

ÉCHELLE MASCULINITÉ-FÉMINITÉ

par

E. DEFRISE-GUSSENHOVEN *

Nous nous proposons de montrer comment les paramètres statistiques servent à construire des graphiques qui illustrent la variation des caractères biométriques au sein de chaque sexe et qui mettent en évidence les différences sexuelles présentées par ces caractères.

L'échelle de masculinité-féminité que nous allons décrire est basée sur des raisonnements mathématiques qui ont été exposés ailleurs (E. DEFRISE-GUSSENHOVEN, 1966) et que nous ne reprendrons pas ici ; mais nous indiquerons la suite des formules qui conduisent à la construction de l'échelle. L'utilisation du procédé est illustrée par un article de Madame F. HAYEZ-DELATTE, qui paraîtra dans ce bulletin et qui est consacré au dimorphisme sexuel.

D'autre part, notre bibliographie contient les références de plusieurs articles du Professeur TWIESELDMANN, illustrés par des ellipses équiprobables, et dans lesquels l'auteur montre l'utilité des représentations graphiques en anthropologie.

1. Variation d'une mesure dans un même sexe

Pour fixer les idées, nous considérons un groupe d'étudiants dont on a mesuré la stature. Deux individus différant toujours par quelques gènes, il en résulte que toutes les tailles ne sont pas égales, mais se groupent autour d'une valeur moyenne. L'étalement des tailles individuelles autour de la moyenne est plus ou moins grand suivant le nombre et l'importance des facteurs génétiques et mésologiques qui sont intervenus pour déterminer la stature. Nous pouvons en effet considérer un caractère fluctuant comme résultant de l'action

(*) Communication présentée le 28 février 1966.

combinée d'un grand nombre de petites causes. Si la stature d'un sujet résulte d'effets de sens opposés, se neutralisant deux par deux, elle aura une valeur proche de la moyenne. Si, au contraire, au cours de sa croissance, une taille a été soumise à une accumulation d'effets de même sens, elle sera aberrante et diffèrera de la stature moyenne. Naturellement, des effets nombreux tous de même sens auront moins de chance de se produire que des effets tantôt positifs, tantôt négatifs, de sorte que les sujets extrêmes seront plus rares que les sujets moyens. L'étalement des tailles autour de la moyenne est mesuré par un paramètre statistique bien connu, l'écart-type. De nombreux caractères biométriques, parmi lesquels la taille, sont répartis autour de leur valeur moyenne suivant une répartition classique appelée distribution normale ou distribution de LAPLACE-GAUSS. Des tables numériques de la distribution normale indiquent, pour un sujet donné, combien de sujets du groupe sont encore plus aberrants que lui ; il suffit de connaître la moyenne et l'écart-type de l'ensemble des mesures pour utiliser ces tables.

2. Comparaison des répartitions des tailles masculines et féminines

Considérons maintenant un groupe d'étudiantes dont on a également mesuré la taille ; leur moyenne est inférieure à celle des garçons. Chaque étudiante est à une distance donnée de sa moyenne, dans un sens positif ou négatif. Certaines étudiantes de taille élevée, supérieure à la moyenne des filles, seront plus grandes que de nombreux garçons. Il arrive même que certaines filles dépassent la moyenne des garçons : elles sont, quant à la taille, très « masculines ». Au contraire, les filles de taille inférieure à la moyenne des filles seront très « féminines ». La connaissance des écarts-type et les tables de la distribution normale permettent de chiffrer le degré de masculinité d'une fille : il sera exprimé par le nombre d'écarts-type dont elle dépasse la moyenne masculine ou par la probabilité de posséder cette situation extrême. De même un étudiant de taille inférieure à la moyenne féminine sera très « féminin » quant à la taille et le degré de féminité sera exprimé en nombre d'écarts-type dont il s'écarte de la moyenne des filles.

L'exemple banal de la répartition des tailles dans les deux sexes nous fournit ainsi une double échelle masculinité-féminité.

Bien entendu, d'autres mesures et certains indices expriment, bien mieux que la taille, le dimorphisme sexuel (F. HAYEZ-DELATTE, à paraître) ; nous n'avons pris l'exemple de la stature que parce qu'il s'agit d'une mesure familière à tous. Ajoutons encore que pour homogénéiser la mesure de la masculinité et de la féminité, on calcule, à partir des écarts-type des deux sexes, un écart-type unique, de sorte que la double échelle aura des graduations égales. Sur l'échelle féminine, les graduations partent de la moyenne des filles, sur l'échelle masculine, de la moyenne des garçons.

