Institut royal des Sciences naturelles de Belgique

BULLETIN

Tome XXV, n° 18.
Bruxelles, juillet 1949.

Koninklijk Belgisch Instituut voor Natuurwetenschappen

MEDEDELINGEN

Deel XXV, nr 18.
Brussel, Juli 1949.

DE L'HÉRÉDITÉ DES DIMENSIONS CÉPHALIQUES,

par Elisabeth DEFRISE-GUSSENHOVEN (Bruxelles).

Dans la plupart des travaux relatifs à l'hérédité des caractères anatomiques de la tête, on a recherché le mode de transmission mendélienne de l'indice céphalique, plutôt que celui de la longueur ou de la largeur. Nous n'avons trouvé nulle part de justification de la préférence ainsi accordée à l'indice. Nous nous sommes proposé d'examiner certains aspects de cette question en comparant l'indice avec la longueur et la largeur à deux points de vue :

1° celui des erreurs de mesure et des fluctuations dues au milieu ;
2° celui de l'hérédité évaluée grâce au coefficient de corrélation.

1° Les mesures de l'indice céphalique traduisent-elles mieux le génotype que celles de la longueur et de la largeur ?

Lorsqu'il s'agit de caractères discontinus, tels que les groupes sanguins, les notations chiffrées rencontrées en génétique sont souvent des rapports qui permettent une interprétation biologique précise. Il en est ainsi du rapport 3 à 1 de MENDEL exprimant la dominance d'un caractère dans une seconde génération. Dans ce cas, on peut remonter avec assurance du phénotype au génotype.

Au contraire, dans le cas de caractères quantitatifs continus, comme les dimensions céphaliques, il faut examiner jusqu'à quel point les mesures faites représentent le génotype.

Il faut pour cela étudier, d'une part, les erreurs de mesure ou erreurs sur le phénotype, d'autre part les fluctuations dues au milieu, que nous assimilons ici aux erreurs sur le génotype.

a) Erreurs de mesure.

On commet dès l'abord une erreur sur la mesure directe du phénotype. En effet, si l'on mesurait celui-ci deux fois, on trouverait entre les deux résultats un léger écart dont nous allons évaluer l'importance.

Voici comment nous avons procédé. Nous avons mesuré la largeur et la longueur de la tête d'un homme ; le rapport des deux nous a donné l'indice. Nous avons répété l'opération vingt fois sur le même sujet.

Longueur tête	Largeur tête	Indice céphalique
181	152 ×	83,9 ×
182 ×	151	82,9
181	149	82,2
181	150	82,8
181	148 ×	81,5
181	150	82,8
180	149	82,7
180	149	82,7
181	150	82,8
181	149	82,2
180	149	82,7
179 ×	148	82,6
182	148	81,2 ×
180	149	82,7
180	149	82,7
181	150	82,8
181	149	82,2
181	150	82,8
181	150	82,8
182	149	81,6

Pour l'indice, les valeurs extrêmes sont 83,9 et 81,2. L'écart maximum est donc de 2,7. D'autre part, le σ de la courbe de fréquence des indices d'une population mâle de nos régions est toujours voisin de 3, de sorte que l'écart de 2,7 vaut 9/10 de σ.

Ainsi donc, une même personne, mesurée à deux reprises, peut figurer sur la courbe de fréquence des indices en deux points distants de 9/10 de σ.

Inversement, si pour deux personnes différentes, on a trouvé une première fois le même indice, on peut fort bien trouver une autre fois deux indices différant jusqu'à 18/10 de σ, soit près de 2 σ.

Pour la longueur et la largeur, les écarts maxima que nous avons trouvés valent respectivement 4/10 de σ et 7/10 de σ.

Il semble que, toutes choses égales d'ailleurs, il y ait un avantage sérieux à choisir toujours les caractères qui donnent la plus faible erreur de mesure par rapport à leur σ. D'après nos chiffres, l'indice serait, à ce point de vue, moins sûr que la largeur et surtout que la longueur.

