

CONTRIBUTION À L'ÉTUDE DE L'ASSORTIMENT MATRIMONIAL DANS UN ÉCHANTILLON DE LA POPULATION BELGE

par

Charles SUSANNE *

(Stagiaire de recherches au Fonds national de la Recherche scientifique)

1. — Introduction

L'hypothèse la plus couramment utilisée en génétique des populations est celle de l'équilibre génétique. Cet équilibre génétique est réalisé lorsque les unions se forment au hasard, lorsque les couples ont le même nombre d'enfants et lorsque tous les gènes ont la même chance de se transmettre. La rupture d'équilibre peut provenir de modifications subies par les fréquences de gènes et par les aléas de transmission des gènes.

Les modifications subies par les fréquences de gènes sont dues à des facteurs tels que mutations, migrations, métissages qui, formellement, produisent le même effet, c'est-à-dire l'introduction d'éléments nouveaux dans la population initialement en équilibre. La sélection de gènes peut aussi rompre l'équilibre par l'aptitude plus ou moins grande qu'ont les organismes de passer de l'œuf à l'organe reproducteur et d'avoir à ce stade une fécondité plus ou moins élevée.

La rupture d'équilibre génétique provient également des aléas de transmission des gènes : telle la stratification sociale et économique qui entraîne la formation de cercles de mariage constituant ainsi des barrières de mariage, tel l'assortiment matrimonial et la consan-

(*) Communication présentée le 26 septembre 1966.

guinté qui ont pour résultat commun celui de donner lieu à un coefficient de corrélation gamétique, telle la dérive génétique lorsque la composition génétique d'une population à effectif limité est un événement imprévisible, tels l'âge des parents et l'ordre de naissance puisqu'on sait que plus l'âge des parents est élevé plus les accidents de méiose sont nombreux.

Nous nous sommes fixés pour but de préciser un de ces aléas de transmission, un des facteurs de rupture d'équilibre génétique le moins étudié : l'assortiment matrimonial, c'est-à-dire les tendances aux unions entre individus dont les phénotypes sont voisins ou semblables.

2. — Panmixie

Les rencontres des gamètes peuvent être régies par le hasard (panmixie) ou être, au contraire, influencées par le lien de parenté qui unit les partenaires (consanguinité) ou encore par la ressemblance qui existe entre ceux-ci (homogamie dans le sens d'*assortative mating*, PEARSON, 1903). Dans le régime dit panmictique, tout se passe comme si les rencontres des gamètes ne dépendaient que du hasard.

De telles situations se présentent effectivement dans la nature, tel le pollen disséminé par le vent, tels les organismes marins, huîtres et oursins, qui, bien que fixés, émettent les gamètes des deux sexes dans l'eau de mer où a lieu la fécondation. On peut aussi penser que chez certains insectes à grande mobilité comme les diptères, lépidoptères, orthoptères, les rencontres, lors de la fécondation, se font au hasard.

Pour établir le lien entre les fréquences géniques et génotypiques, on a conçu un modèle panmictique théorique, idéal, qui obéit aux conditions suivantes : le nombre d'individus est infini, la population est fermée, sans sortie ni entrée d'individus, il n'y a pas de mutations, les unions se font au hasard, les fréquences des gamètes sont celles des gènes dans la population et la fécondité est égale pour tous les couples. Dans une telle population, c'est la loi de HARDY-WEINBERG qui détermine le lien entre les fréquences génotypiques et les fréquences géniques : si p et q sont respectivement les fréquences d'un couple de gènes allèles autosomiques A et a , les fréquences des génotypes AA , Aa et aa sont égales à p^2 , $2pq$, q^2 . Telle est la loi de HARDY-WEINBERG (1908) qu'illustre le tableau suivant :

$\frac{\text{♀}}{\text{♂}}$	A (p)	a (q)	total
A (p)	AA (p^2)	Aa (pq)	p
a (q)	Aa (pq)	aa (q^2)	q
Total	p	q	1

Puisque, dans la nouvelle génération, les fréquences des gènes A et a restent p et q, la reproduction panmictique maintient donc constante la structure génétique de la population. En l'absence de sélection, de mutations, de fluctuations au hasard, la panmixie correspond à un état d'équilibre stable.

Nous pouvons aussi démontrer la loi de HARDY-WEINBERG en partant des fréquences génotypiques des différents types de couples, l'hypothèse de panmixie étant toujours réalisée. En effet, si dans le sexe mâle et le sexe femelle les proportions des génotypes sont respectivement p^2 , $2pq$ et q^2 pour les génotypes AA, Aa et aa, et si les couples se forment au hasard, les fréquences des couples seront celles du tableau suivant :

Génotype du couple	Fréquence	Enfants		
		AA	Aa	aa
AA × AA	p^4	p^4	0	0
AA × Aa	$4p^3q$	$2p^3q$	$2p^3q$	0
AA × aa	$2p^2q^2$	0	$2p^2q^2$	0
Aa × Aa	$4p^2q^2$	p^2q^2	$2p^2q^2$	p^2q^2
Aa × aa	$4pq^3$	0	$2pq^3$	$2pq^3$
aa × aa	q^4	0	0	q^4
	$(p+q)^4 = 1$	p^2	$2pq$	q^2

La population globale des enfants conserve donc les fréquences génotypiques caractéristiques de la loi de HARDY-WEINBERG.

Cette loi a été utilisée par plusieurs auteurs lorsqu'ils ont voulu vérifier la panmixie dans des populations animales et humaines.

BOCQUET, LEJUEZ, TEISSIER (1965) montrent que, sur 500 couples *in copula* de *Sphaeroma serratum*, dans des populations des côtes normandes, les croisements se font indépendamment des phénotypes *albicans*, *discretum* et *lunulatum* (ces caractères correspondant à un po-

lychromatisme dirigé par une série épistatique de gènes Dd, Ll, Oo, Ss). BOCQUET *et al.* concluent au hasard des croisements après avoir effectué un test de χ^2 à partir des données relatives aux 500 couples ($\chi^2 = 1,91$; 4d.1 ; P = 0,75).

Les mêmes auteurs, BOCQUET, LEJUEZ et TEISSIER (1966), effectuent une recherche identique à partir de récoltes faites en 1965 sur les côtes cotentines. Ils peuvent ainsi étendre les résultats publiés en 1965 aux phénotypes *ornatum* et *signatum* (par test de χ^2 , P = 0,47 ou P = 0,22 suivant que les fréquences théoriques des différents couples sont calculées à partir des fréquences réelles des phénotypes dans les deux sexes ou à partir d'une fréquence moyenne aux 2 sexes). L'hypothèse de panmixie est donc vérifiée dans les populations naturelles de *Sphaeroma serratum*.

Un autre auteur, LAMOTTE (1951), travaillant sur *Cepaea nemoralis* (L) a recherché le mode de croisement de ces animaux. Il a effectué cette étude sur 2 populations de la Somme. Le polymorphisme de ces 2 populations est typique : elles présentent 2 types de coloration jaune et rose ainsi que des variétés de bande (au long de spires). Par la comparaison des fréquences théoriques et observées des divers types de couples, l'auteur montre qu'il y a panmixie. Le calcul de χ^2 ne fait que confirmer ce résultat. « Les unions se font, chez *Cepaea nemoralis*, de façon tout à fait indépendante du phénotype des individus : le système de bandes et la coloration ne jouent aucun rôle dans le choix du conjoint ».

PHILIP (1938) a étudié le système de croisements de *Dermestes vulpinus*. Ce coléoptère présente des variations phénotypiques : la coloration de l'aile (sous la dépendance d'un couple d'allèles L et l), la coloration de l'insecte (sous la dépendance des allèles B et b). L'analyse statistique pour prouver la panmixie est celle développée par HALDANE (1938). Dans toutes les populations de *Dermestes vulpinus* étudiées par PHILIP, l'hypothèse de panmixie a pu être acceptée.

KARAKASHIAN (1966) a travaillé sur 4 types de *Paramecium bursaria*. Le *Paramecium* d'un type ne peut se croiser qu'avec des cellules des 3 autres types complémentaires mais pas avec des cellules du même type : on peut donc affirmer qu'en ce qui concerne le génotype, les unions ne se font pas uniformément au hasard. Au contraire, parmi les unions de types complémentaires, l'auteur montre que ces croisements se font au hasard.

Chez l'homme aussi, on a démontré la panmixie pour certains caractères, notamment les groupes sanguins.

