélations entre les tailles de jumeaux (*).

	MZ	DZ	MZ séparé
STOCKS	0,95	0,49	..
NEWMAN et coll. ..	0,93	0,65	0,97
HUNTLEY	0,90	0,48	..

(*) Toutes les corrélations du tableau 33 sont significatives.

La corrélation élevée de la taille entre jumeaux monozygotiques éduqués séparément prouve également l'influence prédominante de l'hérédité sur ce caractère.

De même, les corrélations parents/enfants ainsi que les corrélations entre germains confirment les résultats que nous avons trouvés (tabl. 34 et 35). Les corrélations observées sont dans l'ensemble très élevées. Les variations enregistrées dans certains échantillons sont dues principalement aux petites dimensions de l'échantillon : c'est le cas des échantillons de DAHLBERG et WAHLUND, de GARN et ROHMANN, de NAKAJIMA et coll. et de BILLY.

⁽¹⁾ VON VERSCHUER (1954) publie des résultats relatifs à deux examens sur le même lot de jumeaux.

TABLEAU 34. — Corrélations entre la taille des parents et des enfants (*).

Auteurs	Père/fils	Père/filles	Mère/fils	Mère/filles
FAWCETT et PEARSON (1898)	0,40±0,03	0,36±0,03	0,30±0,03	0,28±0,03
GALTON (1899)	0,52±0,08	0,49±0,08	0,36±0,08	0,37±0,08
PEARSON et LEE (1902)	0,51±0,02		0,49±0,02	
DAHLBERG et WAHLUND (1941)	0,71±0,08		0,30±0,11	
DURNIN et WEIR (1952)	0,55±0,07	0,42±0,13	0,37±0,07	0,52±0,13
BAYLEY (1954)	0,44	0,50	(0,38)	0,67
KAGAN et MOSS (1959)	0,47	0,34	0,36	(0,25)
HATHAWAY et FORD (1960)		0,51±0,03		0,49±0,03
FURUSHO (1961)		0,33±0,02		
GARN et ROHMANN (1966)	0,33	0,47	0,41	0,49
HUNTLEY (1966)		0,42±0,02		
ACHESON et FOWLER (1967)	0,38	0,48	0,31	0,42
BILLY (1968)	(0,25)	(0,10)	0,40	0,54
NAKAJIMA et coll. (1968)	(0,15)	(0,29)	(0,17)	0,35
SUSANNE	0,54±0,06	0,52±0,06	0,53±0,06	0,47±0,06

(*) Les corrélations non significatives sont placées entre parenthèses.

TABLEAU 35. — Corrélations entre la taille des germains (*).

Auteurs	Germains	Frères	Sœurs	Frère/sœur
FAWCETT et PEARSON (1898)	0,39±0,02	0,44±0,02	0,38±0,02
BOAS (1907)	0,42
STOCKS (1930)	0,48	0,50
BOWLES (1932)	0,57
NEWMAN et coll. (1937)	0,60
DAHLBERG et WAHLUND (1941)	0,39±0,07
HOWELLS (1953)	0,57
FURUSHO (1961)	0,38±0,06
SCHREIDER (1961)	0,35
BURT (réf. BLOOM, 1964) :				
éd. ensemble	0,50
éd. à part... ..	0,54
GARN et ROHMANN (1966)	0,10	0,58	0,40
HOWELLS (1966)	0,47
HUNTLEY (1966)	0,51±0,05
ACHESON et FOWLER (1967)	0,24	0,30	0,41
SUSANNE	0,59±0,03	0,52±0,07	0,57±0,07	0,61±0,06

(*) Toutes les corrélations du tableau 35 sont significatives.

Aucun de ces résultats ne peut indiquer une différence sexuelle dans l'héritabilité du caractère. La dominance a toujours été un sujet très controversé : des auteurs étudiant les différents croisements possibles de sujets classés arbitrairement en grands, moyens et petits ont cru pouvoir prouver une dominance des petits pour DAVENPORT (1917) ou des grands pour FISHER (1936). Mais, il est naturellement prouvé que l'hypothèse de monomérisie ou de dimérisie n'est pas exacte; l'hypothèse d'un système polyfactoriel, dont une partie pourrait montrer de la dominance, est l'hypothèse dès lors suggérée par les auteurs. En fait, des études plus poussées n'ont montré l'existence d'aucun facteur significatif de dominance de la taille : FISHER et GRAY, GRAB et nous-même dans cette étude. N'oublions pas, cependant, que la corrélation plus élevée entre germains qu'entre parents/enfants pourrait suggérer l'existence d'un facteur de dominance : le fait que ces corrélations sont le plus souvent supérieures à 0,5 nous paraît exclure, cependant, cette hypothèse.

L'héritabilité d'un caractère peut se mesurer par

$$H = \frac{V_{DZ} - V_{MZ}}{V_{DZ}},$$

où V_{DZ} est la variance intrapaire des jumeaux dizygotiques, V_{MZ} des jumeaux monozygotiques.

Le pourcentage de variabilité liée à l'hérédité de la variabilité totale observée entre bivitellins, donc la participation des facteurs héréditaires à la variation, se mesure par

$$H_p = \frac{100 \sqrt{H}}{\sqrt{H} + \sqrt{1-H}} = \frac{100 \sqrt{F-1}}{1 + \sqrt{F-1}}.$$

Des résultats statistiques repris au tableau 32, on peut estimer à environ 75 % de la variabilité des germains la participation directe du génome pour la taille.

4.1.2. Poids.

Les études relatives à la génétique du poids, et notamment de l'obésité, sont également nombreuses.

Le tableau 36 fournit les valeurs F, donc les rapports de la variance des jumeaux dizygotiques et de la variance des jumeaux monozygotiques, pour le poids.

TABLEAU 36. — Valeurs F (poids) (*).

	VON VERSCHUER	CLARK	VOGEL et WENDT	OSBORNE et COLL	VANDENBERG et COLL
F	(1,48) 2,23	3,24	7,68	(1,36)	4,35

(*) Les valeurs F non significatives sont placées entre parenthèses.

Si l'on compare ce tableau au tableau 32 relatif à la taille, on remarquera que, bien que la variance des jumeaux dizygotiques soit plus grande que celle des jumeaux monozygotiques, les valeurs F sont beaucoup moins grandes. Certains coefficients F ne sont d'ailleurs pas significatifs pour le poids. L'existence d'un facteur héréditaire ne fait cependant aucun doute, surtout si l'on examine les corrélations existant entre jumeaux (voir tabl. 37). Le caractère

mésolabile du poids se fait néanmoins sentir par une diminution de la corrélation existant entre jumeaux monozygotiques éduqués séparément pendant une partie de leur existence.

TABLEAU 37. — Corrélations du poids entre jumeaux (*).

	STOCKS	NEWMAN et coll.
r_{MZ}	0,94	0,92
r_{DZ}	0,44	0,63
r_{MZ} séparé	0,89

(*) Toutes les corrélations du tableau 37 sont significatives.

Le tableau 38 est relatif aux corrélations parents/enfants du poids : comparés aux résultats des autres auteurs, nos résultats sont très stables et montrent encore une fois l'utilité, dans une pareille étude, de l'emploi des valeurs normées et naturellement d'un échantillon suffisamment fourni. En effet, les chiffres de BAYLEY sont relatifs aux mesures absolues du poids et ceux de NAKAJIMA sont relatifs aux mesures normées du poids, mais ne portent que sur un échantillon de trente sujets. L'ensemble de ces corrélations sont nettement en dessous de 0,5. Le plus souvent, les corrélations entre germains approchent de la valeur 0,5 (voir tabl. 39), elles sont nettement plus élevées qu'entre parents et enfants. Une nouvelle preuve que le poids est mésolabile est apportée par les chiffres de BURT cités par BLOOM (1964) : les germains éduqués à part sont nettement moins corrélés que ceux éduqués ensemble, ce qui n'était pas le cas pour la taille. BLOOM cite également la corrélation existant entre enfants non apparentés mais éduqués ensemble (enfants adoptés, par exemple) : 0,24, alors que cette corrélation est nulle pour la taille. Le poids étant reconnu comme caractère mésolabile (TWIESELNANN, 1949) il ne fait aucun doute dans notre esprit que l'augmentation des corrélations entre germains par rapport aux corrélations entre parents et enfants est due pour le poids à la plus grande similitude de milieu existant entre germains. Aucun argument ne nous semble, d'autre part, étayer une hypothèse de facteurs liés à X.

TABLEAU 38. — Corrélations du poids entre parents et enfants (*).

Auteur	Père/fils	Père/filles	Mère/fils	Mère/filles
BAYLEY (1954)	(0,44)	(0,31)	(0,13)	(0,43)
NAKAJIMA (1968)	(0,26)	(0,16)	(0,17)	(0,02)
SUSANNE	0,32 ± 0,08	0,39 ± 0,07	0,35 ± 0,07	0,32 ± 0,07

(*) Les corrélations non significatives sont données entre parenthèses.

De l'ensemble des résultats statistiques du tableau 36, on peut estimer à environ 60 % la composante héréditaire de la variabilité du poids entre germains : certaines études telle que celle d'OSBORNE et coll. estiment cette composante à moins de 50 %.

L'obésité peut être considérée comme un phénotype extrême de la distribution des poids normaux : l'hérédité est donc également polymérique. Les germains d'individus obèses ne peuvent, par exemple, pas être séparés en deux classes, normale et anormale, comme on pourrait s'y attendre en cas d'hérédité monomérique. Ces germains d'individus obèses ont un poids distribué normalement autour d'une moyenne supérieure à celle de la population globale. Les corrélations parents/enfants sont du même ordre de grandeur que celles du tableau 38 (J. MAYER et D. THOMAS, 1967; R. WITHERS, 1964).

Les autres données corporelles n'ont été que rarement étudiées; nous donnons dans la suite de ce travail les quelques rares chiffres de comparaison et de référence.

TABLEAU 39. — Corrélations du poids entre germains (*).

Auteurs	Germains	Frères	Sœurs	Frère/sœur
BOAS (1907)	0,31
STOCKS (1930)	0,44	0,33
BOWLES (1932)	0,55
NEWMAN et coll. (1937)	0,58
BURT : éd. ensemble	0,57
éd. à part.	0,43
HOWELLS (1953)	0,34
SCHREIDER (1961)	0,50
HOWELLS (1966)	0,27
SUSANNE	0,54±0,04	0,43±0,08	0,55±0,07	0,53±0,07

(*) Toutes les corrélations du tableau 39 sont significatives.

4.1.3. Mesures de longueur.

Ces mesures sont naturellement fortement liées à la taille dont elles constituent un segment. On peut donc s'attendre en gros aux mêmes observations que celles relatives à la taille.

Et, en effet, le tableau 40 montre que l'ensemble de ces mesures présente une variance entre jumeaux monozygotiques significativement plus petite que celle entre jumeaux dizygotiques. L'héritabilité du caractère se marque d'ailleurs également par la corrélation aussi élevée entre jumeaux monozygotiques éduqués séparément qu'entre jumeaux monozygotiques éduqués ensemble.

Néanmoins, les valeurs de F de la taille sternale, de la taille symphysaire et de la taille acromiale sont nettement plus élevées que les valeurs de F relatives aux autres mesures. Ceci nous semble être dû à une augmentation de l'erreur de mesure sur des caractères difficiles à mesurer, tel que la taille assis, par exemple, ou la longueur du tronc : cette augmentation de l'erreur se marque naturellement par une diminution de la corrélation entre jumeaux monozygotiques (0,88 pour la taille assis et 0,93 pour la taille).

Cette même influence apparaît dans le tableau 41 des corrélations entre germains : les valeurs élevées relatives à la taille sternale et la hauteur auriculaire contrastent avec les valeurs moins élevées relatives à la taille assis. Les coefficients de l'échantillon de SCHREIDER (1961)

TABLEAU 40. — Valeurs F (mesures de longueur) (*).

	DAHLBERG	VON VERSCHUER	CLARK	VOGEL	OSBORNE	VANDENBERG
Taille sternale	8,55	8,97	3,57	16,43
Taille symphysaire	6,39	4,07	..	5,44
Taille acromiale	5,95	7,58	..	13,35
Hauteur du stylien	2,50	..	(2,28)
Hauteur au doigt médian ...	3,07	2,10	..	5,00
Taille assis	3,54	..	6,53	..
Longueur du tronc	2,30	2,08 2,45	5,13

Corrélations entre jumeaux.

NEWMAN et coll. (taille assis).

r_{MZ} 0,88

r_{DZ} 0,50

r_{MZ} séparé 0,88

(*) Les valeurs non significatives sont placées entre parenthèses.

TABLEAU 41. — Corrélations des mesures de longueur entre germains (*).

Auteurs	Germains	Frères	Sœurs	Frère/sœur
Taille assis :				
BOWLES (1932)	0,46
HOWELLS (1953)	0,39
SCHREIDER (1961)	0,50
HOWELLS (1966)	0,35
SUSANNE	0,40±0,04	0,21±0,09	0,35±0,09	0,47±0,08
Hauteur du tronc :				
SCHREIDER (1961)	0,62
Vertex-suprasternale :				
SCHREIDER (1961)	0,64
Taille sternale :				
SUSANNE	0,58±0,03	0,52±0,07	0,57±0,07	0,59±0,06
Hauteur auriculaire :				
PEARSON (1903) cité par HOWELLS, 1948 .	0,55

(*) Toutes les corrélations du tableau 41 sont significatives.

sont très élevés; en fait, l'échantillon de SCHREIDER ne compte que trente-deux couples de frères adultes mais d'une population très hétérogène, si bien que l'on observe une augmentation artificielle des corrélations causée par un assortiment matrimonial géographique ou ethnique.