Remarquons que cet inconvénient inhérent à l'indice disparaîtrait si l'on prenait un assez grand nombre de mesures par sujet, ce qui aurait pour effet de rendre négligeables les erreurs sur chacune de nos trois dimensions, mais on prend rarement cette précaution, dont nous venons cependant de montrer l'utilité.

b) Fluctuations dues au milieu.

Même si le phénotype était connu exactement, il ne renseignerait qu'imparfaitement sur le génotype, à cause des fluctuations dues au milieu. Pour estimer celles-ci, nous avons recouru aux données de von Verschuer relatives aux jumeaux univitellins. Sans doute, d'après R. Gates (1), ces chiffres sont-ils sujets à caution, mais nous nous inquiétons moins ici d'évaluer les grandeurs absolues des fluctuations possibles pour chacune de nos trois dimensions, que de comparer ces fluctuations.

Nous avons pris les mesures de la tête, données par O. v. Verschuer (2) pour 8 couples de jumeaux univitellins. Nous avons, pour chacune de ces 3 dimensions céphaliques, exprimé les différences entre les jumeaux de chaque couple, en σ des courbes de fréquences correspondantes, établies à partir d'un matériel nombreux de nos régions.

(1) Gates, R., 1946, *Human Genetics.* (New-York, p. 940.)

(2) v. Verschuer, O., 1925, *Die Wirkung der Umwelt auf die anthropologischen Merkmale nach Untersuchen an eineiigen Zwillingen.* (Arch. f. Rassen- u. Gesellschaftsbiologie, 17, pp. 149-164.)

Longueur	Largeur
169 — 157 = 12 = 17/10 de σ	153 — 147 = 6 = 10/10 de σ
171 — 162 = 9 = 13/10 de σ	148 — 144 = 4 = 8/10 de σ
187 — 181 = 6 = 8/10 de σ	164 — 158 = 6 = 10/10 de σ
182 — 173 = 9 = 13/10 de σ	161 — 158 = 3 = 5/10 de σ
177 — 171 = 6 = 8/10 de σ	138 — 145 = 7 = 12/10 de σ
175 — 166 = 9 = 13/10 de σ	154 — 151 = 3 = 5/10 de σ
171 — 162 = 9 = 13/10 de σ	139 — 141 = 2 = 3/10 de σ
169 — 175 = 6 = 8/10 de σ	140 — 146 = 6 = 10/10 de σ

Indice céphalique
90,5 — 93,6 = 3,1 = 10/10 de σ
86,5 — 88,9 = 2,4 = 8/10 de σ
86,7 — 87,3 = 0,6 = 2/10 de σ
88,4 — 91,3 = 2,9 = 10/10 de σ
78,0 — 84,9 = 6,8 = 22/10 de σ
88,0 — 91,0 = 3,0 = 10/10 de σ
81,3 — 87,1 = 5,8 = 19/10 de σ
82,8 — 83,4 = 0,6 = 2/10 de σ

En moyenne, l'influence du milieu est plus faible pour la largeur; elle est très grande pour la longueur et pour l'indice. Pour l'indice, on trouve les écarts les plus considérables, 22/10 de σ et 19/10 de σ. Pour la longueur, la plus grande différence est 17/10 de σ et elle est de 12/10 de σ pour la largeur.

En conclusion, des 3 dimensions, c'est la longueur qui présente les plus petites erreurs de mesure; tandis que la largeur est le moins influencée par le milieu, toujours pour nos chiffres. Tant pour les erreurs de mesure que pour les variations dues au milieu, l'indice présente des fluctuations plus grandes que la longueur et la largeur.

Si le chiffre utilisé est la moyenne d'un groupe nombreux, les erreurs de mesure et les fluctuations personnelles se compensent par le jeu des grands nombres, aussi bien pour l'indice que pour la longueur et la largeur. La moyenne du groupe renseigne avec précision sur son génotype le plus fréquent.