3. — Assortiment matrimonial

3.1. ANALYSE THÉORIQUE DE L'ASSORTIMENT MATRIMONIAL.

Les auteurs, étudiant les populations naturelles, trouvent parfois des écarts à la panmixie. Un de ces écarts est celui que peut réaliser la consanguinité. L'effet des unions consanguines est que, lors de la formation des zygotes, les deux gamètes s'unissant proviennent d'individus possédant un ou plusieurs ancêtres communs. Il existe donc une corrélation entre 2 gamètes qui s'unissent, cette corrélation est nulle dans une population panmictique.

L'assortiment matrimonial provoque un autre écart à la panmixie ; il consiste, rappelons-le, en une tendance aux unions entre individus de phénotypes voisins ou semblables. On peut montrer que l'assortiment matrimonial entraîne l'existence d'une corrélation entre 2 gamètes qui s'unissent (L'HÉRITIER, 1954). On peut aussi calculer le coefficient de corrélation r entre les génotypes des parents. Supposons qu'une fraction h de la population pratique l'assortiment matrimonial génotypique absolu, tandis qu'une fraction $1-h$ pratique la panmixie. Soient x et y les valeurs symboliques respectivement attribuées à l'homme et à la femme ; donnons au gène A , la valeur 1 et au gène a , la valeur 0.

On a donc comme valeur attribuée au génotype les valeurs suivantes : pour AA (de fréquence p^2), la valeur 2 ; pour Aa ($2pq$), 1 et pour aa (q^2), 0. Soient x et y , ces valeurs relatives aux sexes masculin et féminin.

Dans le tableau suivant, nous comparons les fréquences des divers génotypes de couples, dans l'hypothèse de panmixie et dans celle d'assortiment matrimonial.

Génotype	Hypothèse de panmixie	Hypothèse d'assortiment	
	fréquence	fréquence	xy
$AA \times AA$	p^4	$(1-h)p^4 + hp^2$	4
$AA \times Aa$	$4p^3q$	$(1-h)4p^3q$	2
$AA \times aa$	$2p^2q^2$	$(1-h)2p^2q^2$	0
$Aa \times Aa$	$4p^2q^2$	$(1-h)4p^2q^2 + h2pq$	1
$Aa \times aa$	$4pq^3$	$(1-h)4pq^3$	0
$aa \times aa$	q^4	$(1-h)q^4 + hq^2$	0
	1	$1-h + h = 1$	

On démontre alors que covariance $xy = 2 hpq$ et

variance $x = \text{variance } y = 2pq$. Or comme

$$r = \frac{\text{covariance } xy}{\sqrt{(\text{variance } x)(\text{variance } y)}}, \text{ on a } r = \frac{2hpq}{2pq} = h.$$

Ainsi donc si on observe une corrélation r entre époux, tout se passe comme si, dans la population, une fraction $h = r$ de personnes pratiquait un assortiment matrimonial parfait, la fraction complémentaire $1-h$ effectuant des unions au hasard : h est égal au coefficient de corrélation r observé entre conjoints. FISHER et MALÉCOT ont appelé la valeur h « taux d'homogamie ». Lorsqu'il y a homogamie parfaite, ce taux d'homogamie vaut 1.

Analysons l'évolution d'une population où cette situation est réalisée. Partons d'une génération résultant de croisements panmictiques. On a alors $c_0 = 0$ (c représentant le coefficient de corrélation gamétique). A la n^e génération la composition de la population est la suivante :

$$(p^2 + c_n pq) AA \quad 2pq (1-c_n) Aa \quad (q^2 + c_n pq) aa$$

p et q étant les fréquences de A et a , ($p + q = 1$) ; l'indice de c indique le numéro d'ordre de la génération.

Après un cycle de reproduction homogamique, la fréquence des hétérozygotes est réduite de moitié, on a alors :

$$2pq (1-c_{n+1}) = 2pq \frac{1-c_n}{2} \text{ d'où } c_{n+1} = \frac{1+c_n}{2}$$

Les coefficients de corrélation gamétique sont successivement

$$0, \frac{1}{2}, \frac{3}{4}, \frac{7}{8}, \frac{15}{16}, \text{ etc... et tendent donc vers l'unité.}$$

La population est donc rapidement scindée en 2 isolats homozygotes.

3.2. ASSORTIMENT MATRIMONIAL DES DIVERS GROUPES ZOOLOGIQUES.

3.2.1. *Populations animales.*

Après avoir étudié quelques aspects théoriques de l'assortiment matrimonial, nous allons examiner ce phénomène d'homogamie tel qu'il se présente dans les populations naturelles. PEARL, en 1906-07, étudie la conjugaison dans les espèces de *Paramecium*. Dans des cultures de condition normale, les mesures de longueur du *Parame-*

cium et de sa largeur maximum furent effectuées sur des paires conjugantes. L'étude porte sur des cultures « sauvages » où l'espèce principale est *Paramecium caudatum*. Les coefficients de corrélation entre les 2 membres de la paire sont les suivants : pour la longueur, de 0,54 à 0,73 et pour la largeur, de 0,30 à 0,35. Ces coefficients de corrélation expriment un réel assortiment : en effet, les coefficients de corrélation entre des paires d'individus pris au hasard dans la population des non-conjugants ou des conjugants, entre les individus conjugants et non-conjugants et entre les individus les plus proches de la paire conjugante ont tous des valeurs proches de 0.

JENNINGS (1911) précisa et compléta ce travail de PEARL. JENNINGS a effectué ces études sur des races « sauvages » contenant *Paramecium caudatum* et sur des races pures de *P. aurelia*. Dans les cultures sauvages, les coefficients observés dans une paire de conjugants vont de 0,25 à 0,43 ; dans les races pures de *P. aurelia*, ils vont de 0,18 à 0,51 ; dans un mélange des deux espèces qui présentent chacune des conjugants, le coefficient observé est de 0,94 : la valeur élevée de ce coefficient de corrélation fait penser que les membres d'une paire conjugante appartiennent généralement tous deux à la même espèce. D'autre part, JENNINGS conclut à un assortiment matrimonial réel, la corrélation relative à la totalité de l'organisme subsistant après la séparation des 2 conjugants.

JENNINGS cite une étude similaire effectuée par COLLIN (1909) sur *Anoplophrya branchiarum*, un cilié parasite du sang de *Gammarus*. Pour cet auteur, les 2 membres d'une paire sont souvent de même grandeur et il y aurait une réelle homogamie.

ENRIQUES (1908), travaillant sur *Chilodon uncinatus*, arrive à des conclusions différentes. Le processus de conjugaison est tel que les orientations réciproques des individus ainsi que la situation de la bouche exigent la présence de l'individu plus grand à la droite du couple. Le calcul des coefficients de corrélation pour les jeunes paires de conjugants n'est pas différent de 0. On peut donc estimer qu'il y a panmixie. Aucun de ces auteurs n'a tenu compte de types complémentaires dont la découverte n'est qu'ultérieure (SONNEBORN, 1947).

Rappelons que KARAKASHIAN (1966) montrait que, parmi les unions de types complémentaires, les croisements se font au hasard.

KELLOGG (1906) donne les résultats trouvés par Miss L. RAMSAY dans son laboratoire sur les unions chez la coccinelle (*Hippodamia convergens*). D'un échantillon de 60 accouplements, RAMSAY conclut

au hasard des croisements. PEARL (1907) affirme, au contraire, que le tableau de ces accouplements montre un réel assortiment. Nous avons appliqué un test de χ^2 aux observations de RAMSAY : le caractère étudié est la pigmentation dorsale. Le χ^2 trouvé est de 5, 527, ce qui, pour 1 degré de liberté, donne $P = 0,01876$. *Hippodamia convergens* réalise donc un assortiment matrimonial. WILLOUGHBY et POMERAT (1932) à partir des mêmes résultats, en utilisant une table symétrique afin d'éviter les éventuelles différences sexuelles, trouvent un coefficient de corrélation significatif $r = 0,32 \pm 0,08$. La population d'*Hippodamia* n'est donc pas panmictique.

CROZIER et SNYDER (1923) ont examiné des couples de 2 espèces de gammarides : *Gammarus locusta* L (61 couples) et *Dikerogammarus fasciatus* Say (71 paires).

Il existe pour ces 2 espèces un assortiment matrimonial significatif en ce qui concerne la longueur des partenaires : pour *Gammarus locusta*, $r = 0,91 \pm 0,01$; pour *Dikerogammarus fasciatus*, $r = 0,69 \pm 0,04$. Les deux auteurs pensent que l'assortiment trouvé chez ces deux rammarides, est la conséquence des processus mécaniques d'étreinte.