La dominance est naturellement exclue pour la taille sternale, où la corrélation entre germains est supérieure à 0,5; l'augmentation de l'erreur de mesure sur certains caractères nous semble pouvoir expliquer les corrélations inférieures à 0,5 trouvées pour la taille assis, par exemple.

Aucun argument ne nous semble, d'autre part, en faveur de l'existence d'un facteur lié au chromosome X.

En résumé de l'ensemble de ces résultats, on peut estimer la partie héréditaire de la variabilité des germains pour la taille sternale et la taille acromiale à environ 75 % et, pour la taille assis et la longueur du tronc, à environ 60-65 %.

4.1.4. Mesures de longueur des membres.

Le tableau 42 relatif aux valeurs F de différentes mesures témoigne de l'héritabilité des longueurs de membre et de leurs segments. Le tableau 43 relatif à des corrélations entre germains confirme ces résultats. Une différence apparaît cependant assez nettement entre des mesures telles que la longueur du bras, la longueur du doigt médian et la longueur de la jambe, où les valeurs de F ainsi que les corrélations sont plus élevées que pour des mesures telles que la longueur de la main, la longueur de l'avant-bras et la longueur de l'humérus.

TABLEAU 42. — Valeurs F (longueur des membres) (*).

	DAHLBERG	VON VERSCHUER	CLARK	VOGEL	OSBORNE	VANDENBERG
Longueur du bras... ..	5,02	6,26 6,45	9,72	..	7,13	..
Empan	6,67
Longueur de l'avant-bras	5,22	..	8,08	..
Longueur de la main	(1,30) 4,54	5,49	..	2,06	..
Longueur du doigt médian	8,36	..	5,00	4,53
Longueur de la jambe...	3,15 4,53	9,92	..
Longueur du pied...	5,37	6,77	5,45	4,72

(*) Les valeurs non significatives sont placées entre parenthèses.

Nous avons déjà pu expliquer à la page 85 que ces dernières mensurations sont plus difficiles à faire et que l'erreur de mesure y est donc plus grande. Nous excluons de cette comparaison les coefficients de corrélation des échantillons de BOWLES (1932) et de HOWELLS (1953) qui sont trop petits et aussi trop hétérogènes. Nous insisterons surtout sur la similitude frappante de nos données avec celles de HOWELLS (1966) : cet échantillon est un des rares échantillons bien définis et aussi suffisamment isolé de la population cosmopolite des Etats-Unis; il s'agit d'une secte religieuse dont l'isolement génétique et culturel est total.

Nous conclurons à l'absence certaine de facteur de dominance dans la transmission de mesures telles que la longueur du bras, la longueur du doigt médian et la longueur de la jambe où les corrélations entre germains sont égales à 0,5. Nous attribuerons aux erreurs de

TABLEAU 43. — Corrélations des longueurs de membres entre germains (*).

Auteurs	Germains	Frères	Sœurs	Frère/sœur
Longueur du bras :				
BOWLES (1932)	0,60
HOWELLS (1953)	0,46
SCHREIDER (1961)	(0,15)
SUSANNE	0,52±0,04	0,37±0,09	0,51±0,08	0,57±0,07
Longueur de l'avant-bras :				
BOWLES (1932)	0,47
HOWELLS (1953)	0,52
HOWELLS (1966)	0,42
SUSANNE	0,42±0,04	0,30±0,09	0,52±0,07	0,41±0,08
Longueur de l'humérus :				
BOWLES (1932)	0,60
HOWELLS (1953)	0,48
HOWELLS (1966)	0,36
SUSANNE	0,37±0,04	0,29±0,09	0,38±0,09	0,40±0,08
Longueur de la main :				
HOWELLS (1966)	0,41
Longueur du doigt médian :				
SUSANNE	0,53±0,04	0,48±0,08	0,43±0,08	0,58±0,06
Longueur de la jambe :				
HOWELLS (1953)	0,63
SCHREIDER (1961)	0,40
Longueur du tibia :				
HOWELLS (1953)	0,58
Longueur du pied :				
HOWELLS (1966)	0,46

(*) Les valeurs non significatives sont placées entre parenthèses.

mesure la diminution des corrélations relatives aux segments des mesures précédentes. Aucun argument ne semble en faveur de l'existence de facteurs liés au chromosome X.

En résumé, la comparaison des jumeaux monozygotiques et dizygotiques nous permet d'estimer à 70 % la portion héréditaire de la variabilité des mesures de longueur des membres chez les germains.

4.1.5. Diamètre biacromial.

Les résultats, bien que peu nombreux, concordent cependant à n'octroyer qu'une faible héritabilité au diamètre biacromial : aussi bien les valeurs de F (tabl. 44) que les coefficients de corrélation entre germains (tabl. 45) sont peu élevés voire non significatifs (chiffres de CLARK). Le peu de données de comparaison ne nous permet cependant pas de vérifier la validité de l'existence éventuelle de facteurs liés au chromosome X : cette hypothèse pouvait être suggérée par l'existence dans notre échantillon d'une corrélation père/fils non significative, et d'un ordre $r_{\text{sœurs}} > r_{\text{frères}} > r_{\text{frère/sœur}}$. TANNER et ISRAELSOHN (1963) trouvaient entre des enfants de 7 ans et leurs parents des corrélations relativement plus élevées entre apparentés de même sexe (père/fils et mère filles) qu'entre apparentés de sexes différents (pratiquement pas de corrélation entre père et filles) : ceci ne correspond donc pas à nos valeurs calculées sur une population d'adultes. L'analyse de la variance (voir E.3.4.2.) montre, en effet, que la régression maternelle est significativement supérieure à la régression paternelle dans notre échantillon. Le fait que les corrélations sont peu élevées peut s'expliquer par la présence de facteurs de dominance, mais également par des effets du milieu. Le diamètre biacromial étant mésolabile, nous penchons à incriminer ces effets du milieu.

En résumé, on peut estimer à 60 % (au maximum) la portion héréditaire de la variabilité du diamètre biacromial chez les germains.

TABLEAU 44. — Valeurs F (diamètre biacromial) (*).

DAHLBERG	VON VERSCHUER	CLARK	VOGEL	OSBORNE	VANDENBERG
4,02	2,79 3,37	(1,45)	2,88	1,66	5,33

(*) Les valeurs non significatives sont placées entre parenthèses.

TABLEAU 45. — Corrélations du diamètre biacromial entre germains (*).

Auteurs	Germains	Frères	Sœurs	Frère/sœur
BOWLES (1932)	0,22
HOWELLS (1953)	0,33
SUSANNE	0,40 ± 0,04	0,42 ± 0,08	0,46 ± 0,08	0,33 ± 0,09

(*) Les corrélations du tableau 45 sont toutes significatives.

4.1.6. Mesures de la poitrine prises dans un plan horizontal.

Les références sont peu nombreuses et intéressent uniquement des études gémellaires : les valeurs F du tableau 46 permettent d'estimer la portion héréditaire à 50 à 60 % de la variabilité chez des germains. L'héritabilité de la profondeur de la poitrine semble encore moins élevée que celle de la largeur, la circonférence de la poitrine étant naturellement une mesure composite des deux précédentes.

Rappelons que les dimensions thoracales sont mésolabiles (TWIESELMANN, 1949).

TABLEAU 46. — Valeurs F (mesures de la poitrine prises dans un plan horizontal) (*).

	VON VERSCHUER	CLARK	VOGEL	OSBORNE	VANDENBERG
Largeur de la poitrine	2,32	..
Profondeur de la poitrine	(1,37)	..
Circonférence de la poitrine ...	(1,49) 3,32	2,59	5,51	2,00	1,70

(*) Les valeurs non significatives sont placées entre parenthèses.

4.1.7. Diamètre et circonférence du bassin et de l'abdomen.

Ces mesures, comme le montrent les valeurs F du tableau 47, indiquent une différence nette entre les diamètres, d'une part, et les périmètres, d'autre part. Il est certain que le périmètre abdominal, mesuré au niveau de la taille, et le périmètre des hanches, qui ceinture le plus souvent la région du développement le plus fort des fesses, font intervenir pour une part beaucoup plus grande la masse musculaire et surtout grasseuse; par conséquent, les facteurs mésologiques nutritionnels et d'entraînement physique interviennent plus sur ces périmètres que sur les diamètres. Les diamètres bicrète et bitrochantérien sont en effet des mesures osseuses, respectivement au niveau des « iliocristalia » et des « trochanteria »; ces mesures nécessitent cependant une pression suffisante chez les sujets gros pour sentir la résistance de l'os. Il nous semble donc normal que les valeurs de F relatives aux deux périmètres soient plus petites que celles relatives aux deux diamètres.

TABLEAU 47. — Valeurs F (diamètre et circonférence du bassin) (*).

	DAHLBERG	VON VERSCHUER	CLARK	VOGEL	OSBORNE	VANDENBERG
Diamètre bicrète	2,71	1,70 2,55	2,47	3,54	2,12	4,36
Diamètre bitrochantérien	6,63	1,95	9,70
Périmètre abdominal	(1,33)	..	1,79	2,02
Périmètre des hanches	2,69	..	2,21	..

(*) Les valeurs non significatives sont placées entre parenthèses.

Nous n'avons retrouvé qu'une corrélation de référence : celle du diamètre bicrète calculé entre frères dans l'échantillon de HOWELLS, 1953 (voir tabl. 48). L'hypothèse de facteurs liés à X n'est appuyée par aucun argument et l'hypothèse de dominance de certains facteurs nous semble également exclue, les coefficients de corrélation entre germains étant supérieurs à 0,5. L'étude de la variabilité des jumeaux monozygotiques et dizygotiques permet d'estimer la portion héréditaire de la variabilité entre germains à 65 % pour les diamètres bicrète et bitrochantérien et à 50 % pour les périmètres abdominal et des hanches.

TABLEAU 48. — Corrélations des diamètres et circonférences du bassin entre germains (*).

Auteurs	Germains	Frères	Sœurs	Frère/sœur
HOWELLS (1953) (diamètre bicrète)	0,42
SUSANNE (diamètre bicrète)	0,53±0,04	0,49±0,08	0,45±0,08	0,56±0,07
SUSANNE (diamètre bitrochantérien)	0,57±0,03	0,62±0,06	0,57±0,07	0,55±0,07

(*) Toutes les corrélations du tableau 48 sont significatives.

4.1.8. Périmètre du cou.

Les références sont très peu nombreuses (voir tabl. 49) : nous ne possédons que trois valeurs de F correspondant à deux échantillons. De ces valeurs, on peut estimer la portion héréditaire de la variabilité des germains à 55 % pour les mensurations du cou. Ces données de référence ne nous permettent pas de vérifier l'existence éventuelle ni d'un facteur lié au chromosome X, ni d'un facteur de dominance.

TABLEAU 49. — Valeurs F (périmètre du cou) (*).

	CLARK	OSBORNE
Circonférence du cou	3,05	2,50
Largeur du cou	2,60

(*) Toutes les valeurs du tableau 49 sont significatives.

4.1.9. Largeur et périmètre des membres.

Examinons d'abord le tableau 50 des valeurs F relatives aux dimensions horizontales des membres : au vu des valeurs peu élevées de l'ensemble des résultats, les références de VANDENBERG pour la largeur du pied, et de VOGEL pour les périmètres de l'avant-bras et du mollet, nous semblent anormalement élevées.

La variabilité des périmètres du bras et de l'avant-bras chez des jumeaux dizygotiques est à peine plus grande, voire non significativement, que chez des jumeaux monozygotiques. Au contraire, la variabilité de mesures directement liées à la robusticité du squelette, telles que le périmètre du poignet et surtout les largeurs épicondylienne et radio-cubitale, est toujours significativement plus petite chez les jumeaux monozygotiques que chez les paires dizygotiques. La largeur de la main semble avoir en moyenne une valeur de F intermédiaire entre les mesures de robusticité osseuse et les périmètres des membres où l'influence musculaire et graisseuse est prépondérante.

Pour le membre inférieur, les différences sont peut-être moins nettes mais n'en sont pas moins réelles entre les périmètres à base musculaire et graisseuse (cuisse et mollet) avec une moyenne de F de 2,24 (valeur de VOGEL exclue), entre un périmètre à composante osseuse non négligeable (cheville) avec une moyenne de F de 2,38 et entre les largeurs essentiellement osseuses (épicondylienne et himalléolaire) avec une moyenne de F de 2,78.

TABLEAU 50. — Valeurs F (périmètres des membres) (*).

	VON VERSCHUER		CLARK	VOGEL	OSBORNE	VANDENBERG
Périmètre du bras		2,64	..	(1,47)	..
Périmètre de l'avant-bras		2,11	6,80	(1,43)	..
Périmètre minimum du poignet		2,84	..	3,22	..
Largeur épicondylienne		3,44
Largeur radio-cubitale	5,03	..
Largeur de la main	2,31	2,74	4,99	..	(1,06)	4,56
Périmètre de la cuisse	(0,89)	..
Périmètre du mollet	4,03	6,87	1,81	..
Périmètre de la cheville	2,18	..	2,57	..
Largeur épicondylienne	2,56
Largeur bimalléolaire	2,91	..
Largeur du pied	(0,95)	13,28

(*) Les valeurs non significatives sont placées entre parenthèses.

Ces observations se vérifient également par les coefficients de corrélation (tabl. 51) : les périmètres du bras et de l'avant-bras, essentiellement musculaires et gras, sont moins corrélés entre germains pour l'échantillon de HOWELLS et entre parents et enfants pour notre échantillon que le périmètre du poignet essentiellement osseux, et encore moins que la largeur radio-cubitale. Notons que TANNER et ISRAELSOHN (1963) trouvaient, pour la largeur épicondylienne de l'humérus entre parents et enfants de 7 ans, des corrélations également assez élevées : de 0,41 à 0,55, à l'exception de la corrélation père/fille cependant. Remarquons que la corrélation entre germains du périmètre du bras paraît relativement élevée dans notre échantillon : la grande différence observée entre les corrélations parents/enfants et germains relatives au périmètre du bras peut être expliquée par une similitude bien plus grande du milieu entre germains que du milieu familial entre deux générations; TWIESELMANN (1949) avait pu montrer le caractère mésolabile du périmètre du bras. Le facteur de dominance ne peut cependant pas être exclu. Pour le périmètre du poignet, nous avons trouvé un facteur significatif de dominance par l'analyse de la variance (voir E.3.4.2).