Envisagés de cette façon, les trois caractères céphaliques peuvent servir de critère en systématique; on est autorisé à dire que telle province est plus brachycéphale qu'une autre; que tel groupe géographique a la tête plus large que tel autre.

Si, au contraire, le chiffre envisagé ne concerne qu'un seul sujet ou un petit groupe, alors, il est essentiel de tenir compte des erreurs de mesure et des fluctuations dues au milieu, que nous avons évaluées en a) et b) ci-dessus.

Voyons comment ces considérations s'appliquent dans la pratique. Il y a entre les caractères qualitatifs et les caractères quantitatifs continus un double passage. En augmentant le nombre d'attributs qualifiant un caractère d'abord non mesurable et en attachant à chaque attribut un nombre qui représente son intensité, on peut parfois passer d'une variation discontinue à une variation continue; c'est le cas lorsqu'on représente la couleur par une quantité de pigment. Au contraire, on fait parfois dans une distribution continue une subdivision grossière en classes, par exemple en grands et petits, ou bien en grands, moyens et petits : on passe alors d'une variation continue à une variation discontinue. Cette opération n'est pas toujours artificielle, notamment dans le cas où la distribution de fréquence présente deux sommets bien distincts; une division en grands et petits peut alors correspondre à une réalité biologique.

D'une manière générale, une fois faite l'étude statistique continue de l'hérédité d'un caractère, on essayera de passer à une subdivision en classes disjointes, car un tel partage est nécessaire pour tenter de réaliser la synthèse de la biométrie et de la génétique. En effet, on pourrait tenter alors de vérifier les lois de MENDEL et de faire des hypothèses sur le mécanisme de leur transmission dans une famille donnée. C'est ce qu'on a souvent essayé, sans toujours se demander si le partage en classes était légitime et si le caractère mesuré chez un sujet permettait de le classer à coup sûr dans telle ou telle catégorie.

C'est ici précisément qu'intervient l'évaluation des erreurs de mesure et des fluctuations. Pour prendre le cas de l'indice, les calculs que nous avons faits plus haut montrent à suffisance que la mesure de l'indice d'un sujet ne représente pas fidèlement son phénotype, à cause des erreurs de mesure et que, d'autre part, ce phénotype lui-même correspond très imparfaitement au génotype, par suite des influences du milieu.

On comprend donc qu'il est difficile de décider si un sujet isolé appartient à une classe particulière, par exemple si, dans une famille, le fils est brachycéphale comme le père ou mésocéphale comme la mère: autour des indices de chacun des trois sujets, il y a une marge d'incertitude considérable qui rend pratiquement inefficace une étude de ce genre.

Tout au plus aurait-on quelque chance de succès si l'on examinait les enfants de parents à indices extrêmes. C'est l'avis de A. SCHREINER (3), qui conseille d'étudier les enfants dont les parents sont de races différentes, plutôt que des familles choisies dans des populations mêlées comme les nôtres : là, en effet, l'écart très grand entre les parents serait réel et ne pourrait provenir d'erreurs jouant en sens contraires.

Les considérations précédentes expliquent peut-être en partie les difficultés de l'emploi de l'indice : d'une part, on l'utilise et souvent avec succès ; d'autre part, on le critique fort justement. Nous en apercevons maintenant une des raisons profondes : dans les enquêtes sur de grands nombres, l'indice céphalique s'est avéré très efficace, parce que, dans ce cas, il renseigne sur le fond héréditaire de la population ; au contraire, pour examiner la transmission héréditaire dans une seule famille, il devait nécessairement se révéler très imparfait.

2° ABORDONS LA SECONDE QUESTION QUE NOUS NOUS SOMMES POSÉE : COMPARER LES COEFFICIENTS DE CORRÉLATION PAR LESQUELS ON ÉVALUE LE CARACTÈRE HÉRÉDITAIRE DE L'INDICE ET DES DEUX DIMENSIONS, LONGUEUR ET LARGEUR.