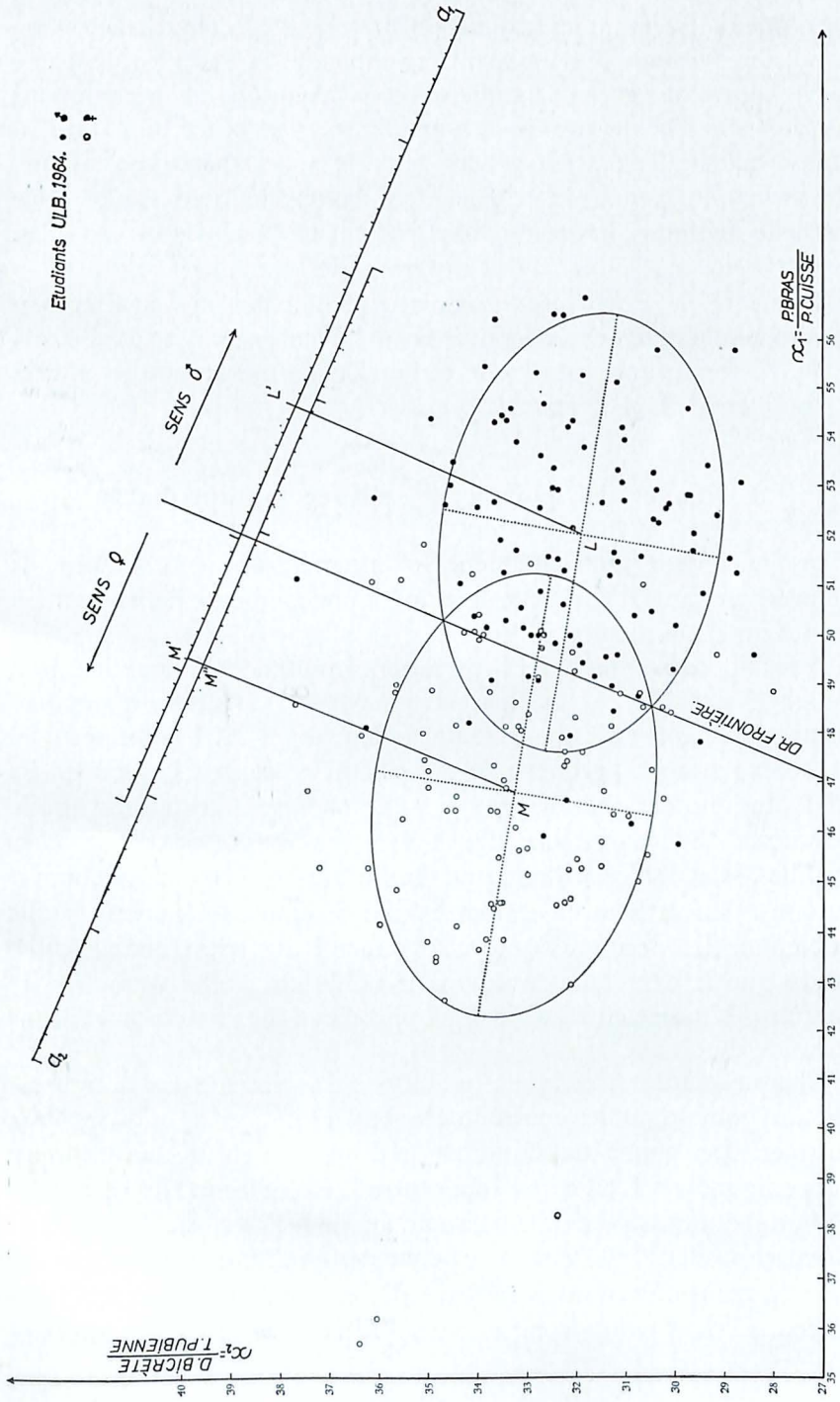
Le degré de dimorphisme sexuel présenté par un caractère est mesuré par la différence des moyennes des deux sexes divisé par l'écart-type. Cette distance permet de rechercher les mesures ou les indices à caractère sexuel prononcé.

3. Nuage de points et ellipse équiprobable

Si l'on choisit judicieusement les mesures, une combinaison de deux ou plusieurs d'entre elles conduit à une meilleure discrimination sexuelle qu'une mesure unique.