Aucun argument ne nous permet d'émettre l'hypothèse de l'existence de facteurs liés à X.

La littérature ne contient que des corrélations relatives à des mesures essentiellement osseuses du membre inférieur : notons, cependant, que la corrélation entre germains du périmètre du mollet est inférieure dans notre échantillon à celle du périmètre de la cheville; il en était de même entre parents et enfants de 7 ans dans l'échantillon de TANNER et ISRAELSOHN (1963) pour les corrélations du mollet, d'une part, et de la largeur épicondylienne, d'autre part.

Nous ne possédons pas assez d'arguments pour prouver que cette diminution des coefficients de corrélation relatifs au mollet soit due à la dominance : sans l'exclure nous pouvons certainement y ajouter l'influence du milieu; le caractère mésolabile du périmètre n'est, en effet, pas douteux. L'absence de références concernant les corrélations parents/enfants

TABLEAU 51. — Corrélations des périmètres des membres entre apparentés (*).

	Parents/ enfants	Germaines	Frères	Sœurs	Frère/sœur
Périmètre au niveau de l'aisselle:					
HOWELLS (1966)	0,28
Périmètre du bras :					
HOWELLS (1966)	0,26
SUSANNE	0,30±0,04	0,46±0,04	0,36±0,08	0,48±0,08	0,48±0,07
Périmètre de l'avant-bras :					
HOWELLS (1966)	0,27
Périmètre minimum du poignet :					
HOWELLS (1966)	0,37
SUSANNE	0,43±0,03	0,49±0,04	0,30±0,09	0,57±0,07	0,50±0,07
Largeur radio-cubitale :					
HOWELLS (1966)	0,42
Largeur de la main :					
HOWELLS (1966)	0,35
Périmètre de la cheville :					
HOWELLS (1966)	0,35
SUSANNE	0,30±0,04	0,38±0,05	(0,09)	0,49±0,08	0,35±0,09
Périmètre du coup de pied :					
HOWELLS (1966)	0,41
Largeur épicondylienne :					
HOWELLS (1966)	0,27
Largeur bimalléolaire :					
HOWELLS (1966)	0,38
Largeur du pied :					
HOWELLS (1966)	0,39

(*) Les corrélations non significatives sont placées entre parenthèses.

et les différents types de corrélation entre germaines ne nous permet pas de vérifier l'existence de différences sexuelles dans la transmission du périmètre de la cheville que l'analyse de la variance nous avait suggérées.

De l'étude de la variabilité gémellaire, nous pouvons estimer la portion héréditaire de la variabilité entre germains à 50 % au maximum pour les périmètres du bras et de l'avant-bras, à 60 % pour le périmètre du poignet, à 65 % pour les largeurs épicondylienne et radio-cubitale, à 50 % pour les périmètres de la cuisse et du mollet, à 55 % pour le périmètre de la cheville et à 60 % au maximum pour les largeurs épicondylienne et bimalléolaire.

4.1.10. Tableau synoptique des mesures corporelles.

L'examen de nos résultats ainsi que la comparaison avec les quelques données trouvées dans la littérature nous a permis de comparer l'héritabilité de nombreuses mensurations. Cette héritabilité est loin d'être la même pour toutes les mesures corporelles : nous pouvons confirmer ainsi une suite de caractères dont l'héritabilité est décroissante et dont nous avons déjà établi la liste dans la discussion de nos résultats (E.3.3.1 et E.3.4.).

La portion héréditaire de la variabilité observée entre germains varie entre 75 % et 50 % suivant les mensurations (voir tabl. 52).

TABLEAU 52. — Portion héréditaire de la variabilité observée entre germains.

Pourcentage	Mesures corporelles	Mesures céphaliques et faciales
75 %	Taille, taille sternale, taille acromiale, taille symphysaire	—
70 %	Longueur bras, longueur doigt médian, longueur membre inférieur	—
65 %	Taille assis, longueur tronc, longueur humérus, longueur radius, longueur genou, longueur jambe, diamètre bicrète et bitrochantérien, largeur épicondylienne et radio-cubitale	Hauteur totale de la face
60-65 %	—	Hauteur nasion-prosthion, hauteur du nez
60 %	Poids, diamètre biacromial, périmètre poignet, largeur épicondylienne et bimalléolaire	Longueur, largeur et circonférence tête, largeurs faciales
55 %	Profondeur et largeur poitrine, périmètre cou, périmètre cheville	Largeurs de segments du visage, mensuration de l'oreille, (hauteur tête ?)
50 % et —	Périmètre abdominal, périmètre hanches, périmètre bras et avant-bras, périmètre cuisse et mollet	—

4.2. Mesures céphaliques et faciales.

4.2.1. Mesures céphaliques.

Les valeurs de F de comparaison des variances monozygotiques et dizygotiques pour les mesures céphaliques sont données au tableau 53 : elles montrent dans l'ensemble une héritabilité relativement faible de ces mesures. La portion héréditaire de la variabilité entre germains est d'environ 60 % pour la longueur, la largeur et la circonférence de la tête, soit donc au même niveau que le poids ou le diamètre biacromial pour les mesures corporelles. La

portion héréditaire de la variabilité entre germains est encore plus faible (55 %) pour la hauteur de la tête, au moins pour deux de ces études, celles d'OSBORNE et de VANDENBERG, où le coefficient F n'est pas significatif.

TABLEAU 53. — Valeurs F (mesures céphaliques) (*).

	DAHLBERG	VON VERSCHUER	CLARK	VOGEL	OSBORNE	VANDENBERG
Longueur de la tête	3,43 4,38	2,18	5,33	(0,76)	3,23
Largeur de la tête	2,14	1,97 2,49	3,58	2,68	6,18	3,70
Circonférence de la tête.	3,50 4,25	3,82	4,00	2,81	..
Hauteur de la tête	4,24	3,19	..	(0,83)	(1,13)

(*) Les valeurs non significatives sont placées entre parenthèses.

Cette faible héritabilité des mesures céphaliques est vérifiée par les valeurs des coefficients de corrélation parents/enfants du tableau 54 : ces corrélations sont dans l'ensemble peu élevées. L'indice céphalique est particulièrement peu lié entre parents et enfants : les chiffres publiés par BOAS (1907) et DEFRISE (1949) et relatifs à l'indice céphalique sont nettement inférieurs à ceux publiés par les mêmes auteurs pour la largeur et la longueur de la tête; ces corrélations peu élevées sont confirmées par les chiffres de PEARSON et FAWCETT (1898), TSCHÉPOURKOWSKY (1903) et WOLANSKI (1967). Les chiffres de SALLER et coll. (1937), DEFRISE (1949) et les nôtres montrent une corrélation plus grande de la largeur de la tête que de la longueur de la tête entre parents et enfants; ceci n'est pas le cas dans les chiffres publiés par BOAS (1907). Une seule référence nous permet de vérifier nos corrélations relatives à la hauteur de la tête : ces corrélations sont anormalement élevées si l'on tient compte des données fournies par les études gémellaires d'OSBORNE et de VANDENBERG. Le tableau 55 rapporte les corrélations entre germains des mesures céphaliques. La comparaison des corrélations parents/enfants, d'une part, et entre germains, d'autre part, n'est possible que dans notre échantillon : la différence entre ces corrélations est négligeable pour ces mesures. Certaines corrélations du tableau 55 sont cependant très élevées; il s'agit des corrélations relatives aux échantillons de BOAS (1907) et de SCHREIDER (1961), formés respectivement d'écoliers de Worcester et de trente-deux couples de frères issus de deux populations anthropologiques différentes : les valeurs élevées de ces corrélations peuvent s'expliquer par l'existence d'une grande erreur d'échantillonnage sur de petits groupes de sujets et par une augmentation des corrélations provoquée par l'hétérogénéité des échantillons.

Nous ferons remarquer, d'autre part, la bonne concordance de nos résultats avec ceux de HOWELLS (1953) et de HOWELLS (1966).

La hauteur de la tête est bien corrélée, sauf dans l'étude de SCHREIDER (1961) où la corrélation est même négative; une seule explication nous paraît ici plausible : celle d'une erreur d'échantillonnage due aux trop petites dimensions du groupe étudié. Remarquons que les corrélations parents/enfants et entre germains relatives à la hauteur de la tête ne concordent pas avec les valeurs trouvées dans les études gémellaires (sauf celles de DAHLBERG et de CLARK).

L'hypothèse de facteur lié à X n'avait été suggérée que pour la longueur de la tête, l'hérédité maternelle étant significativement plus grande que l'hérédité paternelle (voir

TABLEAU 54. — Corrélations des mesures céphaliques entre les parents et les enfants (*).

	Père/fils	Père/filles	Mère/fils	Mère/filles
Longueur de la tête :				
BOAS (1907)	0,24	0,34	0,20	0,46
SALLER et coll. (1933)			0,23	
DAHLBERG et WAHLUND (1941)		0,35		0,33
DEFRISE (1949)			0,37	
BILLY (1966)	(0,18)	(0,18)	0,32	0,24
SUSANNE	(0,18)	(0,17)	0,37±0,07	0,40±0,07
Largeur de la tête :				
BOAS (1907)	0,21	0,23	0,33	0,27
SALLER et coll. (1933)			0,42	
DAHLBERG et WAHLUND (1941)		0,28		0,50
DEFRISE (1949)			0,42	
BILLY (1966)	0,29	0,30	(0,15)	0,45
SUSANNE	0,42±0,07	0,41±0,07	0,22±0,08	0,33±0,07
Indice céphalique :				
PEARSON et FAWCETT (1898)	0,22	(0,05)	0,37	0,30
BOAS (1903)		0,30		0,36
TSCHEPOURKOWSKY (1903)			(0,06)	(0,19)
BOAS (1907)		0,20		0,25
FRETS (1920)	0,20	0,24	0,25	0,32
SALLER et coll. (1933)			0,31	
DAHLBERG et WAHLUNG (1941)		0,28		0,50
DEFRISE (1949)			0,25	
BILLY (1966)	0,41	(0,13)	0,33	0,35
WOLANSKI et coll. (1967)	0,17	0,17	0,23	0,14
Hauteur de la tête :				
SALLER et coll. (1933)			0,51	
SUSANNE	0,53±0,06	0,39±0,07	0,46±0,07	0,37±0,07

(*) Les valeurs non significatives sont placées entre parenthèses.

E.3.4.2.) : en fait, les chiffres de BOAS (1907) et de DAHLBERG et coll. (1941) ne confirment pas ce résultat; seuls les chiffres de BILLY (1966) pourraient suggérer une différenciation sexuelle d'héritabilité.

L'étude de dominance de l'indice céphalique a intéressé quelques auteurs : la méthode utilisée consiste toujours à séparer arbitrairement les mesures de trois classes : « petit »,

TABLEAU 55. — Corrélations des mesures céphaliques entre les germains (*).

	Germaines	Frères	Sœurs	Frère/sœur
Longueur de la tête :				
BOAS (1907)	0,54
DAHLBERG et WAHLUND (1941)	0,45
HOWELLS (1953)	0,38
SCHREIDER (1961)	0,54
HOWELLS (1966)	0,40
SUSANNE	0,31 ± 0,05	0,36 ± 0,09	0,44 ± 0,08	0,25 ± 0,09
Largeur de la tête :				
BOAS (1907)	0,55
BOWLES (1932)	0,29
DAHLBERG et WAHLUND (1941)	0,50
HOWELLS (1953)	0,48
SCHREIDER (1961)	0,72
HOWELLS (1966)	0,42
SUSANNE	0,35 ± 0,04	0,37 ± 0,09	0,32 ± 0,09	0,34 ± 0,09
Indice céphalique :				
PEARSON et FAWCETT (1898)	0,38	0,49	0,34
BOAS (1907)	0,50
FRETS (1920)	0,44	0,49	0,45
STOCKS (1930)	0,44	0,45
DAHLBERG et WAHLUND (1941)	0,41
SCHREIDER (1961)	0,76
Circonférence de la tête :				
BOWLES (1932)	0,50
HOWELLS (1953)	0,42
Hauteur de la tête :				
HOWELLS (1953)	0,49
SCHREIDER (1961)	(-0,11)
SUSANNE	0,41 ± 0,04	0,48 ± 0,08	0,39 ± 0,09	0,46 ± 0,08

(*) Les corrélations non significatives sont placées entre parenthèses.