TOWER (1906) réalise une étude portant sur des chrysomélides du genre *Leptinotarsa*. Pour les caractères de pigmentation, l'auteur n'a pas mis en évidence une tendance à l'homogamie, alors qu'en ce qui concerne la taille, il existe une homogamie réelle. Les chiffres ont été travaillés statistiquement par WILLOUGHBY et POMERAT (1932) : ces auteurs ont trouvé un coefficient de corrélation de $0,89 \pm 0,01$, confirmant ainsi l'hypothèse d'assortiment matrimonial de TOWER.

CROZIER (1918) étudie un gastéropode nudibranche, *Chromodoris Zebra*, pour lequel les coefficients de corrélation sont : $0,61 \pm 0,02$ pour la longueur totale ; $0,52 \pm 0,05$ pour la longueur du manteau ; $0,14 \pm 0,08$ pour le volume.

WILLOUGHBY et POMERAT (1932) entreprennent la première étude de vertébrés non humains. 86 couples de *Bufo americanus* sont étudiés pour la largeur de la mâchoire au point le plus large (J) ; la longueur de la jambe gauche étendue, du bord dorsal de l'orifice cloacal jusqu'au bout de l'orteil médian (L), la distance entre les bords latéraux des crêtes iliaques (S), la distance de la pointe de l'urostyle au bord antérieur de la crête iliaque gauche (U). Les coefficients de corrélation sont les suivants : pour J, 0,47, pour S, 0,31, pour L, 0,20 et

au hasard des croisements. PEARL (1907) affirme, au contraire, que le tableau de ces accouplements montre un réel assortiment. Nous avons appliqué un test de χ^2 aux observations de RAMSAY : le caractère étudié est la pigmentation dorsale. Le χ^2 trouvé est de 5, 527, ce qui, pour 1 degré de liberté, donne $P = 0,01876$. *Hippodamia convergens* réalise donc un assortiment matrimonial. WILLOUGHBY et POMERAT (1932) à partir des mêmes résultats, en utilisant une table symétrique afin d'éviter les éventuelles différences sexuelles, trouvent un coefficient de corrélation significatif $r = 0,32 \pm 0,08$. La population d'*Hippodamia* n'est donc pas panmictique.

CROZIER et SNYDER (1923) ont examiné des couples de 2 espèces de gammarides : *Gammarus locusta* L (61 couples) et *Dikerogammarus fasciatus* Say (71 paires).

Il existe pour ces 2 espèces un assortiment matrimonial significatif en ce qui concerne la longueur des partenaires : pour *Gammarus locusta*, $r = 0,91 \pm 0,01$; pour *Dikerogammarus fasciatus*, $r = 0,69 \pm 0,04$. Les deux auteurs pensent que l'assortiment trouvé chez ces deux rammarides, est la conséquence des processus mécaniques d'étreinte.

TOWER (1906) réalise une étude portant sur des chrysomélides du genre *Leptinotarsa*. Pour les caractères de pigmentation, l'auteur n'a pas mis en évidence une tendance à l'homogamie, alors qu'en ce qui concerne la taille, il existe une homogamie réelle. Les chiffres ont été travaillés statistiquement par WILLOUGHBY et POMERAT (1932) : ces auteurs ont trouvé un coefficient de corrélation de $0,89 \pm 0,01$, confirmant ainsi l'hypothèse d'assortiment matrimonial de TOWER.

CROZIER (1918) étudie un gastéropode nudibranche, *Chromodoris Zebra*, pour lequel les coefficients de corrélation sont : $0,61 \pm 0,02$ pour la longueur totale ; $0,52 \pm 0,05$ pour la longueur du manteau ; $0,14 \pm 0,08$ pour le volume.

WILLOUGHBY et POMERAT (1932) entreprennent la première étude de vertébrés non humains. 86 couples de *Bufo americanus* sont étudiés pour la largeur de la mâchoire au point le plus large (J) ; la longueur de la jambe gauche étendue, du bord dorsal de l'orifice cloacal jusqu'au bout de l'orteil médian (L), la distance entre les bords latéraux des crêtes iliaques (S), la distance de la pointe de l'urostyle au bord antérieur de la crête iliaque gauche (U). Les coefficients de corrélation sont les suivants : pour J, 0,47, pour S, 0,31, pour L, 0,20 et

pour U, 0,18. L'assortiment matrimonial des *Bufo americanus* est donc réel.

POMERAT (1933) a, lui, étudié l'assortiment matrimonial d'un arthropode, *Limulus polyphemus*. Le matériel comporte 100 paires. Les coefficients sont les suivants :

- 0,151 pour la plus grande largeur du céphalothorax
- 0,147 pour la longueur du céphalothorax le long de sa courbure
- 0,111 pour la longueur de l'élargissement médian du bord de la carapace ventrale
- 0,103 pour la circonférence du céphalothorax au niveau des épines postérieures
- 0,101 pour la largeur entre les bords médians des yeux
- 0,081 pour la longueur du telson, mesurée ventralement, du sillon distal de l'insertion musculaire au sommet
- 0,05 pour la largeur de l'abdomen à la jonction du céphalothorax.

Les valeurs restent toujours assez basses, et on peut dire que l'assortiment matrimonial des *Limulus polyphemus* est presque non existant : ce qui peut être expliqué par les faibles limitations imposées à l'ajustement des carapaces.

POMERAT (1932) a fait une étude sur un coléoptère japonais (*Popillia japonica*). Les corrélations sont, ici aussi, faiblement positives. PHILIP, U. (1938) étudie une population sauvage de *Mus musculus*, à partir d'un échantillon de 12 souris. La proportion d'homozygotes est trop forte par rapport à celle prévue par la panmixie. Cependant, cet échantillon est trop peu élevé et l'assortiment matrimonial n'est pas la seule explication à la forte proportion d'homozygotes.

RENDEL (1945) étudie plusieurs mutants de *Drosophila subobscura*. Les croisements des mutants *yellow* et *withered* de *Dr. subobscura* ne se font pas au hasard : les mâles *yellow* et *yellow-withered*, en compétition avec des mâles normaux, copulent moins avec des femelles normales. La raison en est que la femelle effectue un choix lors de son accouplement en accordant plus ou moins d'attention à la cour effectuée par un mâle.

BURNS, M. (1966) montre, par le nombre de spermatophores trouvés dans la bourse copulatrice des femelles de *Papilio glaucus*, que les mâles monomorphiques non mimétiques de *Battus philenor* se croisent moins facilement avec les femelles mimétiques qu'avec les femelles non mimétiques.

Cette préférence de croisement des mâles pour les femelles non mimétiques peut suffisamment contrebalancer la prédation des oiseaux favorisant les femelles mimétiques pour maintenir la forme non-mimétique dans la population où *Battus philenor* est abondant.

Nous résumons ces données concernant l'assortiment matrimonial dans les populations animales, dans le tableau suivant :

Espèce	Caractères	r	Auteur
<i>Paramecium caudatum</i>	longueur	0,537	Pearl (1907)
	largeur	0,296	
	Indice (longueur/largeur)	0,402	
<i>Paramecium caudatum</i>	longueur	0,398	Jennings (1911)
Mélange de 2 espèces	longueur	0,940	
<i>Paramecium aurelia</i>	longueur	0,184	
<i>Paramecium caudatum</i>	largeur	0,325	
<i>Chilodon uncinatus</i>	longueur	0	Enriques (1908)
	(premières séries)		
	longueur (dernières séries)	0,40	
<i>Hippodamia convergens</i>	nombre de taches	0,32	Kellogg et Ramsay (1906)
<i>Gammarus locusta</i>	longueur	0,914	Crozier et Snyder (1923)
<i>Dikergammarus fasciatus</i>	longueur	0,690	
<i>Chromodoris Zebra</i>	longueur	0,61	Crozier (1918)
	longueur du manteau	0,52	
	volume	0,14	
<i>Poppilia japonica</i>	longueur	0,19	Pomerat (1932)
	largeur thoracique	0,18	
<i>Limulus polyphemus</i>	largeur céphalothorax	0,151	Pomerat (1933)
	longueur céphalothorax	0,147	
<i>Leptinotarsa</i>	longueur (pronotum-élytre)	0,89	Tower (1906)
<i>Bufo americanus</i>	largeur mâchoire	0,47	Willoughby et Pomerat (1932)
	longueur de la jambe	0,20	
	diamètre bicrète	0,31	
	urostyle-crête iliaque	0,18	

A partir de ce tableau, nous pouvons émettre les considérations suivantes :