Nous allons envisager ici l'utilisation simultanée de deux mesures, désignées par x_1 et x_2 . La figure 1 que M^{me} HAYEZ nous a aimablement prêtée concerne des étudiants mesurés en 1964 ; elle porte en abscisses l'indice : périmètre bras / périmètre cuisse. Le bras est en effet plus musclé chez les garçons que chez les filles tandis que le périmètre de la cuisse a tendance à se développer davantage chez les filles. Cet indice a donc une double raison d'être élevé chez les garçons. En ordonnées est porté l'indice diamètre bicrête / taille pubienne. Ici, le numérateur a tendance à être élevé chez les filles tandis que le dénominateur est plus faible chez elles que chez les garçons. L'indice choisi sera donc plus élevé chez les étudiantes que chez les étudiants.

Chaque étudiant, chaque étudiante est représenté sur la figure 1 par un point dont les coordonnées sont les indices x_1 et x_2 , propres au sujet. Les points des étudiants se dispersent en un nuage autour du point moyen L ; l'ellipse de centre L est telle qu'elle comprend 70 % des étudiants (pour la construction de l'ellipse, voir E. DEFRISE-GUSSENHOVEN, 1955, 1966). Les points des étudiantes se groupent autour du point moyen M ; 70 % d'entre eux sont intérieurs à l'ellipse de centre M. Le dimorphisme sexuel accusé par les deux indices est



net mais les deux nuages de points se recouvrent cependant en partie. La droite frontière qui passe par les points d'intersection des deux ellipses équiprobables est celle qui sépare les deux nuages avec un minimum de points mal classés (ici 14 % de sujets sont mal classés). Il y a donc 14 % des étudiants qui se trouvent « du côté des filles » et qui, par rapport aux indices utilisés, sont « féminins ». De même, 14 % des étudiantes sont « masculines ».

4. Double échelle masculinité-féminité

La double échelle masculinité (axe a_1) — féminité (axe a_2) sert à chiffrer le degré d'aberration des individus extrêmes. Par les centres M et L des ellipses sont menées deux droites parallèles à la droite frontière ; elles coupent l'axe masculin a_1 aux points L' et M'. Imaginons que par chaque point du graphique on mène une parallèle à la droite frontière. Les points des garçons pourront être ainsi projetés sur l'axe a_1 : ils se grouperont autour du point moyen L' suivant une répartition normale dont nous désignerons l'écart-type par σ . De part et d'autre du point moyen L', on porte 3 fois la longueur de σ , chaque σ étant encore divisé en 10 parties égales. Un sujet déterminé, masculin ou féminin, sera projeté sur l'axe a_1 et on pourra voir

1° de combien de dixièmes de σ il s'écarte de la moyenne L' des garçons et quelle est la probabilité de l'aberration

2° s'il s'écarte de L' dans le sens « masculin » (vers la droite) ou dans le sens « féminin » (vers la gauche).

Nous aurons ainsi des garçons hypermasculins ou des filles « masculino des ».

Les points des filles, projetés sur l'axe féminin a_2 se répartissent normalement autour de la moyenne M'' avec un écart-type égal à σ . On a porté, sur a_2 , de part et d'autre de M'', 3 fois la longueur du σ , chaque σ étant encore divisé en dixièmes. Les filles qui se projettent à l'extrême gauche de l'axe a_2 seront hyperféminines (toujours quant aux indices utilisés dans le graphique). Les garçons projetés sur a_1 et a_2 à gauche de la droite frontière seront « fémininoïdes » et le degré d'aberration sera indiqué aussi bien par les fractions de σ qui les éloignent de L' que par les fractions de σ qui les rapprochent de M''.

On verra dans l'article de M^{me} HAYEZ l'utilisation pratique de cette échelle.

5. Formules nécessaires à la confection de la figure 1

Supposons donc que n_1 garçons et n_2 filles ont été mesurés et désignons par x_1 la première mesure et par x_2 la seconde ; bien entendu x_1 et x_2 peuvent aussi être des indices comme sur la figure 1 ou même des fonctions discriminantes (A. LUBISCHEW, 1962).

On calcule d'abord, *pour chaque sexe séparément*, la moyenne arithmétique, les variances et la covariance de x_1 et de x_2 ; rappelons que la variance = $\frac{\text{somme des carrés des mesures individuelles}}{\text{nombre de sujets}}$ — carré de la moyenne et la

covariance = $\frac{\text{somme des produits des mesures } x_1 \text{ et } x_2 \text{ de chaque sujet}}{\text{nombre de sujets}}$ — produit des moyennes de x_1 et de x_2 .