« moyen » et « grand », et à étudier la distribution de ces classes parmi les enfants des différents types de mariages possibles. Le plus grand matériel étudié en ce sens est celui de FRETS (1921) avec quelque 360 familles comportant au total quelque 3.600 personnes. L'auteur conclut à la dominance des formes brachycéphales sur les formes plus dolichocéphales; BRYN

(1920), HILDEN (1925) et SCHREINER (1925) arrivent à la même conclusion. Mais, tous ces auteurs constatent que certaines transmissions familiales ne peuvent s'expliquer par un schéma génétique simple et trouvent des « cas » de brachycéphalie récessive et de dolichocéphalie dominante. L'interprétation génétique de l'indice céphalique est encore compliquée du fait que cet indice représente très mal la forme du crâne : il est certain que des crânes dolichocéphales peuvent être de petite dimension ou de grande dimension, si bien que leur interprétation génétique peut être très différente. Nous préférons dès lors étudier les dimensions simples du crâne, à savoir la longueur, la largeur et la hauteur. Quelques auteurs ont étudié la distribution des mesures des enfants dans différents types de mariage, chaque individu étant classé arbitrairement en « petit », « moyen » ou « grand » (FRETS, 1920; BAUERMEISTER, 1955; KEITER, 1956). De telles études sont trop grossières pour apporter des résultats précis, elles n'ont apporté aucun argument en faveur d'un facteur de dominance. Les conclusions apportées par ces travaux sont les suivantes : la longueur de la tête ainsi que la largeur et la hauteur sont d'autant plus grandes que les mesures parentales sont plus grandes; pour BAUERMEISTER, lorsque les parents sont éloignés de plus d'un écart-type de la moyenne, leurs enfants n'ont, en général, pas de dimension s'écartant de façon nette de la moyenne en sens inverse de celui des parents. Nous pourrions donc simplement résumer ces études en disant que les dimensions céphaliques ne se transmettent pas selon une loi génétique simple mais de manière polymérique. SALLER (1932), le premier, émet cette hypothèse en mettant en cause des gènes de construction du chondrocrâne, des gènes plus tardifs de construction de la voûte crânienne et des gènes de développement des hémisphères cérébraux dont on peut supputer également l'influence sur la forme crânienne.

En résumé, si ces différentes études permettent de conclure à l'existence d'une base génétique pour ces caractères à variation continue, à savoir l'existence de multiples loci distribués sur différents chromosomes, on a encore fait peu de progrès dans l'évaluation des composantes génétiques et non génétiques des variations des caractères étudiés. Nous pensons avoir pu préciser l'influence génétique intervenant sur les mesures céphaliques par l'étude des corrélations entre apparentés et l'analyse de la variance : nous avons pu fixer leur niveau d'héritabilité en comparaison d'autres mesures faciales ou corporelles. L'existence d'une différence sexuelle d'héritabilité du caractère a été suggérée mais demande confirmation. L'existence de facteurs de dominance n'a pu être formellement prouvée mais ne peut être exclue.

4.2.2. Largeurs faciales.

Dans ces largeurs, nous avons inclut la largeur frontale qui, en fait, se trouve à la limite de la voûte crânienne et de la face. L'hérédité de ces largeurs ne fait aucun doute si l'on examine les valeurs F de comparaison des variances des jumeaux monozygotiques et dizygotiques (voir tabl. 56). La portion héréditaire de la variabilité des germains peut être estimée pour la largeur frontale minimum, la largeur bizygomatique et la largeur bigoniaque à 60 %.

TABLEAU 56. — Valeurs F (largeurs faciales) (*).

	DAHLBERG	VON VERSCHUER	CLARK	VOGEL	OSBORNE	VANDENBERG
Largeur frontale minimum ...	4,90	..	2,61	4,88	2,07	2,00
Largeur bizygomatique	1,86	..	2,49	3,07	1,88	5,80
Largeur bigoniaque	1,96	5,00 4,33	3,46	4,00	3,60	..

(*) Toutes les valeurs du tableau 56 sont significatives.

Les corrélations parents/enfants du tableau 57 sont également élevées, beaucoup plus d'ailleurs que pour la longueur et la largeur de la tête : nos résultats sont confirmés par les chiffres publiés par SALLER et coll. (1933).

TABLEAU 57. — Corrélations des largeurs faciales entre parents et enfants (*).

	Père/fils	Père/filles	Mère/fils	Mère/filles
Largeur du front :				
SALLER et coll. (1933)			0,42	
SUSANNE	0,40±0,07	0,47±0,06	0,24±0,08	0,41±0,07
Largeur bizygomatique :				
SALLER et coll. (1933)			0,47	
SUSANNE	0,52±0,06	0,40±0,07	0,38±0,07	0,31±0,07
Largeur bigoniaque :				
SALLER et coll. (1933)			0,40	
SUSANNE	0,44±0,07	0,48±0,06	0,46±0,07	0,40±0,07

(*) Toutes les valeurs du tableau 57 sont significatives.

Les corrélations entre germains du tableau 58 sont très élevées également : nos résultats sont très proches de ceux de HOWELLS (1966); nous avons déjà pu souligner l'homogénéité raciale et même mésologique de l'échantillon étudié par cet auteur.

La portion héréditaire de la variabilité des germains est de 60 % pour les mesures céphaliques et les largeurs faciales. Or, si les corrélations entre germains sont de même ordre de grandeur, une énorme différence réside cependant dans les très faibles corrélations parents/enfants pour les mesures céphaliques et les fortes corrélations pour les largeurs faciales.

L'assortiment matrimonial nous semble pouvoir expliquer en partie cette différence : la largeur bizygomatique et la largeur bigoniaque sont particulièrement corrélées entre époux, alors que la longueur de la tête ne présente aucune corrélation matrimoniale.

Aucun argument ne laisse suggérer la présence de facteurs liés à X. Le fait que les corrélations sont inférieures au niveau 0,5 d'hérédité polymérique simple peut être expliqué par un facteur de dominance ou par l'influence d'effets mésologiques ou par les deux facteurs. Nous avons montré un facteur de dominance positive pour la largeur bizygomatique : ceci demande cependant confirmation. Notons que par l'analyse d'arbres généalogiques, SCHEIDT (1932) et KORKHAUS (1952) concluaient à une certaine dominance des arcs zygomatiques proéminents.

4.2.3. Hauteur de la face.

L'hérédité des mensurations de la hauteur de la face ne fait aucun doute si l'on examine les valeurs F de comparaison de la variabilité des jumeaux monozygotiques et des jumeaux dizygotiques (voir tabl. 59). La portion héréditaire de la variabilité des germains est même plus élevée que pour les autres mesures : elle est de 65 % pour la hauteur totale de la face et entre 60 et 65 % pour la hauteur nasion-prosthion et la hauteur du nez.

TABLEAU 58. — Corrélations des largeurs faciales entre germains (*).

	Germaines	Frères	Sœurs	Frère/sœur
Largeur du front :				
HOWELLS (1953)	0,55
SCHREIDER (1961)	(0,34)
HOWELLS (1966)	0,34
SUSANNE	0,33±0,05	0,41±0,08	0,33±0,09	0,32±0,09
Largeur bizygomatique :				
HOWELLS (1953)	0,43
SCHREIDER (1961)	(0,16)
HOWELLS (1966)	0,31
SUSANNE	0,39±0,04	0,45±0,08	0,39±0,09	0,38±0,08
Largeur bigoniaque :				
HOWELLS (1953)	0,32
HOWELLS (1966)	0,38
SUSANNE	0,38±0,04	0,37±0,09	0,38±0,09	0,37±0,08

(*) Les corrélations non significatives sont placées entre parenthèses.

TABLEAU 59. — Valeurs F (hauteur de la face) (*).

	DAHLBERG	VON VERSCHUER	CLARK	VOGEL	OSBORNE	VANDENBERG
Hauteur totale de la face ...	2,80	5,02 5,24	3,75	8,03	2,76	2,92
Hauteur nasion-prosthion	3,62	..	3,34	..
Hauteur du nez	15,17 4,50	4,19	5,83	3,65	1,78

(*) Toutes les valeurs du tableau 59 sont significatives.

Le tableau 60 nous fournit les coefficients de corrélation parents/enfants et entre germains des mesures de la hauteur de la face : ces coefficients sont assez élevés; ils sont pour notre échantillon de l'ordre de 0,35 à 0,40 entre germains. Les résultats de HOWELLS (1953) et de SCHREIDER (1961) ne concordent pas pour des raisons que nous avons déjà pu évoquer : les petites dimensions et l'hétérogénéité de ces échantillons.

Les corrélations relatives à la hauteur du nez ne concordent pas entre notre échantillon et ceux de HOWELLS (1953 et 1966) : les difficultés de mensuration sont, nous semble-t-il, à l'origine des faibles corrélations trouvées dans notre échantillon. En effet, il ne suffit pas de repérer et de marquer le point nasion, il faut encore surveiller les mouvements des muscles peauciers du sujet qui pourraient faire migrer le point et aussi ne pas comprimer les tissus mous

du nez : tout ceci fait que l'erreur sur la mensuration de la hauteur du nez est grande et que cette erreur entraîne une diminution de la corrélation relative à cette mesure. L'absence de données de comparaison ne nous permet pas de vérifier si l'hérédité paternelle est bien supérieure à l'hérédité maternelle pour la hauteur du nez, comme nous l'avait suggéré l'analyse de la variation (voir E.3.4.2.). La dominance ou le milieu peuvent être la cause des diminutions de corrélation observées : seules quelques études, malheureusement plus qualitatives que quantitatives, ont suggéré une dominance des visages longs (SCHEIDT, 1932; LEBOW et SAWIN, 1941).

TABLEAU 60. — Corrélations parents/enfants et entre germains des hauteurs de la face.

	Parents/ enfants	Germains	Frères	Sœurs	Frère/sœur
Hauteur totale de la face :					
SALLER et coll. (1933)	0,40
HOWELLS (1953)	0,66
SCHREIDER (1961)	(0,16)
SUSANNE	0,40±0,04	0,35±0,09	(0,16)	0,50±0,08	0,42±0,08
Hauteur supérieure de la face :					
HOWELLS (1953)	0,54
Hauteur nasion-menton :					
SUSANNE	0,34±0,04	0,42±0,04	0,52±0,07	0,49±0,08	0,42±0,08
Hauteur nasion-stomion :					
SUSANNE	0,32±0,04	0,38±0,04	0,33±0,09	0,46±0,08	0,41±0,08
Hauteur du nez :					
HOWELLS (1953)	0,56
SCHREIDER (1961)	(0,27)
HOWELLS (1966)	0,48
SUSANNE	0,26±0,04	0,28±0,05	(0,19)	0,47±0,08	0,26±0,09

(*) Les corrélations non significatives sont placées entre parenthèses.

4.2.4. Largeurs de segments du visage.

Nous envisageons dans ce paragraphe les différentes largeurs orbitaires, la largeur du nez, la largeur de la bouche; nous avons ajouté à ces largeurs la profondeur du nez.

Le tableau 61 des valeurs F et le tableau 62 des corrélations parents/enfants et entre germains témoignent d'une faible héritabilité de ces mensurations.

La portion héréditaire de la variabilité entre germains est de 55 % pour les largeurs orbitaires et la largeur du nez.

L'ensemble des corrélations entre apparentés confirme la faible héritabilité de ces mesures.

Aucun argument ne nous permet de suggérer l'existence de facteurs liés à X. Nous avons par l'analyse de la variance proposé l'existence d'un facteur de dominance positive de la largeur bipalpébrale externe : cette hypothèse demande encore à être vérifiée.

TABLEAU 61. — Valeurs F (largeurs de segments du visage) (*).

	VON VERSCHUER	CLARK	VOGEL	OSBORNE	VANDENBERG
Largeur bipalpébrale interne	2,59	..	(1,59)	..
Largeur bioculaire externe	1,72	..	2,82	4,12
Largeur interpupillaire	3,30	2,81
Largeur du nez	(1,60) 7,30	2,95	2,67	2,81	3,75

(*) Les valeurs non significatives sont placées entre parenthèses.

TABLEAU 62. — Corrélations des largeurs de segments du visage entre parents et enfants ainsi qu'entre germains.

	Parents/ enfants	Germains	Frères	Sœurs	Frère/sœur
Largeur interorbitaire :					
SALLER et coll. (1933)	0,32
SUSANNE (largeur bipalpébrale interne) ...	0,34±0,04	0,40±0,04
SUSANNE (largeur bipalpébrale externe) ..	0,38±0,04	0,40±0,04
SUSANNE (largeur interpupillaire)	0,38±0,04	0,31±0,05
Largeur du nez :					
HOWELLS (1953)	0,18
SCHREIDER (1961)	0,44
HOWELLS (1966)	0,22
SUSANNE	0,31±0,04	0,34±0,05	(0,00)	0,44±0,08	0,40±0,08
Largeur de la bouche :					
SCHREIDER (1961)	0,41
SUSANNE	0,27±0,04	0,34±0,05	0,28±0,09	0,45±0,08	0,34±0,09
Profondeur du nez :					
SUSANNE	0,34±0,04	0,34±0,05

(*) Les corrélations non significatives sont placées entre parenthèses.

4.2.5. Mensurations de l'oreille.

Les données de comparaison relatives à la longueur et la largeur de l'oreille sont peu nombreuses, mais elles confirment toutes une très faible héritabilité de ces mensurations.

Les études gémellaires permettent d'estimer la portion héréditaire de la variabilité entre germains à 55 % (voir tabl. 63).

TABLEAU 63. — Valeurs F (mensurations de l'oreille) (*).

	CLARK	OSBORNE	VANDENBERG
Largeur de l'oreille	2,07	2,89	11,45
Longueur de l'oreille	4,05	..	1,83

(*) Les corrélations non significatives sont placées entre parenthèses.

Les corrélations entre germains confirment cette faible héritabilité (tabl. 64) : les corrélations de HOWELLS (1966) sont encore moins élevées que les nôtres. Nous ne pouvons conclure à l'existence de facteurs liés à X, mais nous avons suggéré l'existence de facteurs de dominance négative pour la largeur de l'oreille, ce qui demande cependant vérification.

TABLEAU 64. — Corrélations des mensurations de l'oreille entre germains (*).

	Germaines	Frères	Sœurs	Frère/sœur
Longueur de l'oreille :				
HOWELLS (1953)	0,31
HOWELLS (1966)	0,17
SUSANNE	0,33±0,05	0,26±0,09	0,43±0,08	0,29±0,09
Largeur de l'oreille :				
HOWELLS (1953)	0,28
HOWELLS (1966)	0,18
SUSANNE	0,41±0,04	(0,16)	0,35±0,09	0,53±0,09

(*) Les corrélations non significatives sont placées entre parenthèses.