- la conjugaison de 2 protozoaires (*Paramecium* et *Chilodon*) entraîne une grande fusion des 2 organismes : le phénomène observé d'assortiment matrimonial est conditionné, du moins en partie, par l'impossibilité physique de conjugaison entre des animaux fort divergents en grandeur.
- dans tous les groupes d'invertébrés étudiés, l'assortiment matrimonial semble être conditionné par la mécanique de l'acte sexuel (comme par exemple le nombre de points de contact nécessaires, le degré de mobilité du corps, la relative vigueur physique).
- l'assortiment est surtout conditionné dans le cas des espèces hermaphrodites (tel *Chromodoris*), mais également dans tous les cas où 2 points de contact sont requis (*Gammarus*, *Dikergammarus*, *Poppilia*) ou lorsque, les animaux étant de structure plus souple, seules les structures génitales doivent être en contact (*Leptinotarsa*).
- seuls les coefficients de *Poppilia* sont peu élevés, les valeurs basses de *Limulus* s'expliquent par le peu d'exigences mécaniques à la réalisation de l'accouplement.
- les caractères de pigmentation et de dessins donnent des résultats variables : de la panmixie chez *Leptinotarsa* et *Cepaea*, de l'homogamie chez *Hippodamia*.
- le cas des populations de *Bufo americanus* est plus complexe : les exigences mécaniques sont minimales puisqu'il n'y a pas d'intrusion chez le crapaud. Cependant les coefficients de corrélation sont élevés et l'assortiment matrimonial est réel. (Dans ces conditions, on pourrait envisager une sélection sexuelle de caractères corrélés aux mesures étudiées chez *Bufo* ; on pourrait aussi envisager la sélection de caractères liés à l'âge, comme la vigueur ou la paresse physique, la quantité de graisse, la pigmentation de la peau).

Notons que dans les hordes de chevaux, de cervidés et les sociétés de primates, la sélection matrimoniale doit exister également.

3.2.2. Populations humaines.

L'assortiment matrimonial est un caractère important des populations humaines. Signalons d'abord que divers auteurs se sont in-

téressés à l'assortiment des époux pour divers caractères mentaux et notamment pour l'intelligence. Nous donnons dans le tableau suivant quelques coefficients de corrélation relatifs à des tests d'intelligence.

Auteurs	r
† Burks (1928)	0,47 et 0,62
† Freeman, Holzinger et Mitchell (1928)	0,55 - 0,60
† Willoughby (1927)	0,44
Penrose (1944)	0,5
Roberts (1961)	0,5 ou plus
Spuhler (1960) (test : matrices progressives de Raven)	0,399
Spuhler (1960) (test : intelligence verbale)	0,305
Spuhler (1960) (test : intelligence verbale pour la proportion des réponses correctes)	0,732

(† les auteurs précédés d'une croix sont cités par Jones 1929).

Nous avons examiné plus spécialement l'assortiment matrimonial de mesures corporelles, de pigmentation, d'âge : tous les résultats et les coefficients de corrélation retrouvés dans la bibliographie sont repris dans une annexe à la suite de cet article.

PEARSON et LEE (1902) ont travaillé sur un échantillon de 1400 familles. Les mesures prises par les étudiants de PEARSON sont la taille, l'envergure et la longueur de l'avant-bras. Notons que la stature a été mesurée parfois chez les personnes gardant leurs souliers, Pearson a alors soustrait 1 pouce de la valeur mesurée, comme valeur moyenne des hauteurs des talons. En désignant par 1 la taille de l'homme, par 2 la taille de la femme, par 3 l'envergure de l'homme, par 4 l'envergure de la femme, par 5 l'avant-bras de l'homme et par 6 l'avant-bras de la femme, les coefficients de corrélation calculés à partir des chiffres récoltés par les auteurs sont :

$$r_{12} = 0,2804 \pm 0,0189$$

$$r_{34} = 0,1989 \pm 0,0204$$

$$r_{56} = 0,1977 \pm 0,0205$$

On peut alors se demander si la corrélation r_{34} et r_{56} est due uniquement à celle existant entre la taille des époux.

Nous avons dès lors calculé ces 2 coefficients pour une taille constante, donc $r_{34,12}$ et $r_{56,12}$.

On peut montrer que

$$r_{34.12} = \frac{r_{34.2} - r_{13.2} r_{14.2}}{\sqrt{[(1-r_{13.2}^2)(1-r_{14.2}^2)]}}$$

On a alors $r_{34.12} = 0,171$ et $r_{56.12} = 0,176$.

Donc l'assortiment observé pour l'envergure et la longueur de l'avant-bras n'est dû qu'en partie à l'assortiment de la taille.

En 1903, un travail ANONYME a été consacré à l'assortiment matrimonial de la longévité chez l'homme (ou donc pour tous les caractères physiques généraux dont dépend cette durée de vie). Les échantillons ont été récoltés dans divers cimetières : ceux de la vallée du Yorkshire, ceux de la région rurale d'Oxford et ceux de Londres ; un échantillon a été récolté également à partir d'arbres généalogiques de la « Society of Friends ». L'auteur montre que l'effet du milieu peut être supposé négligeable sur la différence d'âges au décès des 2 conjoints. Les corrélations entre les longueurs de vie des maris et des femmes sont pour le

Yorkshire	0,2200 ± 0,0244
Oxfordshire	0,2500 ± 0,0211
Society of Friends	0,1999 ± 0,0212
London	0,4204 ± 0,0176

Les chiffres prouvent qu'il y a une réelle tendance à l'assortiment matrimonial pour la durée de la vie.

LUTZ (1905) calcule la corrélation de l'âge au mariage de 2500 couples de Chicago : $r = 0,764 \pm 0,006$. De nombreuses données ultérieures concernant ce caractère sont reprises dans l'annexe.

DAVENPORT (1917), dans une étude consacrée à l'hérédité de la taille, signale que des hommes très grands épousent des femmes très grandes plus souvent que le hasard ne le permettrait ; il en est de même entre hommes « moyens » et femmes « moyennes » ainsi qu'entre hommes très petits et femmes très petites. Le coefficient de corrélation calculé à partir de ces résultats est signalé par PENROSE (1963) : il est égal à 0,33.

SCHEIDT (1930) donne quelques coefficients calculés sur des couples appartenant à un échantillon de Rehoboth et sur un échantillon de Finkenwårder (voir annexe).

WILLOUGHBY (1931) a recherché, pour sa part, l'assortiment matrimonial éventuel pour la fertilité. L'étude a été réalisée à partir d'arbres généalogiques de familles. L'auteur émet l'idée que le

nombre d'enfants d'un individu représente sa fertilité. On a alors comme coefficients de corrélation $r_u = 0,34 \pm 0,07$ (entre le nombre d'oncles et de tantes du mari et de la femme) ; $r_c = 0,13 \pm 0,08$ (entre le nombre de cousins des deux époux) et $r_A = 0,61 \pm 0,05$ (entre le nombre moyen d'enfants des oncles et tantes pour les deux époux). L'assortiment matrimonial de la fertilité semble démontré par Willoughby.

A cette étude, nous pouvons opposer une objection majeure : la fertilité ne correspond pas au nombre d'enfants constaté. Le nombre d'enfants d'un couple dépend en grande partie de facteurs sociaux. Les coefficients calculés par Willoughby expriment plus une corrélation sociale qu'un réel assortiment matrimonial.

Le même auteur WILLOUGHBY (1933) s'attache à la comparaison de plusieurs populations pour l'assortiment matrimonial, et s'intéresse à l'assortiment de la couleur des yeux. (La valeur trouvée par Willoughby ainsi que celles d'autres auteurs sont indiquées à l'annexe).

WILLOUGHBY (1933) étudie aussi l'effet de l'âge sur l'homogamie. L'auteur avait remarqué que les caractères corporels étaient modifiés avec l'âge ; les corrélations observées pouvaient donc être dues au fait que les époux sont fortement corrélés pour l'âge. L'auteur montre que l'effet de l'âge sur le coefficient d'assortiment matrimonial de la largeur de la face est négligeable.

FANTHAM et PORTER (1935) publient les arbres généalogiques de 6 familles dans lesquelles l'assortiment matrimonial a affecté la taille.

POMERAT (1936) a étudié 107 couples non fertiles. Les coefficients trouvés sont repris à en annexe.

TOMICI (1939-1940) a effectué une étude importante sur l'assortiment matrimonial : son travail porte sur 260 couples. Les coefficients de corrélation calculés apparaîtront à l'annexe.