On obtient ainsi, pour chaque échantillon, des paramètres dont les valeurs numériques sont représentées ci-dessous par des lettres

	étudiants	étudiantes
effectif de l'échantillon	n_1	n_2
moyenne de x_1	l_1	m_1
moyenne de x_2	l_2	m_2
variance de x_1	l_{11}	m_{11}
variance de x_2	l_{22}	m_{22}
covariance de x_1 et x_2	l_{12}	m_{12}

Pour calculer les ellipses et l'écart-type de l'échelle, il faut estimer des variances et covariances communes aux deux sexes.

Nous obtenons ainsi

l'estimation de la variance de x_1 commune aux deux sexes

$$s_{11} = (n_1 l_{11} + n_2 m_{11}) / (n_1 + n_2 - 2) ;$$

l'estimation de la variance de x_2 commune aux deux sexes

$$s_{22} = (n_1 l_{22} + n_2 m_{22}) / (n_1 + n_2 - 2) ;$$

l'estimation de la covariance x_1 et x_2 commune aux deux sexes

$$s_{12} = (n_1 l_{12} + n_2 m_{12}) / (n_1 + n_2 - 2)$$

et l'estimation du coefficient de corrélation commun aux deux sexes

$$r = s_{12} / (s_{11} s_{22})^{1/2}$$

La différence sexuelle moyenne pour x_1 est

$$d_1 = l_1 - m_1$$

et celle pour x_2 est

$$d_2 = l_2 - m_2$$

La distance généralisée entre les points moyens L et M est

$$D^2 = (s_{22}d_1^2 - 2s_{12}d_1d_2 + s_{11}d_2^2) / s_{11}s_{22} (1 - r^2)$$

La racine carrée de D^2 est égale à l'estimation de l'écart-type de l'échelle masculinité-féminité. Si nous désignons cette estimation par σ on a donc

$$D = \sigma, \text{ l'écart-type de l'échelle.}$$

L'équation générale des droites parallèles à la droite frontière est

$$y = \frac{(s_{22}d_1 - s_{12}d_2) x_1 + (-s_{12}d_1 + s_{11}d_2)x_2}{s_{11}s_{22} (1 - r^2)} \quad (1);$$

y est la fonction discriminante de FISHER (1936). Pour chaque point du graphique, la fonction y a une valeur particulière obtenue en remplaçant, dans le 2^e membre de l'équation (1), x_1 et x_2 par les coordonnées du point.

La valeur moyenne de y pour les étudiants, désignée par \bar{y}_1 , s'obtient en remplaçant x_1 et x_2 par l_1 et l_2 dans le 2^e membre de l'équation (1). En y remplaçant x_1 et x_2 par m_1 et m_2 , on obtient \bar{y}_2 , la moyenne des étudiantes.

On vérifie alors qu'on a bien

$$\bar{y}_1 - \bar{y}_2 = D^2.$$

La valeur discriminante de y est

$$(\bar{y}_1 + \bar{y}_2) / 2$$

de sorte que l'équation de la droite frontière de la figure 1 sera l'équation (1) dans laquelle le premier membre, c.à d. y , a pris la valeur $(\bar{y}_1 + \bar{y}_2) / 2$.

L'équation des ellipses équiprobables des garçons est

$$\left[\frac{(x_1 - l_1)^2}{s_{11}} - \frac{2r (x_1 - l_1) (x_2 - l_2)}{(s_{11}s_{22})^{1/2}} + \frac{(x_2 - l_2)^2}{s_{22}} \right] / (1 - r^2) = \chi^2 \quad (2)$$

et si l'on donne à χ^2 la valeur 2,408 qui, dans les tables de chi-carré, correspond, pour 2 degrés de liberté, à 70 %, (2) sera l'équation de l'ellipse de centre L de la figure 1. De même, si dans l'équation (2), on remplace l_1 et l_2 par les moyennes féminines m_1 et m_2 et si l'on prend $\chi^2 = 2,408$ comme pour les garçons, on obtient l'ellipse équiprobable de centre M de la figure 1.

Il faut vérifier que ces ellipses se coupent bien sur la droite frontière. Si l'on trace les ellipses avec un ellipsographe, il faut connaître les extrémités des axes. Ces calculs sont notamment détaillés dans les notes de E. DEFRISE-GUSSENHOVEN parues en 1955 et 1966.

La construction de la double échelle est très simple. On trace deux droites perpendiculaires quelconques a_1 et a_2 à la droite frontière.