4.2.6. Tableau synoptique des mesures céphaliques et faciales.

La comparaison de nos résultats avec les quelques données trouvées dans la littérature nous a permis d'évaluer l'héritabilité des mesures céphaliques. Comparée aux mesures corporelles, l'héritabilité des mesures céphaliques montre une variation moins grande, un gradient moins net. Cette héritabilité peut d'ailleurs être considérée comme faible : la portion héréditaire de la variabilité observée entre germains varie entre 65 et 55 %. Le gradient observé est reproduit au tableau 52.

En raison de trop grandes erreurs de mensuration, l'estimation de la portion héréditaire relative à la hauteur nasion-prosthion et à la hauteur du nez ne concorde pas avec nos résultats.

Pour la hauteur de la tête, nous avons montré la discordance entre les résultats relatifs à la variation des jumeaux monozygotiques et dizygotiques, d'une part, et les corrélations, d'autre part (HOWELLS, SALLER et coll. et SUSANNE).

Au vu des corrélations et aussi de l'analyse de la variance, nous sommes tenté de penser que l'héritabilité de la hauteur de la tête est sous-estimée par l'étude des valeurs F citées au tableau 53.

Une plus forte héritabilité de la hauteur de la tête correspondrait d'ailleurs mieux à l'héritabilité des hauteurs (des segments) de la face.

4.3. Comparaison des résultats fournis par les différentes méthodes.

Pour résumer nos résultats, nous voudrions examiner le lien existant entre les différentes méthodes que nous avons utilisées.

Aux graphiques 83 et 84, nous examinons le lien graphique existant entre la somme des coefficients de régression parentale b_1 et b_2 (de l'équation $y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_1x_2$) et le terme de déviation à la régression trouvée dans l'analyse de la variance basée sur l'existence de cette même équation de régression multiple. Lorsque les coefficients de régression b_1 et b_2 augmentent, donc lorsque le lien entre la mesure d'un enfant et les mesures parentales devient plus étroit, les écarts existant entre les mesures filiales observées et celles attendues de la régression multiple sont plus faibles.

C'est, en effet, ce que montre le graphique 83 pour les mesures corporelles et le graphique 84 pour les mesures faciales.

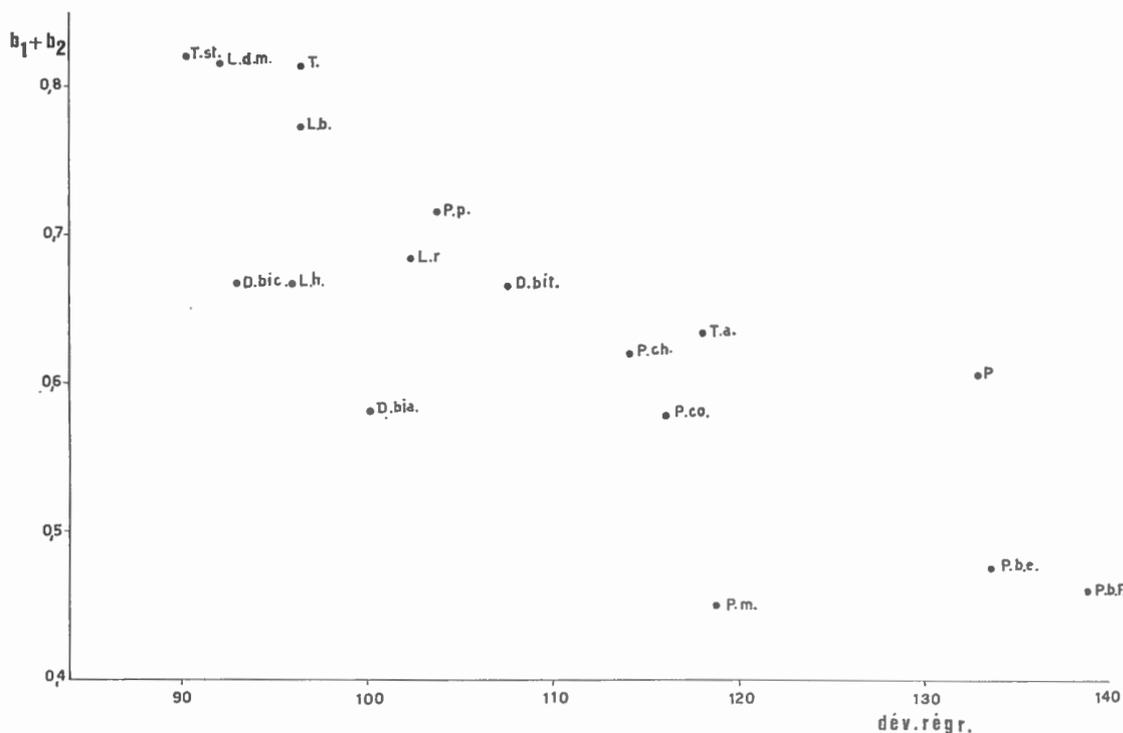


FIG. 83. — Lien existant entre la somme des coefficients de régression parentale b_1 et b_2 (de l'équation $y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_1x_2$) et le terme de déviation à la régression trouvée dans l'analyse de la variance basée sur l'existence de cette même équation multiple. Mesures corporelles.

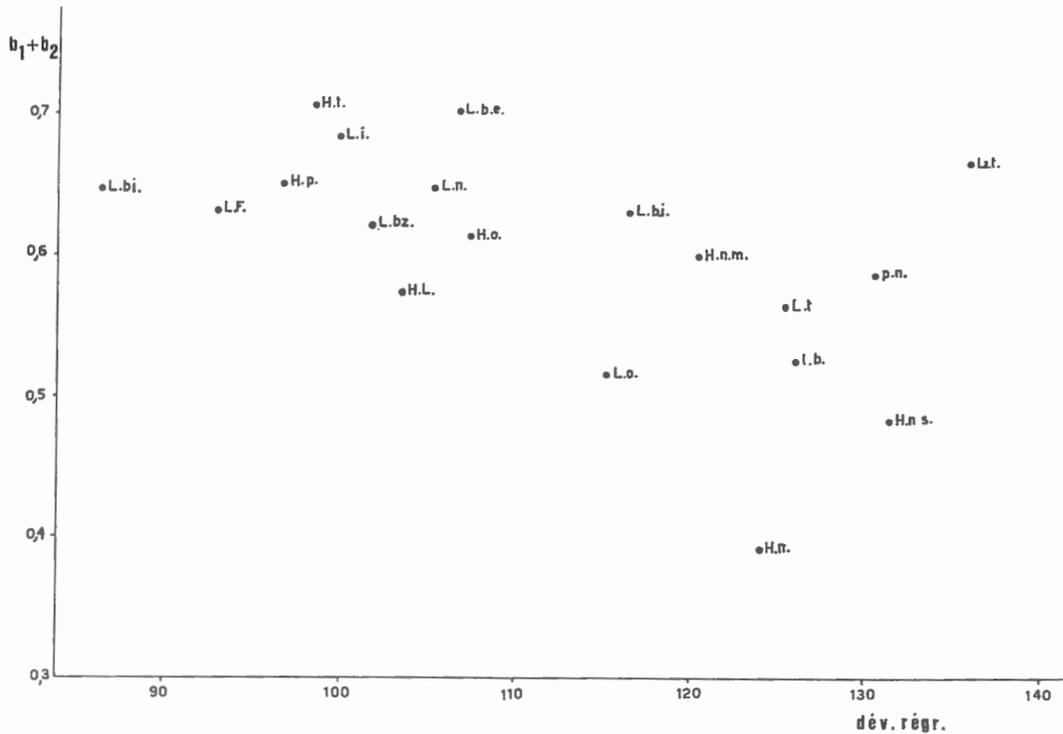


FIG. 84. — Lien existant entre la somme des coefficients de régression parentales b_1 et b_2 (de l'équation $y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3$) et le terme de déviation à la régression trouvée dans l'analyse de la variance basée sur l'existence de cette même équation multiple. Mesures céphaliques et faciales.

Les groupes suivants de mesures se distinguent facilement.

Dans l'ordre décroissant de coefficients b_1 et b_2 et croissant de déviation à la régression :

- a) la taille et la taille sternale, la longueur du bras et du doigt médian.
- b) les diamètres bicrète et bitrochantérien, les longueurs du radius et de l'humérus, le périmètre du poignet,
- c) les périmètres du cou et de la cheville, la taille assis (déviations à la régression plus grande donc que les autres segments longitudinaux), le poids et le diamètre biacromial,
- d) les périmètres du bras et du mollet.

Pour les mesures faciales de la figure 84, les groupes de mensurations se distinguent moins facilement en raison de la plus petite variation de l'héritabilité, donc ici de la somme $b_1 + b_2$ des coefficients de régression parentale. Nous distinguerons cependant un peu arbitrairement deux groupes :

a) les largeurs de la face, la hauteur physiognomique, la hauteur de la tête, la hauteur des lèvres, les largeurs oculaires et la largeur du nez,

b) les hauteurs de segments du visage (tous mesurés à partir du nasion, donc entachés d'une erreur assez grande), la largeur de la bouche et de l'oreille, la profondeur du nez, la longueur de la tête et la largeur de la tête caractérisée par une grande déviation à la régression.

Nous avons effectué de même en corrélant graphiquement deux valeurs qui augmentent lorsque l'héritabilité de la mensuration est faible : le terme de déviation à la régression et le carré moyen de la variation intrafamiliale. La variation de ces deux termes est sans aucun doute corrélée (voir fig. 85 et 86).

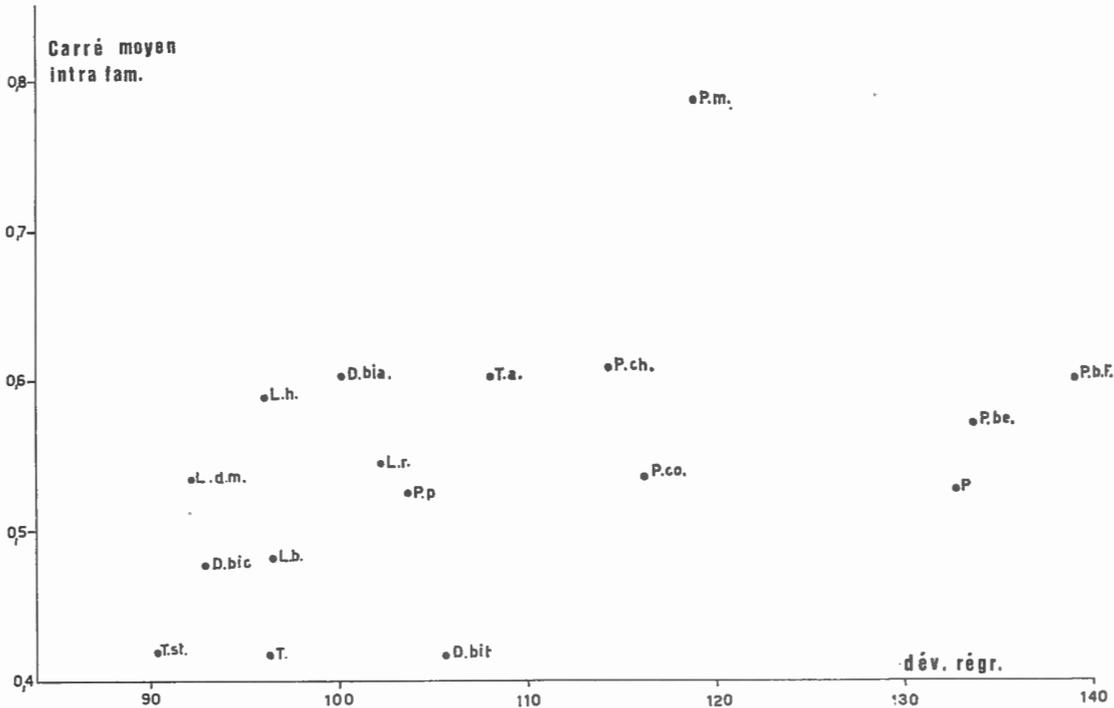


FIG. 85. — Lien entre le carré moyen de la variation intrafamiliale et le terme de déviation à la régression. Mesures corporelles.

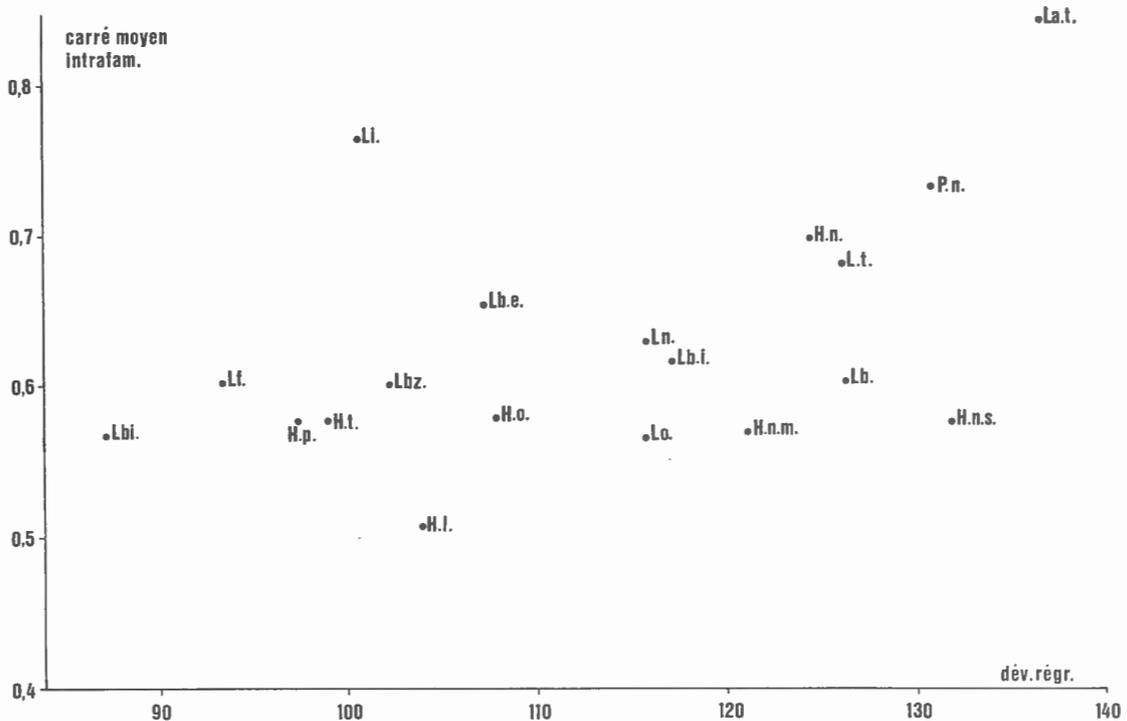


FIG. 86. — Lien entre le carré moyen de la variation intrafamiliale et le terme de déviation à la régression. Mesures céphaliques et faciales.