CIOCCO (1940) étudie, d'une manière similaire au travail ANONYME de 1903, l'assortiment du couple pour la longueur de la vie. Le coefficient de corrélation trouvé est $0,5594 \pm 0,0092$. CIOCCO montre que le choix des époux n'est pas influencé par la moyenne de vie des membres de la famille du conjoint. Le choix n'étant donc pas conscient, Ciocco suppose ou bien que le choix est inconscient ou bien que la durée de vie est associée au statut économique des conjoints.

SCHWIDETZKY (1941) et GENNA (1941) donnent quelques coefficients de corrélation : ils sont repris dans l'annexe.

TRIN (1942) travaille sur les données recueillies de 1860 à 1930 par SCHADE. Cependant, l'étude étant basée sur le groupement des individus en classes assez arbitraires, les résultats trouvés par l'auteur doivent être considérés avec prudence.

LENZ, W. (1952) étudie l'effet de l'homogamie sur la distribution des tailles humaines. En observant les courbes de distribution avec précision, on voit que ces courbes s'éloignent de la courbe gaussienne par un excès des valeurs moyennes et des valeurs extrêmes, par une asymétrie de la courbe (déplacement en faveur des valeurs extrêmes basses). Ces variations ne sont pas très significatives mais se présentent régulièrement ; LENZ en recherche les causes. La somme de tous les facteurs héréditaires de la taille, de tous les effets mésologiques, amène, si tous ces facteurs sont combinés au hasard, une forme de distribution des tailles qui sera gaussienne (cf. théorème Central Limite). Mais, lorsque certaines combinaisons des facteurs héréditaires et mésologiques sont plus fréquentes, la courbe n'est plus parfaitement normale. Or, des combinaisons préférentielles existent, l'assortiment matrimonial pour la taille existe très certainement. La variation des mesures, dans le cas d'assortiment matrimonial, est plus grande que dans le cas de panmixie : en effet, les valeurs extrêmes sont plus fréquentes. Les écarts à la courbe de Gauss de la distribution des tailles pourraient donc s'expliquer par l'homogamie de la stature.

DARLINGTON (1960 et 1961) s'intéresse à certains problèmes que posent les mariages consanguins chez l'homme et surtout à l'évolution des systèmes de croisement chez l'homme. Il étudie l'effet de la consanguinité ou de l'absence de consanguinité sur des populations consanguines ou non consanguines. Cette étude se base sur des « doubles mariages », soit une personne ayant eu 2 conjoints successifs, l'un lui étant apparenté, l'autre ne lui étant pas apparenté. L'auteur montre que les mariages consanguins peuvent maintenir une grande fertilité dans des communautés consanguines, cependant l'introduction de croisements consanguins dans des populations non consanguines amène une perte de fertilité et de fréquence de mariages dans la descendance. Le fait que la diminution du nombre d'enfants continue à se marquer dans les générations successives serait dû, pour DARLINGTON, à l'effet de l'assortiment matrimonial pour la fertilité. Mais le nombre d'enfants d'un couple mesure-t-il la fertilité des époux ? Nous ne le croyons pas.

Nous retiendrons particulièrement l'étude de SPUHLER (1960). Dans un travail non publié, SPUHLER fournit de nombreuses données intéressantes sur l'assortiment matrimonial dans les populations humaines. L'échantillon est originaire de la ville américaine d'Ann Arbor : l'échantillon a été choisi totalement au hasard, puisque, la ville ayant été divisée en unités de 10 à 20 habitations, le nombre de personnes examinées a été le même dans chaque unité. 43 mesures corporelles ont été étudiées par des coefficients de corrélation mari-femme. De cette étude, il ressort que l'accouplement assorti est évident pour les caractères à variation continue.

Une critique peut cependant être faite à cette étude : le choix au hasard dans une ville américaine amène des couples de niveau social très différent dans l'échantillon, il y amène également des couples d'origine raciale différente. La ville américaine présente en effet des quartiers assez ségrégués. Les coefficients trouvés peuvent donc être en partie d'origine sociale ou raciale.

Ajoutons que SPUHLER montre que le rapport entre l'identité des mesures corporelles et la fertilité des couples n'est pas significatif. L'assortiment matrimonial ne serait donc pas un mode important d'évolution.

ELSTON (1961) donne quelques résultats obtenus à partir d'un échantillon de 250 couples lapons suédois (chiffres de DAHLBERG et WAHLUND, 1941) et à partir d'un échantillon de 500 couples suédois (Uppsala).

Cette étude de caractères corporels mais aussi de facteurs d'éducation est intéressante car elle prouve que les tendances à l'assortiment matrimonial existent dans une population très uniforme telle que la population suédoise, telle aussi que la population laponne (le métissage de ces 2 populations était peu élevé en 1941).

BECKMAN et ELSTON (1962) reprennent l'étude de l'existence d'un assortiment matrimonial pour la fertilité. De cette étude, il résulte que la fécondité est corrélée ($P < 0,001$). Mais les unions formées avant 1920 ayant eu plus d'enfants que n'en ont eu les unions formées plus récemment, la corrélation observée pour la fertilité ne serait-elle pas le résultat d'un effet secondaire ? Les corrélations de fertilité ont un niveau de signification, pour les couples dont les époux sont nés avant 1900, de $0,1 > P > 0,05$ et, pour les couples dont les époux sont nés après 1920, de $0,2 > P > 0,1$. Ce qui semble montrer que l'assortiment matrimonial pour la fertilité n'est pas significatif.

BECKMAN (1963) rappelle les difficultés inhérentes à l'étude de l'assortiment matrimonial. Ainsi, il faut tenir compte d'un effet secondaire possible de l'âge des époux, et peut-être aussi d'un effet secondaire du niveau social des individus (notamment pour la fertilité et la longueur de vie des époux). Il faut veiller également à ce que la corrélation de la taille ne soit pas biaisée par un effet de l'âge et veiller aussi aux intercorrélations possibles d'autres mesures avec la taille.

3.3. ÉCHANTILLON.

Nous avons recueilli dans la population belge des données relatives à un échantillon de 137 couples. Les techniques de mensuration utilisées sont celles données par TWIESELNANN (1952).

Les sujets ont surtout été recrutés à Bruxelles et à La Louvière, néanmoins les origines géographiques s'étendent assez uniformément à tout le territoire belge. Notre échantillon manque de travailleurs manuels (11 %) mais compte 30,5 % d'universitaires. Nous avons exclu tout couple d'étrangers de notre échantillon.

3.4. ASSORTIMENT GÉOGRAPHIQUE ET SOCIAL.

Des travaux de SCHWIDETZKY (1937 et 1941) montrent que la liberté du choix de l'époux reste limitée et que les rencontres sont favorisées par des relations familiales ou par les relations de voisinage.

SCHWIDETZKY (1950) exprime bien ces idées en parlant de cercle de mariage, plus ou moins limité par des barrières.

Cette notion de cercle, dont la représentation la plus aisée est celle correspondant aux distances géographiques, est valable également dans les domaines sociaux et ethniques. Il est certain que des difficultés dans les moyens de locomotion, la présence d'une forêt, d'un fleuve, d'une montagne peuvent restreindre le cercle de mariage dans une direction. Il peut en être de même avec des frontières politiques (SCHWIDETZKY 1937, frontière entre l'Allemagne et la Tchécoslovaquie). SCHWIDETZKY (1941), travaillant sur un échantillon silésien, montre que dans 85 % des cas les époux appartiennent au même milieu social.

BOSSARD (1932) et ELLSWORTH (1948) montrent que les relations sociales et de distances restent les mêmes à la ville qu'à la campagne. Une enquête française plus récente (GIRARD, 1964) montre que l'assortiment géographique et social subsiste. On peut en effet se

demander si la notion de cercle de mariage ne doit pas être modifiée vu les transformations importantes qu'ont subi les phénomènes démographiques dans nos sociétés industrielles. Telle est la question que nous nous sommes également posée.

3.4.1. *Assortiment géographique.*

Nous avons classé nos couples en 3 classes : ceux dont les époux sont nés au même endroit, ceux nés dans la même province, ceux nés dans des provinces différentes.

Les personnes nées dans la même commune ont cependant été séparées en 2 groupes : celui constitué par Bruxelles et les communes de l'agglomération bruxelloise et celui constitué par les autres communes belges (Tableau 1).

TABLEAU 1

Lieu de naissance

	Dans même localité		Dans même province	Dans provinces différentes	Total
	Bruxelles	Commune			
Couples	22 22,2	8 8,1	26 26,2	43 43,4	99 100 %
Parents des époux	13 8,2	42 26,5	38 24,0	65 41,1	158 100 %

Ces chiffres indiquent que, dans notre échantillon, plus d'époux sont nés dans la même commune (30,3 %) que ne le laisserait supposer le hasard. GIRARD (1964) a trouvé 20 % dans l'échantillon français. L'assortiment matrimonial géographique subsiste donc.