Cette question se justifie par le fait qu'il nous semblerait avantageux, avant d'aborder l'étude génétique des caractères céphaliques, de faire au préalable l'étude de leur transmission héréditaire au point de vue statistique. Dans ce but, nous avons adopté le coefficient de corrélation défini par BRAVAIS et repris par GALTON et PEARSON dans l'étude de la transmission de la taille. Ce coefficient a le grand avantage de permettre une comparaison poussée de différentes tables de corrélation, à condition qu'elles soient normales. Grâce à lui, nous pourrons examiner pour lequel des trois caractères céphaliques étudiés, parents et enfants se ressemblent le plus. Bien entendu, le coefficient de corrélation ne jette aucune lumière sur le mécanisme de la transmission mendélienne de ces caractères, mais il permet de constater pour lequel des trois le phénotype se reproduit le plus fidèlement.

Nous avons utilisé le remarquable matériel de FRETS, publié dans la revue Genetica (4). FRETS a examiné près de 375 familles nombreuses et a eu, entre autres, le grand mérite de publier

(3) SCHREINER, A., 1923, *Zur Erblichkeit der Kopfform.* (Genetica, V, 's Gravenhage, p. 444.)

(4) FRETS, G. P., 1921, *Heredity of headform in man.* (Genetica, III, 's Gravenhage, p. 193.)

in extenso tous ses chiffres (longueur, largeur et indice pour chaque sujet) et de mettre ainsi généreusement à la disposition de tous un matériel exceptionnel, où d'ailleurs de nombreux chercheurs ont déjà puisé.

Parmi ces 375 familles, nous avons pris uniquement celles qui comportaient les deux parents et, en outre, nous avons écarté les enfants de moins de 18 ans. Nous avons alors calculé les trois coefficients de corrélation parents-enfants adultes pour la longueur, la largeur et l'indice.

Avant de donner les résultats, nous dirons brièvement de quelle façon nous avons préparé le matériel, imitant le « tendre soin » dont Galton nous confie qu'il entourait ses chiffres.

Pour pouvoir disposer dans un même tableau de corrélation les pères et les mères d'une part, les garçons et les filles d'autre part, il fallait transformer les dimensions des femmes pour les rendre comparables à celles des hommes.

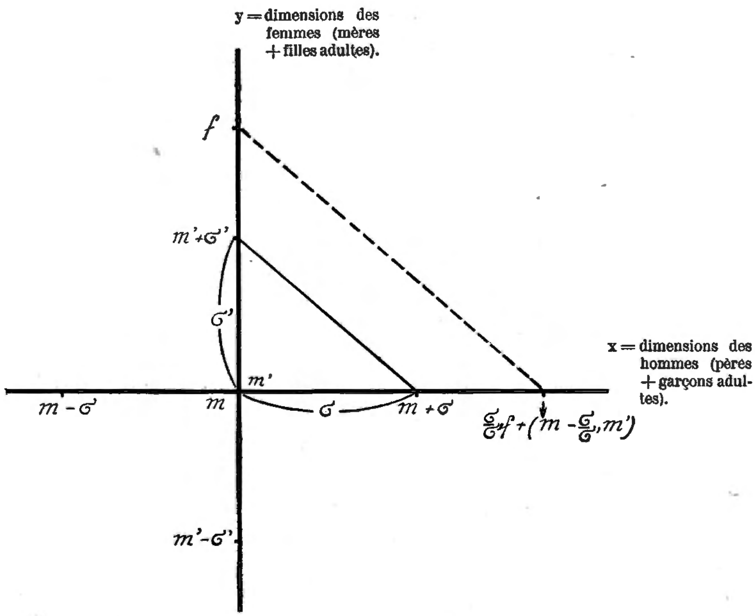

Fig. 1. — Solution graphique pour la transformation des dimensions des femmes, ainsi rendues comparables à celles des hommes.

Pour cela, Galton (5) *multipliait* les tailles des femmes par une constante, de façon à faire correspondre leur moyenne à celle des hommes. Dans le même but, d'autres (6) ont *ajouté* à toutes les mesures des femmes une quantité constante.