Nous pouvons distinguer les groupes suivants pour les mesures céphaliques (fig. 86) :

a) les largeurs de la face, la hauteur physiologique et la hauteur de la tête, la hauteur des lèvres,

b) les mensurations de l'oreille, la largeur du nez, les largeurs oculaires (dont la largeur interpupillaire avec une variation intrafamiliale très élevée),

c) les hauteurs de segments du visage mesurés à partir du nasion, la largeur de la bouche, la largeur et la longueur de la tête, ainsi que la profondeur du nez.

Nous avons également examiné graphiquement le lien entre les corrélations parents/enfants et le terme de régression linéaire de l'analyse de la variance.

Ces deux types de résultats concordent parfaitement puisque, le graphique 87 l'indique, les coefficients de corrélation et le terme de régression linéaire sont fortement corrélés. Cette concordance de nos résultats est pour nous un fait encourageant : elle nous permet de juger de la fidélité des méthodes statistiques utilisées. L'ordre décroissant des coefficients de corrélation et du terme de régression linéaire permet à nouveau de distinguer aisément un ordre d'héritabilité des caractères, à savoir les mesures longitudinales corporelles puis les diamètres du bassin, le périmètre du poignet, la hauteur de la tête, puis les largeurs faciales, la hauteur physiologique et les mesures de segments de taille, pour terminer au bas de l'échelle avec les périmètres des membres, les hauteurs du visage mesurées à partir du nasion et la longueur de la tête.

F. — DISCUSSION GÉNÉRALE.

Tous les biologistes seront certainement d'accord pour considérer que la grosse majorité des variations phénotypiques sont continues. Il suffit, en effet, d'observer une population animale ou humaine pour constater que la plupart des caractères ne peuvent être classés que de manière arbitraire : aucune limite nette ne sépare les phénotypes extrêmes et moyens. La connaissance de ces caractères appelés quantitatifs, métriques ou mesurables présente donc un réel intérêt : il en est particulièrement ainsi de la connaissance de la genèse de ces caractères et de leur transmission. La génétique quantitative intéresse tous les caractères mesurables, par exemple les dimensions anatomiques, les fonctions physiologiques, les qualités psychologiques, la plupart des caractères de valeur économique chez les animaux et chez les plantes. Beaucoup de changements intéressant l'évolution sont aussi des changements de caractères quantitatifs.

Malgré l'intérêt de la génétique humaine des caractères mesurables, celle-ci reste très peu développée. La raison de cette situation est surtout méthodologique : les recherches de génétique humaine sont peu nombreuses en raison des multiples difficultés rencontrées dans ces études.

Une des difficultés consiste naturellement à recueillir un échantillon familial. Très souvent, les enquêtes portent sur des échantillons trop petits : citons les travaux de BILLY (1966 et 1968), BOWLES (1932), NAKAJIMA et coll. (1968), SCHREIDER (1961) où les auteurs calculent des coefficients de corrélation à partir de cinquante couples de personnes au plus.

D'autre part, seul un échantillon homogène permet d'obtenir des comparaisons entre apparentés directement liés à l'hérédité des caractères envisagés. Le prélèvement d'un échantillon dans une population homogène est rarement obtenu : ainsi l'échantillon de SCHREIDER (1961) comporte des sujets appartenant à plus d'une population, il réalise ainsi un assortiment matrimonial géographique qui augmente les coefficients de corrélation entre apparentés.

Notre échantillon comporte cent trente-deux familles avec deux enfants au moins et toutes issues de la population belge, mais d'origine bruxelloise principalement.

Cependant, la principale difficulté réside dans le fait que l'anthropologue examine non des génotypes, mais des phénotypes. Dans la genèse des caractères à variation continue interviennent des facteurs génétiques et mésologiques conformément à l'hypothèse des facteurs multiples. La tâche du généticien est donc d'évaluer la part de l'hérédité et la part du milieu dans la formation de ces caractères.

Ce travail demande une connaissance précise des structures biodémographiques de l'échantillon et des variations non génétiques des caractères biométriques. Nous pensons pouvoir dire que cette connaissance des variations phénotypiques n'est établie que dans de très rares études (SPUHLER et HOWELLS).

Ainsi, les variations génétiques provenant des mariages assortis entraînant un écart à la panmixie ne sont que rarement envisagées. A notre connaissance, l'effet éventuel de l'assortiment matrimonial sur l'héritabilité des caractères mesurables n'est considéré que dans des articles à caractère méthodologique de HUNTLEY (1966) et de SPUHLER (1954). Et encore, dans ces cas, se limite-t-on à la corrélation matrimoniale de la taille. Une recherche complète sur ce sujet n'a été faite que par SPUHLER (1962) et SUSANNE (1967a et 1967b).

De plus, trop peu d'auteurs tiennent compte des variations non génétiques provenant des effets de l'âge sur les mensurations anthropométriques; or, la comparaison des parents et des enfants peut être influencée par les variations du phénotype avec l'âge.

Si les enfants sont encore en croissance, il suffirait alors d'utiliser des valeurs normées des mensurations, à condition d'avoir un échantillon de référence d'enfants en croissance. Mais les écarts réduits sont rarement utilisés : HEWITT, 1958.

D'autre part, un examen de la littérature enseigne que les corrélations entre parents et enfants augmentent avec l'âge des enfants. A cette augmentation semble être lié le fait que tous les gènes ne sont pas encore exprimés chez les enfants en bas âge. Il nous paraît donc plus normal d'aborder la transmission des caractères mesurables par la comparaison de parents et d'enfants à maturité.

Cependant, les changements liés à l'âge ne peuvent être oubliés; pratiquement aucune mesure ne reste stable au cours de l'âge adulte. Il faut donc adapter les valeurs absolues des mensurations afin d'éliminer les effets dus à la différence d'âge des individus, parents et enfants, que l'on envisage de comparer : la grosse majorité des travaux ont le défaut d'utiliser les valeurs absolues des mensurations. Certains auteurs calculent uniquement un écart à la moyenne (GRAB, 1956 et HOWELLS, 1966). L'utilisation des écarts normés nous semble être une méthode plus adéquate : on soustrait de la mensuration la moyenne correspondante de la catégorie d'âge et de sexe et on divise la différence par l'écart-type. De cette façon, deux individus auront les mêmes écarts normés si leurs mensurations s'écartent de la moyenne d'un même nombre d'écarts-type correspondant à leur catégorie d'âge et de sexe. Les écarts normés n'ont été que rarement utilisés (DEFRISE-GUSSENHOVEN, 1949; ACHESON et FOWLER, 1967) et, dans les cas cités, uniquement pour éliminer les différences sexuelles. Seuls NAKAJIMA et coll., 1968, utilisent dans une étude consacrée aux seules mesures de la taille et du poids des valeurs normées suivant diverses catégories d'âge et de sexe. Nous avons pu montrer l'intérêt de l'utilisation de ces valeurs normées : les corrélations père/enfants, mère/enfants, parents/enfants, parent moyen/enfants et entre germains sont nettement plus petites lorsqu'elles sont calculées en valeurs absolues.

L'étude de la transmission des caractères mesurables de l'homme et donc de la comparaison des mensurations d'apparentés peut s'effectuer par l'étude des coefficients de corrélation et de l'analyse de la variance. Ces deux méthodes statistiques permettent de constater pour lequel des caractères, le phénotype se reproduit le plus fidèlement. L'utilisation de plusieurs méthodes et la comparaison de nombreuses mesures (36) différencient notre travail des études citées au paragraphe E.4. : le plus souvent, les auteurs se limitent au calcul des corrélations entre germains et à l'analyse de la taille, du poids et de l'indice céphalique. La multiplication des méthodes et des mesures utilisées nous semble pourtant nécessaire : la génétique humaine est un domaine où la connaissance précise des variabilités est d'une importance fondamentale et où l'absence d'étude expérimentale a pour conséquence que chaque recherche est en proie à d'éventuelles fluctuations d'échantillonnage.

En conclusion, notre travail, nous l'espérons du moins, nous aura permis de saisir de plus près les modalités de la transmission des caractères mesurables.

La comparaison des corrélations entre parents et enfants avec les corrélations entre germains a permis d'aborder l'influence possible des facteurs mésologiques et des facteurs de dominance dans la transmission des caractères. On sait, en effet, que la dominance diminue les corrélations observées entre apparentés, mais influence plus la corrélation parents/enfants que la corrélation entre germains. D'autre part, le milieu étant plus semblable dans une fratrie qu'entre les apparentés de générations différentes, une différence systématique de milieu pourrait également augmenter les coefficients de corrélation entre germains par rapport aux

coefficients de corrélation entre parents et enfants, du moins pour les mesures mésolabiles. L'existence d'un facteur de dominance a pu également être vérifiée par l'analyse de la variance selon la méthode de FISHER et GRAY : notre étude n'est pour la plupart des mesures que la première application de cette méthode, si bien qu'il faut interpréter prudemment les résultats obtenus.

Pour les mensurations corporelles, le facteur de dominance peut être exclu pour la taille, la taille sternale, la longueur du bras, la longueur du doigt médian, les diamètres bicrète et bitrochantérien : les corrélations entre germains sont supérieures à 0,5 pour ces mensurations, alors qu'en cas de dominance on s'attendrait à obtenir une corrélation inférieure à 0,5. Il en est de même pour le poids : la labilité de ce caractère est d'ailleurs bien connue.

Pour les longueurs du radius et de l'humérus ainsi que pour la taille assis, les différences observées entre corrélations parents/enfants et entre germains sont faibles : ces corrélations sont inférieures à 0,5, ce qui nous semble être principalement causé par les erreurs de mesure assez grandes faites sur ces caractères. Pour le périmètre du bras étendu et du bras fléchi ainsi que le périmètre du cou, les différences observées entre les coefficients de corrélation parents/enfants et entre germains sont significatives : le facteur de dominance ne peut être exclu, mais les influences mésologiques doivent être certainement retenues pour ces caractères que TWIESSSELMANN (1949) démontrait mésolabiles.

Pour les périmètres du poignet, de la cheville et du mollet ainsi que le diamètre biacromial, ni les facteurs de dominance, ni les effets mésologiques ne peuvent être exclus. Il semble que les effets du milieu peuvent être incriminés pour le périmètre du mollet et le diamètre biacromial (démonstré mésolabile par TWIESSSELMANN, 1949) et les effets de dominance pour le périmètre du poignet (facteur de dominance significatif dans l'analyse de la variance).

Pour toutes les mensurations céphaliques et faciales, la différence observée ($r_{\text{germ}} - r_{\text{par/enf.}}$) n'est pas significative : il nous paraît difficile d'incriminer sans arguments supplémentaires soit un facteur de dominance, soit un facteur d'effets systématiques du milieu sur la ressemblance entre germains. Notons que, dans l'analyse de la variance, le terme de dominance est significatif pour la largeur bizygomatique et la largeur bipalpébrale externe (dominance positive) ainsi que pour la largeur de l'oreille (dominance négative).

Il est également possible de comparer les divers types de corrélation parents/enfants (mère/fils, père/fils, mère/filles et père/filles) et de corrélation entre germains (sœurs, frères et frère/sœur) afin de pouvoir distinguer d'éventuelles différences dans l'héritabilité des caractères selon qu'ils soient transmis par le père ou la mère. Ces comparaisons permettent de n'accorder que peu de consistance à l'hypothèse de facteurs liés à X intervenant dans la transmission des mesures corporelles et céphaliques. Il est apparu que l'action de facteurs liés au chromosome X ne pourrait être envisagée que pour les périmètres du cou et du mollet, ainsi que pour le diamètre biacromial.

Des analyses de la variance sur d'autres échantillons seront nécessaires pour confirmer l'influence maternelle significativement plus grande pour la longueur du doigt médian, pour le diamètre biacromial et pour la longueur de la tête, ainsi que l'influence paternelle significativement plus grande pour le périmètre de la cheville et pour la hauteur du nez.

Cette recherche nous a permis également d'établir un gradient d'héritabilité des caractères mesurables à partir de différentes méthodes statistiques : les coefficients de corrélation, le quotient F du carré moyen relatif à la variance entre fratries par le carré moyen relatif à la variance à l'intérieur des fratries, le facteur de régression linéaire de l'analyse de la variance basée sur l'existence d'une équation de régression multiple et la portion héréditaire de la variabilité observée entre germains et calculée à partir des données gémellaires.