Sur le dessin, on mesure, en millimètres, la distance entre les points L' et M' , intersections de a_1 avec les parallèles à la droite frontière menées par L et M , les centres des ellipses.

Cette distance est divisée par 10 fois la quantité D calculée précédemment. Le quotient, exprimé en millimètres, représente la longueur, sur le dessin, des graduations de l'échelle; une graduation correspond à $1/10$ de σ . Trente de ces graduations sont portées sur a_1 à gauche et à droite de L' .

L'axe a_2 est gradué de la même manière que l'axe a_1 mais ici les graduations partent de M' (fig. 1), point d'intersection de l'axe a_2 avec la parallèle à la droite frontière menée par le point moyen M des étudiantes.

Cette construction est basée sur les deux égalités

$$\bar{y}_1 - \bar{y}_2 = D^2 \quad \text{ou} \quad L'M' = D^2$$

et $\sigma = D$.

Intuitivement, on voit que

$$\frac{L'M'}{\sigma} = \frac{D^2}{D} = D \quad \text{de sorte que} \quad \frac{L'M'}{D} = \sigma$$

et que $\frac{\text{distance } L'M' \text{ (en mm)}}{D} = \text{longueur de } \sigma \text{ (en mm)}$.

La démonstration rigoureuse de ces propriétés est donnée dans E. DEFRISE-GUSSENHOVEN (1966).

Le pourcentage de sujets masculins se trouvant dans la zone féminine (à gauche de la droite frontière sur la fig. 1) est l'aire de la distribution normale qui se trouve à droite de la valeur

$$\frac{(\bar{y}_1 - \bar{y}_2)/2}{\sigma} = \frac{D^2/2}{D} = \frac{D}{2}.$$

Le même pourcentage d'étudiantes se trouve naturellement à droite de la ligne frontière. Le nombre $D/2$ sert donc à déterminer le pourcentage de sujets mal classés.

Université libre de Bruxelles (Laboratoire d'Anthropologie et de Génétique humaine, Professeur F. Twiesselmann) et Institut royal des Sciences naturelles de Belgique.

BIBLIOGRAPHIE

DEFRISE-GUSSENHOVEN, E.

- 1955 Ellipses équiprobables et taux d'éloignement en biométrie.
Bull. Inst. roy. Sc. nat. Belgique, **31** : 1-31.
- 1961 Remarques sur l'emploi des ellipses équiprobables en anthropologie dentaire.
Bull. Groupement internat. pour la recherche scientifique en stomatologie, **1** : 7-19.
- 1961 Observations sur les méthodes graphiques en anthropologie dentaire.
Bull. Groupement internat. pour la recherche scientifique en stomatologie, **4** : 1-12.
- 1966 A masculinity-femininity scale based on a discriminant function.
Acta Genetica, Basel, **16** : 198-208.

FISHER, R. A.

- 1936 The use of multiple measurements in taxonomic problems.
Ann. Eug, London, **7** : 179-188.

HAYEZ-DELATTE, F.

- Dimorphisme sexuel.
Bull. Soc. roy. Belge Anthr. et Préh., à paraître.

LUBISCHEW, A.

- 1962 On the use of discriminant functions in taxonomy.
Biometrics, **18** : 455-478.

TWIESELMANN, F. et BRABANT, H.

- 1960 Observations sur les dents et les maxillaires d'une population d'âge franc de Coxyde.
Bull. Groupement Internat. pour la Recherche scientifique en stomatologie, **3** (3 et 4) : 335-400.

TWIESELMANN, F.

- 1954 Propos sur l'Anthropologie. (Volume jubilaire Victor Van Straelen).
Inst. roy. Sc. nat. Belgique, **2** : 1065-1098.
- 1961 Le fémur néanderthalien de Fond-de-Forêt.
Bull. Inst. roy. Sc. nat. Belgique, **148** : 1-164.
- 1965 Expédition anthropologique du Dr. J. H. Niéssen. II. Les Oromos-Gallas, les Anouaks, les Chillouks, les Nouers.
Bull. Soc. roy. belge Anthr. et Préh., **75** : 121-162.
- 1965 Description de deux dents molaires humaines d'âge paléolithique supérieur, provenant de la brèche ossifère de Kakontwe (Katanga)
Bull. Soc. roy. Belge Anthr. et Préh., **75** : 107-119.

Adresse de l'auteur : M^{me} E. DEFRISE-GUSSENHOVEN,
31, rue Vautier, Bruxelles 4.