3.4.2. *Assortiment social.*

Nous avons effectué les comparaisons suivantes entre les époux (voir tableau 2).

- distance 0 : pas de différence sociale entre les époux ;
- distance 1 : distance séparant les universitaires des normaliens, ou les normaliens des employés ;
- distance 2 : distance séparant toutes les professions entre elles sauf celles de la distance 1.

distance x : ne possédant pas le niveau d'études effectuées par les ménagères nous avons dû faire une classe distance x — ménagère.

TABLEAU 2
Distance entre les époux

	Distance 0	Dist. 1	Dist. 2	Dist. x	Totaux
Couples	21	11	7	19	n = 58
	36,20	18,96	12,06	32,75	100 %
Parents des époux	16	3	5	77	n = 101
	15,84	2,97	4,95	76,23	100 %

Bien qu'elle puisse être un peu masquée par le grand nombre de couples classés dans la distance x, l'homogamie sociale est néanmoins un phénomène réel dans notre échantillon.

Nous avons aussi recherché s'il y avait origine sociale commune ou différente parmi les pères respectifs des époux (tableau 3) :

TABLEAU 3
Distance entre les pères

	Distance 0	Dist. 1	Dist. 2	Totaux
Père des époux	45	2	41	88
	51,1	2,3	46,6	100 %

Le tableau montre que, dans 50 cas sur 100, les pères des époux avaient la même catégorie de profession : l'influence sociale apparaît ici encore déterminante.

3.5. RÉSULTATS.

Nous avons poursuivi notre étude par l'examen des coefficients de corrélation obtenus pour l'âge des époux et pour les 37 mesures corporelles examinées dans notre enquête. Nous donnons ces coefficients dans le tableau 4 ; nous avons indiqué par ° les résultats significatifs à 90 ou 95 %, par °° les résultats significatifs à 97,5 ou 99 %.

TABLEAU 4

Caractère	Nombre de couples	r	Niveau de signification
Age des époux	131	0,945550	°°
Poids	129	0,226846	°°
Poids au mariage	127	0,211174	°°
Taille	132	0,276693	°°
Taille sternale	132	0,251161	°°
Taille-assis	129	0,255398	°°
Longueur du bras	121	0,18994	°°
Longueur de l'humérus	132	0,148272	°
Longueur du radius	121	0,27986	°°
Longueur du doigt médian	121	0,14562	°
Diamètre biacromial	121	-0,09384	
Diamètre bicrète	131	0,397132	°°
Diamètre bitrochantérien	131	0,342140	°°
Périmètre du bras étendu	132	0,281395	°°
Périmètre du bras fléchi	132	0,257517	°°
Périmètre du poignet	121	0,30385	°°
Périmètre de la cheville	121	0,00631	
Périmètre du mollet	121	0,03505	
Périmètre du cou	121	0,14978	°
Longueur maximum de la tête	132	-0,034337	
Largeur maximum de la tête	132	-0,007478	
Largeur minimum du front	132	0,229767	°°
Largeur bizygomatique	131	0,254204	°°
Largeur bigoniaque	132	0,471648	°°
Hauteur physiionomique	132	0,154829	°
Hauteur nasion-menton	132	0,062016	
Hauteur nasion-stomion	132	0,176009	°°
Hauteur du nez	132	0,367213	°
Largeur du nez	132	-0,062129	°
Largeur bipalpébrale interne	132	0,092604	
Largeur bipalpébrale externe	132	0,154993	°
Largeur interpupillaire	132	0,090533	
Hauteur des lèvres	132	0,207729	°°
Largeur des lèvres	132	0,087730	
Hauteur de l'oreille	132	0,229553	°°
Largeur de l'oreille	132	0,217655	°°
Hauteur de la tête	118	0,132667	°
Profondeur du nez	131	0,271264	°°

Notre étude a porté aussi sur la *pigmentation des yeux et des cheveux* de tous les couples. Pour cette étude, nous avons établi un tableau à 3×3 cases pour les yeux et à 4×4 cases pour les cheveux, les 2 côtés du tableau correspondant respectivement aux valeurs du mari et de la femme. L'analyse statistique doit nous indiquer dans quelle mesure les pigmentations des hommes sont liées, sont corrélées à celles de leurs épouses. Nous avons utilisé, pour mesurer l'association des pigmentations des maris et des femmes, le coefficient de contingence.

La mesure du degré d'association est donnée par la valeur

$$f^2 = \frac{\chi^2}{n}$$

(n correspondant au nombre total de couples entrant dans le tableau). Comme le montre CRAMÈR (1946), si q est le plus petit du nombre de lignes et du nombre de colonnes, on a

$$0 \leq \frac{f^2}{q-1} \leq 1 ;$$

la valeur $\frac{f^2}{q-1}$ correspond au coefficient de TSCHUPROW ; lorsque la valeur du coefficient est 0, la situation qui y correspond est une indépendance totale des facteurs en présence ; lorsque la valeur est 1, la situation correspond à une symétrie totale du tableau : dans chaque ligne et dans chaque colonne 1 seul élément est différent de 0.

$$\text{Mesure de l'association } \frac{f^2}{q-1} = \frac{\chi^2}{n(q-1)}$$

C'est cette mesure que nous avons calculée à partir des tableaux suivants. Le premier tableau correspond à la pigmentation des yeux des époux. Nous avons effectué les divisions suivantes dans la table de SALLER que nous avons utilisée lors de notre enquête :

(Tableau 5) P_1 à P_8 / M_1 à M_{22} / S_1 à S_{10}

(Tableau 6) P_1 à P_5 / P_6 à P_8-M_1 à M_{22} / S_1 à S_{10}

(Tableau 7) P_1 à P_5 / P_6 à P_8-M_1 à M_{22} (sauf $M_8 - M_{14} - M_{20}$) / S_1 à $S_{10} + M_8 + M_{14} + M_{20}$

TABLEAU 5

		femmes			totaux
		P 1 à 8	M 1 à 22	S 1 à 10	
maris	P 1 à 8	6 5,924	11 10,803	6 6,273	23
	M 1 à 22	18 17,515	30 31,939	20 18,545	68
	S 1 à 10	10 10,561	21 19,257	10 11,182	41
	totaux	34	62	36	132

$$\chi^2 = 0,574257$$

$$f^2 = 0,004350$$

$$\frac{f^2}{q-1} = \frac{f^2}{2} = 0,002175$$

TABLEAU 6

$\chi^2 = 0,636346$
$f^2 = 0,004820$
$\frac{f^2}{q-1} = \frac{f^2}{2} = 0,002410$

TABLEAU 7

$\chi^2 = 1,806776$
$f^2 = 0,013687$
$\frac{f^2}{q-1} = \frac{f^2}{2} = 0,006844$

Le tableau 8 correspond à la pigmentation des cheveux des époux. La division en classes est celle qui correspond à la table de FISCHER-SALLER :

- A-L blond (tous les blonds ont été groupés, leur fréquence étant rare dans la population)
- M-O blond foncé
- P-T brun
- U-Y brun-noir
- I-VI roux

Les couples dont un des époux avait les cheveux roux, ne sont pas intervenus dans le calcul du coefficient d'association de TSCHUPROW.

TABLEAU 8

mari \ femme						
	A-L	M-O	P-T	U-Y	totaux	roux
A-L	0 0,595	0 1,264	2 1,934	7 5,207	9	
M-O	0 0,331	0 0,702	1 1,074	4 2,893	5	
P-T	2 1,256	3 2,669	3 4,083	11 14,132	19	
U-Y	6 5,818	14 12,364	20 18,909	48 50,909	88	2
Totaux	8	17	26	70	121	
Roux			1			

$$\chi^2 = 5,8555$$

$$f^2 = 0,048392$$

$$\frac{f^2}{q-1} = \frac{f^2}{3} = 0,016131$$

Nous pouvons donc conclure que pour ces 2 caractères, la pigmentation des yeux et la pigmentation des cheveux, les fréquences de croisements ne sont pas différentes de celles établies dans l'hypothèse de panmixie.