Pour les mesures corporelles, ce gradient est le suivant : l'héritabilité est la plus élevée pour les mesures longitudinales, à savoir la taille, la taille sternale, la longueur du bras et la longueur du doigt médian. Dans un ordre décroissant, on trouve alors deux mensurations transversales du bassin (les diamètres bicrète et bitrochantérien) et trois mesures longitudinales (les longueurs de l'humérus et du radius, la taille assis) dont l'erreur de mensuration est grande; ensuite le périmètre du poignet, le poids et le diamètre biacromial; et encore plus faiblement les périmètres des membres (à l'exception du périmètre du poignet, qui est une mesure osseuse).

Pour les mesures céphaliques et faciales, les mesures les plus corrélées sont deux mesures longitudinales, hauteur de la tête et hauteur physionomique; viennent ensuite trois largeurs faciales, largeur bigoniaque, bizygomatique et frontale. Les autres mensurations longitudinales mesurées à partir du nasion sont peu corrélées (hauteur nasion-menton, nasion-stomion et hauteur du nez) : les erreurs faites sur ces mesures sont grandes. Les autres caractères sont également peu corrélés : il s'agit de la largeur et surtout de la longueur de la tête et, pour les mesures faciales, des largeurs bipalpébrales externe et interne, de la largeur interpupillaire, de la profondeur du nez, de la hauteur des lèvres et surtout des mensurations de l'oreille, de la largeur du nez et de la largeur de la bouche.

Nous avons eu l'occasion d'appliquer pour la première fois une série de méthodes à de nombreuses mensurations. Il s'agit de l'effet de l'assortiment matrimonial sur les corrélations entre apparentés; de la comparaison des corrélations parents/enfants et entre germains; de la comparaison des différentes corrélations père/fils, père/filles, mère/fils, mère/filles, ainsi qu'entre frères, entre sœurs, et entre frère et sœur; de l'analyse de la variance de FISHER et GRAY. Même l'utilisation des valeurs normées, dont nous avons pu montrer la nécessité, est très rare. D'autre part, la grosse majorité des mensurations n'ont jamais été étudiées sinon par le calcul d'une corrélation entre germains. Aussi, les comparaisons que nous avons effectuées au paragraphe E.4. ne sont que peu nombreuses. Il nous paraîtrait donc intéressant dans un travail ultérieur de vérifier la stabilité des estimations d'héritabilité sur un échantillon d'origine différente, par exemple.

REMERCIEMENTS.

Je tiens à adresser mes vifs remerciements à M. le Prof^r F. TWIESELNANN et à M^{me} DEFRISE-GUSSENHOVEN, qui n'ont cessé de m'entourer de leurs précieux conseils.

Je tiens également à assurer M. le Prof^r TWIESELNANN, de ma profonde reconnaissance pour la générosité avec laquelle il m'a permis d'utiliser les nombreux échantillons de comparaison recueillis sous sa direction par le Laboratoire d'Anthropologie et de Préhistoire de l'Institut royal des Sciences naturelles de Belgique.

G. — BIBLIOGRAPHIE.

- ACHESON, R. M., 1960, *Effects of nutrition and disease on human growth*. (Symposia of the Society for the Study of Human Biology, vol. III, Human Growth, pp. 73-88.)
- ACHESON, R. M. and FOWLER, G. B., 1967, *On the inheritance of stature and blood pressure*. (Journal of Chronic Diseases, vol. 20, n° 9, pp. 731-745.)
- BANSAL, J., 1967, *Inheritance study of the little finger length*. (Humangenetik, vol. 4, pp. 183-186.)
- BAUERMEISTER, W., 1955, *Vererbung einiger metrischer Merkmale des Kopfes*. (Homo, vol. 6, pp. 31-36.)
- BAYLEY, N., 1954, *Some increasing parent-child similarities during the growth of children*. (The Journal of Educational Psychology, vol. 45, pp. 1-21.)
- BEIGUELMAN, A., 1963, *A somatometric study on Japanese immigrants and Japanese unmixed descendants in Brazil*. (Zeitschrift für Morphologie und Anthropologie, vol. 53, n° 3, pp. 296-299.)
- BIELICKI, T. and WELON, Z., 1966, *Parent-child height correlations at ages 8 to 12 years in children from Wroclaw, Poland*. (Human Biology, vol. 38, n° 3, pp. 167-174.)
- BILLY, G., 1966, *Nouvelles données sur l'évolution contemporaine des dimensions céphaliques*. (L'Anthropologie, vol. 70, nos 3-4, pp. 283-307.)
- 1968, *Nouvelles données sur l'évolution contemporaine des paramètres raciaux. La stature*. (L'Anthropologie, vol. 72, nos 1-2, pp. 41-64.)
- BLOOM, B. S., 1964, *Stability and change in human characteristics*. (John Wiley and Sons, New York, 237 p.)
- BOAS, F., 1895, *The growth of first born children*. (Science, vol. 1, pp. 402-404.)
- 1907, *Heredity in anthropometric traits*. (American Anthropologist, vol. 9, n° 3, pp. 453-469.)
- 1933, *The cephalic index in Holland and its heredity*. (Human Biology, vol. 5, pp. 587-599.)
- BOWLES, G. T., 1932, *New types of old americans at Harvard*. (Harvard University Press, n° 18, 144 p.)
- BRYN, H., 1920, *Researching into anthropological heredity*. (Hereditas, vol. 1, pp. 186-212.)
- BURT, C., 1955 (cité par BLOOM, B. S., 1964.), *The evidence for the concept of intelligence*. (British Journal of Education, vol. 25, pp. 158-177.)
- CLARK, P. J., 1956, *The heritability of certain anthropometric characters ascertained from measurements of twins*. (American Journal of Human Genetics, vol. 8, pp. 49-54.)
- CRENIER, E., 1964, *Recherches sur la précision de quelques mensurations anthropométriques*. (Biotypologie, vol. 25, nos 3-4, pp. 173-179.)
- DAHLBERG, G., 1926, *Twin births and twins form a heredity point of view*. (Diss. Stockholm.)
- DAHLBERG, G. and WAHLUND, 1941, *The race biology of the Swedish Lapps. Part II : Anthropometrical survey*. (The Swedish State Institute of Human Genetics and Race Biology, Uppsala, 88 p.)
- DAVENPORT, CH. B., 1917, *Inheritance of stature*. (Genetics, vol. 2, pp. 327-329.)
- 1923, *Body-build and its inheritance*. (Publications Carnegie Institute, vol. 329, pp. 1-175.)
- DEFRISE-GUSSENHOVEN, E., 1949, *De l'hérédité des dimensions céphaliques*. (Bulletin de l'Institut royal des Sciences naturelles de Belgique, vol. 25, n° 18, pp. 1-12.)
- 1955, *Ellipses équiprobables et taux d'éloignement*. (Bulletin de l'Institut royal des Sciences naturelles de Belgique, vol. 31, n° 26, pp. 1-31.)

- DURNIN, J. V. and WEIR, J. B. DE V., 1952, *Statures of a group of university students and their parents*. (British Medical Journal, vol. 1, pp. 1006-1008.)
- FISCHER, E., 1936, *Die gesunden körperlichen Erbanlagen des Menschen. Menschliche Erblehre und Rassenhygiene* (auteurs : VON BAUR, FISCHER, E., LENZ, F.). (Lehmann, München, vol. 1, pp. 95-309.)
- FISHER, R. A., 1918, *The correlation between relatives on the supposition of Mendelian inheritance*. (Transactions of the Royal Society of Edinburgh, vol. 52, pp. 399-433.)
- FISHER, R. A. and GRAY, H., 1937, *Inheritance in man : BOAS data studied by the method analysis of variance*. (Annals of Eugenics, vol. 8, pp. 74-93.)
- FORD, E. H. R., 1958, *Growth in height of ten siblings*. (Human Biology, vol. 30, pp. 107.)
- FRETS, G. P., 1920, *Erfelijkheid, correlatie en regressie*. (Genetica, vol. 3, pp. 1-27.)
- 1921, *Heredity of headform in man*. (Genetica, vol. 3, pp. 195-378.)
- FURUSHO, T., 1961, *Genetic study on stature*. (Japanese Journal of Human Genetics, vol. 6, pp. 78-101.)
- GALTON, F., 1889, *Natural inheritance* (London).
- GARN, S. M., LEWIS, A. B. and POLACHECK, D. L., 1960, *Sibling similarities in dental development*. (Journal of Dental Research, vol. 39, pp. 170-175.)
- GARN, S. M. and ROHMANN, C. G., 1962, *X-linked inheritance of developmental timing in man*. (Nature, vol. 196, n° 4855, pp. 695-696.)
- 1966, *Interaction of nutrition and genetics in the timing of growth and development*. (The Pediatric Clinics of North America, vol. 13, n° 2, pp. 253-279.)
- GARN, S. M., SOHMANN, C. G. and DAVIS, A. A., 1963, *Genetics of hand-wrist ossification*. (American Journal of Physical Anthropology, vol. 21, n° 1, pp. 33-40.)
- GARN, S. M., ROHMANN, C. G. and ROBINOW, M., 1961, *Increments in hand-wrist ossification*. (American Journal of Physical Anthropology, vol. 19, pp. 45-53.)
- GRAB, B., 1956, *Etude de la transmission héréditaire de certains caractères anthropométriques à l'aide des méthodes statistiques*. (Journal de Génétique humaine, vol. 5, pp. 120-166.)
- GREULICH, W. W., 1957, *A comparison of the physical growth and development of american-born and native Japanese children*. (American Journal of Physical Anthropology, vol. 15, pp. 489-515.)
- HATHAWAY, M. L. and FORD, E. D., 1960, *Heights and weights of adults in the United States*. (Home. Econ. Res. Rep., n° 10. Washington, D.C. : United States Departm. of Agriculture.)
- HEWITT, D., 1957, *Some familial correlation in height, weight and skeletal maturity*. (Annals of Human Genetics, vol. 22, pp. 26-35.)
- 1958, *Sib resemblances in bone, muscle and fat measurements of the human calf*. (Annals of Human Genetics, vol. 22, pp. 213-221.)
- HIERNAUX, J., 1954, *Influence de la nutrition sur la morphologie des Bahutu du Ruanda*. (Actes IX. Congrès international des Sciences anthropologiques et ethnologiques, vol. 1, pp. 157.)
- 1965, *Hérédité, milieu et morphologie*. (Biotypologie, vol. 26, n°s 1-2, pp. 1-36.)
- HILDEN, K., 1925, *Zur Kenntnis der menschlichen Kopfform in genetischer Hinsicht*. (Hereditas, vol. 6, pp. 127-146.)
- HOOTON, E. A. and DUPERTUIS, C. W., 1951, *Age changes and selective survival in Irish males*. (Studies in Physical Anthropology, vol. 2, pp. 1-129.)
- HOWELLS, W. W., 1948, *Birth order and body size*. (American Journal of Physical Anthropology, vol. 6, pp. 449-460.)
- 1949, *Body measurements in the light of familial influences*. (American Journal of Physical Anthropology, vol. 7, pp. 101-108.)
- 1951, *Factors of human physique*. (American Journal of Physical Anthropology, vol. 9, pp. 159-191.)
- 1953, *Correlations of brothers in factor scores*. (American Journal of Physical Anthropology, vol. 11, pp. 121-139.)
- 1966, *Variability in family lines vs. population variability*. (Annals of the New York Academy of Sciences, vol. 134, pp. 624-631.)

- HUNTLEY, R. M. C., 1966, *Some problems in the study of quantitative variation in man*. (Endocrine Genetics Memoirs of the Society for Endocrinology, n° 15, pp. 229-248.)
- KAGAN, J. and MOSS, H. A., 1959, *Parental correlates of child's IQ and height : a cross validation of the Berkeley growth study results*. (Child Development, vol. 30, pp. 325-332.)
- KEITNER, F., 1956, *The range of applicability of multifactorial genetics to man*. (Copenhagen Congress, Human Genetics, pp. 59-64.)
- KNUSSMANN, R., 1968a, *Größen-und Formmerkmale des Körpers*. (Humangenetik, P. E. Becker édit., vol. 1, pp. 197-279.)
- 1968b, *Entwicklung, Konstitution, Geschlecht*. (Humangenetik, P. E. Becker édit., vol. 1, pp. 280-437.)
- KOMAI, T. and FUKUOKA, G., 1936, *Frequency of multiple births among the Japanese and related peoples*. (American Journal of Physical Anthropology, vol. 21, pp. 433-447.)
- KORKHAUS, G., 1952, *Erbmasse und Umwelt im Aufbau des Gesichtschädels*. (Fortschritte Kieferorthopädie, vol. 13, pp. 97.)
- LASKER, G. W., 1953, *The age factor in bodily measurements of adult male and female Mexicans*. (Human Biology, vol. 25, pp. 50-62.)
- LASKER, G. W. and EVANS, F. G., 1961, *Age, environment and migration : further anthropometric findings on migrant and non-migrant Mexicans*. (American Journal of Physical Anthropology, vol. 19, n° 2, pp. 203-211.)
- LEBOW, M. R. and SAWIN, P. B., 1941, *Inheritance of human facial features*. (Journal of Heredity, vol. 32, pp. 127-132.)
- LIVSON, N., MACNEILL, D. and THOMAS, K., 1962, *Pooled estimates of parent-child correlations in stature from birth to maturity*. (Science, vol. 138, n° 3542, pp. 810-820.)
- MARQUER, P. et CHAMLA, M. C., 1961, *L'évolution des caractères morphologiques en fonction de l'âge chez 2.089 Français de 20 à 91 ans*. (Bulletins et Mémoires de la Société d'Anthropologie de Paris, vol. 2, pp. 1-78.)
- MARTIN, L., 1955, *Étude biométrique de grandeurs somatiques recueillies sur les conscrits et recrues belges et de leur évolution*. (Travail présenté à la Faculté de Médecine de l'Université Libre de Bruxelles en vue de l'obtention du titre d'agrégé de l'enseignement supérieur. 273 p.)
- MATHER, K., 1949, *Biometrical genetics. The study of continuous variation*. (Methuen et Co., 158 p.)
- MATHER, K. and JINKS, J. L., 1963, *Correlations between relatives arising from sex-linked genes*. (Nature, vol. 198, n° 4877, pp. 314-315.)
- MAYER, J. and THOMAS, D. W., 1967, *Regulation of food intake and obesity*. (Science, vol. 156, n° 3773, pp. 328-337.)
- MAYNARD-SMITH, S. and PENROSE, L. S., 1955, *Monozygotic and dizygotic twin diagnosis*. (Annals of Human Genetics vol. 19, pp. 273-289.)
- MILLER, C. D., 1961, *Stature and build of Hawaii-born youth of Japanese ancestry*. (American Journal of Physical Anthropology, vol. 19, n° 2, pp. 159-167.)
- MORTON, N. E., 1955, *The inheritance of human birth weight*. (Annals of Human Genetics, vol. 20, pp. 125-134.)
- NAKAJIMA, A., KIMURA, T., KITAMURA, K., VESUGI, M. and HANDA, Y., 1968, *Studies on the heritability of some metris traits of the eye and the body*. (Japanese Journal of Human Genetics, vol. 13, n° 1, pp. 20-39.)
- NEWMAN, H., FREEMAN, F. N. and HOLZINGER, K. J., 1937, *Twins : a study in heredity and environment*. (University of Chicago Press, 396 p.)
- OSBORNE, R. H. and DE GEORGE, F. V., 1959, *Genetic basis of morphological variation*. (Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts, 204 p.)
- OUNSTED, M. and OUNSTED, C., 1966, *Maternal regulation of intra-uterine growth*. (Nature, vol. 212, n° 5066, pp. 995-997.)
- PALMER, C. E., 1934, *Age changes in the physical resemblance of siblings*. (Child Development, vol. 5, pp. 351-360.)