Ces deux méthodes sont très simples, mais présentent un défaut du point de vue biologique : aucune d'elles ne fait correspondre à toutes les femmes qui s'écartent par exemple d'un σ de leur moyenne, tous les hommes s'écartant aussi d'un σ de leur moyenne.

Bien entendu, il n'y a pas de réponse catégorique à la question qu'on se pose ici, à savoir : si une femme était un homme, quelle serait la largeur de sa tête, ou son indice ? Cependant, comme nous nous trouvons devant la nécessité d'établir une certaine équivalence entre hommes et femmes, la meilleure façon, nous semble-t-il, est de faire une transformation telle que les moyennes des dimensions masculines et féminines se correspondent et que, en outre, les dimensions qui s'écartent de la moyenne d'une même nombre de σ se correspondent pour les hommes et les femmes.

On obtient ce résultat de la manière suivante : si m, m' et σ, σ' désignent respectivement les moyennes et les dispersions des distributions des hommes et des femmes, on multiplie chaque dimension féminine f par le rapport $\frac{\sigma}{\sigma'}$, et on ajoute ensuite la différence entre la moyenne m des hommes et la moyenne m' des femmes multipliée par $\frac{\sigma}{\sigma'}$; on remplace donc f par :

$$\frac{\sigma}{\sigma'} f + \left(m - \frac{\sigma}{\sigma'} m'\right)$$

Mais en pratique, on peut éviter ce calcul et le réaliser graphiquement d'une manière très simple. On porte les dimensions des hommes sur un axe x et celles des femmes sur un axe y, en mettant les deux moyennes aux points de concours des axes et on joint à la règle le point $m + \sigma$ de l'axe des hommes au point

(5) Galton, F., 1885, *Regression towards mediocrity in hereditary stature.* (Journ. of the Anthropological Institute of Great Britain and Ireland, 15, p. 246 et suivantes.)

(6) Boas, F., 1933, *The cephalic index in Holland and its heredity.* (Human Biology, V, p. 587.)

$m' + \sigma'$ de celui des femmes. Il suffira alors de mener la parallèle à la droite ainsi obtenue par chaque point de l'axe y (représentant une dimension féminine) : à l'intersection de cette parallèle avec l'axe x, on lira la dimension féminine transposée (fig. I).

Par la transformation que nous venons de décrire, nous avons remplacé largeur et longueur tête de chaque femme par deux valeurs transposées, comparables à celles des hommes, et le rapport de ces deux valeurs nous a donné une valeur transposée de l'indice. Pour que cette opération ait tout son sens, nous avions au préalable vérifié par la méthode de χ^2 que les distributions de fréquence de la longueur, de la largeur et de l'indice étaient à peu près normales, aussi bien pour les hommes que pour les femmes.

Sur le tableau de corrélation, nous avons alors marqué deux points pour chaque enfant adulte: l'un pour le père et l'autre pour la mère, de sorte que tous les enfants figurent deux fois dans le tableau et chaque parent autant de fois qu'il a d'enfants adultes. Toutes les dimensions féminines ont été transposées comme nous l'avons dit.

Nous avons vérifié que les parents s'étaient choisis au hasard et que, de plus, il n'y avait pas de corrélation entre la forme de la tête des parents et le nombre de leurs enfants car cela fausserait artificiellement le tableau de corrélation parents-enfants, puisque les familles nombreuses ont un plus grand poids.