Il n'y a donc pas d'association, pas de corrélation entre les pigmentations des yeux ou des cheveux des époux : il n'y a pas d'assortiment matrimonial de ces pigmentations dans notre échantillon. La comparaison avec les résultats enregistrés par d'autres auteurs est assez difficile, car leurs échantillons sont probablement différents et peuvent de plus être de structure génétique hétérogène. De l'annexe, il ressort cependant que, dans l'ensemble des populations, il existe pour la pigmentation des yeux un assortiment matrimonial mais d'intensité faible. En effet, sur 23 références, seulement 2 coefficients de corrélation sont négatifs, 8 coefficients sont nuls ou très faiblement positifs, 2 coefficients sont non significatifs, 11 coefficients sont significatifs (y compris les 3 coefficients de contingence qui sont nettement en faveur d'un assortiment matrimonial).

Notons que l'étude de ELSTON (1961) sur les couples d'Uppsala, qui est l'étude la plus récente, avait déterminé une corrélation d'assortiment ; or la population d'Uppsala est selon toute probabilité plus uniforme que la plupart des populations d'Europe et les résultats d'ELSTON doivent donc être considérés comme donnant l'exemple d'une corrélation d'assortiment matrimonial réel dans une population humaine.

La constatation de l'absence d'homogamie (dans le sens d'*assortative mating*, PEARSON, 1903) dans notre échantillon plaide en faveur de l'homogénéité génétique de notre échantillon de couples. Pour la pigmentation des cheveux, les mêmes remarques peuvent être faites : les références bibliographiques (annexe) montrent l'existence d'un assortiment matrimonial, mais d'intensité faible (plus faible que pour la pigmentation des yeux). Des 18 références, 6 coefficients sont presque nuls, 6 autres sont non significatifs et les 6 derniers sont significatifs (y compris les 2 coefficients de contingence). L'étude des caractères de pigmentation des yeux et des cheveux nous a fait conclure que notre échantillon, pour ces caractères, n'était pas assorti matrimonialement ; l'étude de ces caractères nous fait penser que notre échantillon est homogène.

L'étude des corrélations relatives aux mesures corporelles (tableau 4) nous indique que l'assortiment matrimonial de ces caractères est réel dans notre échantillon.

Le coefficient de corrélation entre l'âge des époux est très élevé : il est de 0,946. La comparaison avec les références de l'annexe nous montre que l'assortiment de l'âge ne fait aucun doute et est toujours très élevé. Ainsi, le coefficient le plus bas 0,51 est celui trouvé par POMERAT, travaillant sur 107 couples non fertiles (l'âge des époux dans cet échantillon dépassait rarement 40 ans). Notre coefficient de 0,946 est un des plus élevés : 0,925 pour PEARSON et HERON et 0,94 pour SCHILLER sont les valeurs observées les plus élevées dans la littérature.

BECKMAN (1963) avait déjà signalé qu'il faut tenir compte de l'âge dans l'interprétation des coefficients de corrélation. Plusieurs caractères anthropométriques varient avec l'âge des individus. Comme l'hétérogénéité des âges est certaine dans notre échantillon, il nous faut vérifier l'influence éventuelle de l'âge des époux sur les coefficients de corrélation calculés.

C'est pourquoi nous avons calculé des coefficients de corrélation partielle mari-femme à âge constant ; \bar{a} désigne l'âge moyen du couple. Le coefficient de corrélation étant élevé entre les âges des époux (0,946), l'erreur commise sur \bar{a} est peu élevée, les âges des époux s'écartent peu de \bar{a} .

Le coefficient de corrélation à âge constant $r_{12.\bar{a}}$ est donc égal à

$$r_{12.\bar{a}} = \frac{r_{12} - r_{1\bar{a}} \cdot r_{2\bar{a}}}{\sqrt{[(1-r_{1\bar{a}}^2) (1-r_{2\bar{a}}^2)]}}$$

où r_{12} représente le coefficient de corrélation mari-femme de la mesure envisagée, $r_{1\bar{a}}$ celui entre la mesure du mari et l'âge moyen du couple et $r_{2\bar{a}}$, celui entre la mesure de la femme et l'âge moyen du couple. Les valeurs trouvées pour le coefficient de corrélation partielle mari-femme à âge constant des couples sont données dans le tableau suivant (tableau 9). Les corrélations à âge constant des mesures corporelles suivantes ont été envisagées : périmètre du poignet, périmètre de la cheville, périmètre du mollet, périmètre du cou, longueur du bras, longueur du radius, longueur du doigt médian, diamètre biacromial, hauteur des lèvres.

TABLEAU 9

Caractères	r_{12}	$r_{12.\bar{a}}$	signification
Périmètre du poignet	0,30385 °°	0,30098 °°	sign. à 99 %
Périmètre de la cheville	0,00631	0,00504	non sign.
Périmètre du mollet	0,03505	0,04798	non sign.
Périmètre du cou	0,14978 °	0,15618 °	sign. à 95 %
Longueur du bras	0,18994 °°	0,19906 °°	sign. à 97,5 %
Longueur du radius	0,27986 °°	0,30199 °°	sign. à 99 %
Longueur du doigt médian	0,14562 °	0,13680 °	sign. à 90 %
Diamètre biacromial	-0,09384	-0,07438	non sign.
Hauteur des lèvres	0,20773 °°	0,05660	non sign.

La corrélation enregistrée pour la hauteur des lèvres est la seule corrélation modifiée de façon importante lorsqu'elle est calculée à âge constant. Nous avons pu montrer que les modifications de la hauteur des lèvres liées à l'âge sont très grandes. Les changements du coefficient de corrélation liés à l'âge sont d'une ampleur exceptionnelle pour la hauteur des lèvres, en effet la comparaison des autres valeurs de r_{12} et $r_{12.\bar{a}}$ nous permet de dire que l'âge n'influence

pas dans une très forte mesure les coefficients de corrélation mari-femme pour les mesures corporelles. Les valeurs ne sont biaisées au maximum qu'au centième près : nous n'avons par conséquent pas étendu le calcul des coefficients de corrélation mari-femme à âge constant à toutes les mesures corporelles.

Après ces précisions apportées, à savoir l'effet de l'âge des époux sur les coefficients de corrélation, nous devons vérifier l'effet de la taille des époux sur les coefficients de corrélation.

Nous avons calculé les coefficients de corrélation à taille égale des caractères suivants : largeur bigoniaque, largeur bicrète et longueur du radius. Nous avons choisi les 2 premières mesures pour vérifier l'effet éventuel de la taille sur les corrélations élevées observées pour ces 2 mesures. Nous y avons ajouté la longueur du radius car cette mesure est une des mesures fortement corrélées à la taille.

Dans le tableau 9, où les chiffres 3 et 4 représentent les mesures envisagées du mari et de la femme, 1 et 2 représentant la taille du mari et de la femme, nous donnons les résultats obtenus dans notre enquête. Nous avons utilisé la formule suivante (voir 3.2.2. PEARSON et LEE) :

$$r_{34.12} = \frac{r_{34.12} - r_{13.2}r_{14.2}}{\sqrt{(1-r_{13.2}^2)(1-r_{14.2}^2)}}$$

TABLEAU 9

	r_{34}	$r_{34.12}$
Diamètre bicrète	0,397132	0,404912
Largeur bigoniaque	0,471648	0,470626
Longueur du radius	0,27986	0,328291

Ces chiffres ne demandent pas beaucoup d'explications : les coefficients de corrélation à taille constante ne diffèrent pour ainsi dire pas des coefficients de corrélation entre les mesures absolues des époux et, pour la longueur du radius, mesure où la corrélation avec la taille est la plus élevée, le coefficient à taille constante est même plus élevé que le coefficient calculé entre les longueurs du radius des époux ! Nous pouvons donc dire que la taille n'influence pas fortement les coefficients de corrélation mari-femme pour les mesures corporelles.

Envisageons à présent chaque mesure corporelle et comparons nos résultats à ceux des autres auteurs.

1) Pour *le poids et le poids au mariage*, nous avons trouvé un coefficient significatif (0,2) qui est du même ordre de grandeur que ceux trouvés par d'autres auteurs (annexe). Seul SPUHLER (1960) trouve, pour le poids, une valeur non significative. Pour le poids au mariage, SCHILLER trouve la valeur élevée de 0,43 ; mais ce sont peut-être les hasards de l'échantillonnage qui ont amené cette valeur extrême : en effet, l'échantillon de SCHILLER ne comprend que 46 couples.