- PAROT, S., 1961, *Recherches sur la biométrie du vieillissement humain*. (Bulletins et Mémoires de la Société d'Anthropologie de Paris, vol. 2, pp. 299-341.)
- PEARSON, K., 1895, *Regression, heredity, panmixia*. (Philosophical Transactions of the Royal Society, vol. 187 A, pp. 253-318.)
- 1904, *A Mendelians's view of the law of ancestral inheritance*. (Biometrika, vol. 3, pp. 109-112.)
- PEARSON, K. and LEE, A., 1902, *On the laws of inheritance in man. — I. Inheritance of physical characters*. (Biometrika, vol. 2, pp. 357-462.)
- PEARSON, K. and FAWCETT, C. D., 1898, *On the inheritance of cephalic index*. (Science, vol. 7, pp. 551-554.)
- PENROSE, L. S., 1961, *Genetics of growth and development of the foetus*. (In Penrose, L. S., edit. : Recent advances in human genetics, London, p. 56.)
- QUETELET, A., 1870, *Anthropométrie ou mesure des différentes facultés de l'homme*. (Bruxelles, 471 p.)
- SALLER, K., 1930, *Die Fehmaraner*. (Deutsche Rassenkunde, vol. 4, pp. 1-236.)
- 1931, *Süderdithmarsische Geestbevölkerung*. (Deutsche Rassenkunde, vol. 7, pp. 1-55.)
- 1932, *Einführung in die menschliche Erblchkeitslehre und Eugenik*. Springer, Berlin.
- SALLER, K., GUTBIER, CH., KOHL, A. und SCHIERECK, F., 1933, *Über die Vererbung der Kopfmasse und indizes*. (Zeitschrift für Konstitutionslehre, vol. 18, pp. 77-94.)
- SCHEDT, W., 1932, *Untersuchungen über die Erblchkeit der Gesichtszüge*. (Zeitschrift für induktive Abstammungs- u. Vererbungslehre, vol. 60, pp. 291-294.)
- SCHREIDER, E., 1961, *Anthropometric correlations between adult brothers*. (Nature, vol. 192, n° 4809, p. 1311.)
- SCHREINER, A., 1923, *Zur Erblchkeit der Kopfform*. (Genetica, vol. 5, pp. 385-454.)
- SCHWIDETZKY, I., 1952, *Selektionstheorie und Rassenbildung beim Menschen*. (Experientia, vol. 8, n° 3, pp. 85-98.)
- SPUHLER, J. N., 1954, *Some problems in the study of quantitative inheritance in man*. (American Journal of Human Genetics, vol. 6, pp. 130-139.)
- STENBORG, G., 1938, *Wachstum schwedischer Mädchen und ein neuer Konstitutions-index*. (Lunds Univ. Arsskrift N.F., Adv. 2, vol. 34, cité par KNUSSMANN, R., 1968b.)
- STERN, C., 1960, *Principles of human genetics*. W. H. Freeman, San Francisco, 351 p.
- STOCKS, P., 1930, *A biometric investigation of twins and their brothers and sisters*. (Annals of Eugenics, vol. 4, n°s 1-2, pp. 49-108.)
- SUSANNE, CH., 1967a, *Contribution à l'étude de l'assortiment matrimonial dans un échantillon de la population belge*. (Bulletin Société royale belge d'Anthropologie et de Préhistoire, vol. 78, pp. 147-196.)
- 1967b, *Assortiment matrimonial : aspect de la structure biodémographique de 132 couples de la population belge*. (Population, Paris, vol. 22, n° 4, pp. 751-756.)
- 1968, *Les changements de la taille liés à l'âge. Phénomènes normaux de sénescence*. (L'Anthropologie, vol. 72, n°s 3-4, pp. 297-316.)
- TANNER, J. M. and HEALY, J. R., 1956, *The genetics of human morphological characters*. (The Advances of Science, vol. 13, n° 51, pp. 192-194.)
- TANNER, J. M., HEALY, J. R., LOCKKART, R. D., MACKENZIE, J. D. and WHITEHOUSE, R. H., 1956, *Aberdeen growth study. I : The prediction of adult body measurements from measurements taken each year from birth to 5 years*. (Archives of Disease in Childhood, vol. 31, pp. 372-381.)
- TANNER, J. M. and ISRAELSOHN, W. J., 1961, *Changes in parent-child correlations for body measurements during growth of children. Followed individually from 1 month after birth to 7 years*. (Proceedings of the 2th international Congress of Human Genetics, vol. 1, p. 460.)
- 1963, *Parent-child correlations for body measurements of children between the ages one month and 7 years*. (Annals of Human Genetics, vol. 26, pp. 245-259.)
- TSCHEPOURKOWSKY, E., 1903, *Über die Vererbung des Kopfindex von seiten der Mutter*. (Korrespondenzblatt der Deutschen Gesellschaft für Anthropologie, vol. 34, pp. 172-175.)

- TWIESSELMANN, F., 1949, *Contribution à l'étude de la croissance pubertaire de l'homme*. (Mémoires de l'Institut royal des Sciences naturelles de Belgique, 2^e série, fasc. 35, 88 p.)
- 1952, *Aide-mémoire d'anthropométrie*. (Mémoires de l'Institut royal colonial belge, collection in-8°, vol. 25, fasc. 4, 61 p.)
- 1969, *De l'enfant à l'adulte*. Presses universitaires de Bruxelles.
- VANDEBERG, S. G., 1962, *How stable are heritability estimates? A comparison of heritability estimates from six anthropometric studies*. (American Journal of Physical Anthropology, vol. 20, pp. 331-338.)
- VANDEBERG, S. G. and FALKNER, F., 1965, *Hereditary factors in human growth*. (Human Biology, vol. 37, pp. 357-365.)
- VANDEBERG, S. G. and STRANDSKOV, H. H., 1964, *A comparison of identical and fraternal twins on some anthropometric measures*. (Human Biology, vol. 36, n° 1, pp. 45-52.)
- VOGEL, F. und WENDT, G. G., 1956, *Zwillingsuntersuchungen über die Erblichkeit einiger anthropologischer Masse und Konstitutionsindices*. (Zeitschrift für Konstitutionslehre, vol. 33, pp. 425-446.)
- VON VERSCHUER, O., 1934, *Die Erbbedingtheit des Körperwachstums*. (Zeitschrift für Morphologie und Anthropologie, vol. 34, pp. 398-412.)
- 1954, *Wirksame Faktoren im Leben des Menschen. Beobachtungen an ein- und zweieiigen Zwillingen durch 25 Jahre*. Steiner, Wiesbaden, chiffres cités par VANDEBERG, S. G., 1962.
- WALTER, H., 1968, *Mass- und Formmerkmale von Kopf und Gesicht*. (Humangenetik, P. E. BECKER édit., vol. 1, n° 1, pp. 438-479.)
- WITHERS, R., 1964, *Problems in the genetics of human obesity*. (Eugenics Review, vol. 56, n° 2, pp. 81-90.)
- WOLANSKI, N. and CHARZEWSKA, J., 1967, *Similarity of some anthropological characteristics of parents and their offspring in different phases of ontogenetic development*. (Acta Genetica et Statistica Medica, vol. 17, n° 4, pp. 365-381.)
- WYSLOUCHOWA, B., 1966, *Family resemblance of the proportions of body build*. (Materialow I Prac Antropologicznych, vol. 73, pp. 25-40.)
-

D/1971/0339/12

TABLE DES MATIÈRES

	Pages
A. — INTRODUCTION	3
B. — HISTORIQUE DE L'ÉTUDE COMPARATIVE DES MENSURATIONS ANTHROPOMÉTRIQUES D'APPARENTÉS DANS DES ÉCHANTILLONS FAMILIAUX	5
C. — GENÈSE D'UN CARACTÈRE À VARIATION CONTINUE	8
D. — ÉTUDE DES DIFFÉRENTS FACTEURS INFLUENÇANT LA VARIATION PHÉNOTYPIQUE DANS UN ÉCHANTILLON ...	10
1. Échantillon	10
1.1. Répartition géographique	10
1.2. Répartition sociale	13
2. Techniques de mensuration	13
3. Assortiment matrimonial	15
4. Changements des caractères biométriques avec l'âge ...	15
4.1. Différences globales observées entre classes d'âge ...	15
4.2. Variations liées à l'évolution séculaire et liées aux changements individuels dus à la sénescence : études des variations de la taille	21
4.3. Changements individuels dus à la sénescence des mensurations biométriques ...	23
5. Caractères mésolabiles ou mésostables	32
E. — HÉRÉDITÉ DES CARACTÈRES MESURABLES ...	34
1. Théorie	34
1.1. Valeurs normées	34
1.2. Coefficients de corrélation	34
1.3. Transformation de la corrélation	35
1.4. Ellipses	35
1.5. Analyse de la variance	35
Décomposition de la somme des carrés entre fratries	36
1.6. Coefficients de corrélation théoriques entre apparentés ...	37
1.6.1. Effet de l'assortiment matrimonial	38
1.6.2. Effet de la dominance	39
1.6.3. Effet de facteurs liés à X	39
1.6.4. Effet de facteurs du milieu	41
2. Revue de la littérature	41
2.1. Développement	41
2.1.1. Étude chez les jumeaux	41
2.1.2. Étude familiale	44
2.1.2.1. Évolution des corrélations parents/enfants en fonction de l'âge des enfants : taille	44
2.1.2.2. Évolution des corrélations parents/enfants en fonction de l'âge des enfants : autres mensurations	49
2.1.3. Facteurs maternels : poids à la naissance de l'enfant	52
2.2. Développement squelettique	53

	Pages
3. Analyse des comparaisons entre apparentés	54
3.1. Parents et enfants de bas âge	54
3.2. Parents et enfants à maturité : utilisation des valeurs normées	55
3.3. Étude des corrélations	65
3.3.1. Corrélations parents/enfants	84
3.3.2. Interprétation dans l'hypothèse de l'assortiment matrimonial	86
3.3.3. Coefficients de corrélation entre germains	89
3.3.4. Comparaison des coefficients de corrélation calculés entre parents et enfants et des coefficients calculés entre germains	89
3.3.5. Comparaison des coefficients de corrélation père/fils, père/filles, mère/fils et mère/filles ainsi que la comparaison des coefficients de corrélation entre frères, entre sœurs et entre frère et sœur	94
3.4. Étude de l'analyse de la variance	98
3.4.1. Comparaison des estimations de variance intrafamiliale et interfamiliale	99
3.4.2. Analyse de la variance par la méthode de FISHER et GRAY (1937)	101
a) Analyse du terme lié à la régression linéaire	102
b) Équation de régression multiple	105
c) Analyse du facteur de dominance	106
d) Comparaison des coefficients de régression partielle relatifs à la régression maternelle et relatifs à la régression paternelle	108
4. Comparaisons des résultats de cette étude avec ceux de la littérature	108
4.1. Mesures corporelles	108
4.1.1. Taille	108
4.1.2. Poids	111
4.1.3. Mesures de longueur	113
4.1.4. Mesures de longueur des membres	115
4.1.5. Diamètre biacromial	117
4.1.6. Mesures de la poitrine prises dans un plan horizontal	117
4.1.7. Diamètre et circonférence du bassin et de l'abdomen	118
4.1.8. Périmètre du cou	119
4.1.9. Largeur et périmètre des membres	119
4.1.10. Tableau synoptique des mesures corporelles	122
4.2. Mesures céphaliques et faciales	122
4.2.1. Mesures céphaliques	122
4.2.2. Largeurs faciales	126
4.2.3. Hauteur de la face	127
4.2.4. Largeurs de segments du visage	129
4.2.5. Mensurations de l'oreille	131
4.2.6. Tableau synoptique des mesures céphaliques et faciales	131
4.3. Comparaison des résultats fournis par les différentes méthodes	132
F. — DISCUSSION GÉNÉRALE	137
G. — BIBLIOGRAPHIE	141