Voici maintenant les résultats obtenus de cette façon:

		pères + garçons adultes ($n = 616$)	mères + filles adultes ($n = 700$)
Longueur tête	moyenne $\pm \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}}$	193,0 ± 0,28	183,4 ± 0,22
	dispersion $\pm \dfrac{\sigma}{\sqrt{2n}}$	7,07 ± 0,20	5,89 ± 0,15
	coeff. de variation $\pm \dfrac{v}{\sqrt{2n}}$	3,66 ± 0,10	3,21 ± 0,08

Largeur tête	moyenne $\pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$	153,7 ± 0,22	148,0 ± 0,18
	dispersion $\pm \frac{\sigma}{\sqrt{2n}}$	5,55 ± 0,15	4,95 ± 0,13
	coeff. de variation $\pm \frac{v}{\sqrt{2n}}$	3,61 ± 0,10	3,33 ± 0,08
Indice	moyenne $\pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$	79,7 ± 0,12	80,7 ± 0,10
	dispersion $\pm \frac{\sigma}{\sqrt{2n}}$	3,03 ± 0,08	2,85 ± 0,07
	coeff. de variation $\pm \frac{v}{\sqrt{2n}}$	3,82 ± 0,10	3,55 ± 0,09

Coefficients de corrélation parents-enfants :

$$r \pm \frac{1 - r^2}{\sqrt{n}}$$

longueur : 0,370 ± 0,025 (n = 1184)
largeur : 0,418 ± 0,023 (n = 1186)
indice : 0,253 ± 0,027 (n = 1186)

Ces trois coefficients de corrélation sont significatifs. Tant pour la longueur et la largeur que pour l'indice, parents et enfants se ressemblent au point de vue statistique, mais à des degrés différents : la ressemblance est la plus grande pour la largeur (r = 0,41) et la plus faible pour l'indice (r = 0,25).

Conclusion.

Avant de tenter une étude de la transmission mendélienne d'un caractère quantitatif continu, il nous semble avantageux d'examiner :

1° l'erreur de mesure faite sur son phénotype;

2° jusqu'à quel point les influences du milieu permettent de passer du phénotype au génotype;

3° de quelle façon le phénotype se transmet de parents à enfants au point de vue statistique, ce qui nécessite le calcul du coefficient de corrélation.

A ces trois points de vue, la longueur et la largeur nous semblent préférables à l'indice. En effet,

1° les erreurs de mesure sur la longueur et la largeur sont plus petites;

2° le milieu a une influence moindre surtout sur la largeur;

3° le coefficient de corrélation parents-enfants est plus grand pour la longueur et surtout pour la largeur.

Il semble donc qu'il faudrait, dans une certaine mesure, réagir contre l'habitude courante de préférer l'indice, au détriment d'une étude directe de chacune des deux dimensions absolues prises séparément.

Un dernier point donne l'avantage aux dimensions absolues: à notre avis, un tableau de corrélation longueur-largeur, pour une population, donne bien plus de renseignements que la seule connaissance de la moyenne de l'indice et de sa dispersion. En effet, un tel tableau donne non seulement l'indice pour chaque sujet (rapport des deux dimensions ou pente d'une droite), mais il montre en outre les diverses combinaisons de longueur et largeur fournissant un même indice.

D'une manière générale, l'analyse est toujours plus poussée si l'on étudie longueur et largeur séparément que si l'on se borne globalement à l'indice. Dans cet ordre d'idées, par exemple, il serait intéressant, pour la brachycéphalisation que l'on semble constater dans les populations, d'analyser le jeu des différents facteurs qui peuvent la provoquer: augmentation de la largeur, diminution de la longueur, diminution du coefficient de corrélation longueur/largeur. Nous songeons ici à la formule approchée de K. PEARSON (7) :

$$i_{12} = \frac{m_1}{m_2} (1 + v_2^2 - r_{12}\, v_1\, v_2)$$

(7) PEARSON, K., 1897, *Mathematical contributions to the Theory of Evolution.* (Proceedings of the Royal Society of London, 60, p. 489 et suivantes.)

où m_1, m_2, v_1, v_2 représentent respectivement les moyennes et les coefficients de variation (divisés par 100) de la largeur et de la longueur, r_{12} le coefficient de corrélation longueur-largeur et i_{12} la moyenne de l'indice.

INSTITUT ROYAL DES SCIENCES NATURELLES DE BELGIQUE.

AD. GOEMAERE, Imprimeur du Roi, 21, rue de la Limite, Bruxelles.