2) *Les mesures de taille.*

Nos résultats concordent fort bien avec les résultats enregistrés par tous les autres auteurs. Le coefficient relatif à la taille (0,28) est plus élevé que la moyenne des coefficients significatifs cités par les auteurs (0,24). Ces coefficients cités en annexe sont tous positifs : 11 seulement sont non significatifs sur 36 coefficients cités. L'ensemble de ces valeurs montre donc que l'assortiment matrimonial relatif à la taille existe réellement. La valeur trouvée par POMERAT (1936) dans un échantillon de couples non fertiles est cependant exceptionnelle : 0,63 !

La valeur de notre coefficient de corrélation relatif à la taille sternale, 0,25, est pratiquement égal à la valeur trouvée par SPUHLER pour la hauteur cervicale (0,26). Un seul auteur a travaillé sur la taille sternale, il s'agit de TOMICI (1939-40) : la valeur trouvée est significative mais peu élevée 0,09. Pour le même échantillon, le coefficient de corrélation relatif à la taille était pourtant de 0,20.

Le coefficient relatif à la taille-assis (dans notre échantillon : 0,26) est plus élevé que la moyenne des coefficients des autres auteurs (0,19). La taille-assis présente nettement de l'assortiment matrimonial : les 7 échantillons examinés pour ce caractère donnent tous des coefficients positifs, dont le plus bas 0,087 est néanmoins encore significatif.

Notons que la longueur du tronc, la longueur xiphoépigastrique et la longueur pubico-épigastrique semblent être des mesures où l'assortiment matrimonial joue un grand rôle. Cependant la valeur de 0,40 trouvée par POMERAT (1936) pour la longueur du tronc est peut-être surestimée du fait que, pour la taille, POMERAT trouvait un coefficient beaucoup plus élevé que la moyenne des coefficients. Notons enfin que l'indice taille-assis / taille semble fournir peu d'as-

sortiment matrimonial : aucun des 5 échantillons n'est significativement corrélé. On sait, d'une part, que la mesure de la taille-assis est délicate à prendre, et d'autre part, que l'indice taille-assis/taille élimine l'effet des valeurs absolues de la taille, donc d'un effet important d'assortiment matrimonial : ces 2 éléments peuvent expliquer les coefficients non significatifs encore que positifs de l'indice taille-assis/taille.

3) *Longueurs du bras, de l'humérus, du radius, du doigt médian.*

Dans notre échantillon les coefficients d'assortiment sont tous significatifs. Aucun résultat contradictoire ne se retrouve dans la littérature : toutes les valeurs sont légèrement inférieures à 0,20, à l'exception d'une valeur légèrement plus élevée (0,28) pour la longueur du radius dans notre échantillon, à l'exception de 2 valeurs trouvées par SPUHLER (1960) : 0,43 pour la longueur de l'avant-bras et 0,61 pour la longueur du doigt médian.

Bien que nous n'ayons pas pris ces mesures, il nous paraît intéressant de noter que les mesures relatives aux membres inférieurs (longueur du membre inférieur et longueur du pied) donnent des coefficients de corrélation à peine significatifs (0,10). Pour ces caractères, l'assortiment matrimonial semble donc assez limité.

4) *Diamètre biacromial.*

Le coefficient de corrélation trouvé dans notre échantillon est négatif, il n'est pas significatif (79 %). Ce résultat est étonnant vis-à-vis des résultats positifs de SPUHLER et de TOMICI (1939-40) (respectivement 0,15 et 0,19).

Il nous paraît intéressant de noter que divers auteurs ont trouvé que les diamètres thoraciques transverses et antéro-postérieurs sont tous corrélés également : le coefficient de corrélation d'assortiment matrimonial varie toujours aux environs de 0,20. Les mesures de périmètres et d'indices thoraciques sont moins corrélées que les mesures directes de diamètres. D'ailleurs, la complexité de ces mesures rend leurs utilisations et leurs interprétations plus difficiles.

5) *Diamètre bicrète et diamètre bitrochantérien.*

Les coefficients d'assortiment matrimonial que nous avons enregistrés pour ces 2 mesures, sont parmi les plus élevés de tous ceux observés dans notre enquête. Ils sont plus élevés que les 2 coefficients calculés par TOMICI (1939-40) et SPUHLER (1960) pour le dia-

mètre bisiliaque (0,14 et 0,29 respectivement). Les mesures ont été effectuées, dans notre échantillon, sur des sujets habillés : les erreurs de mesure sont donc plus grandes ce qui rend plus faibles les corrélations correspondantes.

6) *Périmètres du bras étendu et du bras fléchi, du poignet, de la cheville, du mollet et du cou.*

Nos valeurs des coefficients sont 0,28 et 0,26 pour les périmètres respectivement du bras étendu et fléchi. Le seul auteur ayant calculé des coefficients d'assortiment matrimonial relatif aux périmètres du bras est SPUHLER (1960). Il a trouvé pour la circonférence du bras 0,29, et pour la circonférence maximum de l'avant-bras 0,22 : nos valeurs correspondent donc à celles de cet auteur. Pour le périmètre du poignet, le coefficient trouvé est dans notre échantillon de 0,30, le coefficient trouvé par SPUHLER est plus élevé : 0,55 ; l'assortiment matrimonial semble en tous les cas réel pour ce caractère.

Au contraire, les résultats de SPUHLER et les nôtres s'accordent à ne trouver aucun assortiment matrimonial en ce qui concerne le périmètre de la cheville et du mollet. Le périmètre du cou semble pour sa part donner lieu à de l'assortiment matrimonial : 0,15 pour notre échantillon, 0,20 pour celui de TOMICI et de SPUHLER.

On aurait pu envisager un assortiment matrimonial relatif au caractère robuste ou gracile du squelette, caractère qui se serait exprimé par les périmètres du poignet, de la cheville et du cou. Mais, comme les corrélations entre les périmètres du poignet et de la cheville chez l'homme et la femme sont élevées,

chez l'homme $r = 0,47$
chez la femme $r = 0,52,$

et comme le coefficient de corrélation mari-femme du périmètre de la cheville est non significatif, alors que le même coefficient pour le poignet est élevé, cette hypothèse ne nous paraît pas suffisante.

Les chiffres cités pour la circonférence des hanches et le périmètre abdominal par SPUHLER et TOMICI sont tous significatifs, seul POMERAT, sur des couples non fertiles, trouve une valeur très faible. Nous n'avons pas fait les calculs des coefficients d'assortiment relatif au périmètre abdominal, périmètre maximum des fesses et périmètre de la cuisse, vu le petit nombre de couples où nous disposions de ces mesures. L'étude ultérieure de ces caractères nous paraît intéressante.

7) *Longueur et largeur de la tête.*

La valeur négative et presque nulle que nous avons trouvée pour le coefficient de corrélation mari-femme est en accord avec les résultats précédents et notamment avec ceux de SPUHLER. L'étude des résultats des auteurs indique que, pour la longueur maximum de la tête, sur 10 coefficients cités, 2 sont négatifs mais non significatifs, 6 autres sont positifs et non significatifs, et 2 sont significatifs.

La valeur trouvée dans notre échantillon est négative et non significative.

Les résultats relatifs à la largeur de la tête sont plus variables dans la littérature : sur 10 coefficients, 5 ne sont pas significatifs (dont un négatif) et 5 sont significatifs, les valeurs les plus élevées étant celles trouvées par SCHWIDETZKY (1941) 0,21 et par SPUHLER (1960) 0,20. On peut conclure que l'assortiment matrimonial de la largeur de la tête est très faible voire nul. Le fait que l'assortiment matrimonial pour la longueur et la largeur de la tête soit nul ne doit pas nous étonner : la chevelure cache le plus souvent la forme de la tête, surtout chez la femme. L'indice céphalique a été une mesure très utilisée par les auteurs. Sur 25 coefficients, 4 sont négatifs et non significatifs, 13 sont non significatifs, 8 sont significatifs. Ici encore l'assortiment matrimonial est très faible. Le contraire aurait été étonnant : les mesures de longueur et de largeur sont très faiblement assorties, l'indice ne donne qu'une idée du rapport des mesures céphaliques et ne tient pas compte des valeurs absolues des mesures. Il n'y a donc pas de raison que l'indice céphalique donne de meilleurs résultats que les mesures absolues de longueur et de largeur.

Nous avons voulu vérifier l'assortiment de ces caractères à partir du matériel récolté par FRETS (1921) et publié intégralement dans la revue *Genetica*. FRETS avait examiné près de 375 familles nombreuses, il avait mesuré la longueur et la largeur de la tête et calculé l'indice pour chaque sujet. Nous avons donc calculé le coefficient de corrélation entre époux à partir de ce matériel abondant mis à la disposition de tous les chercheurs.

Voici le résultat de cette étude :

Caractères	n	r	
Longueur de la tête	372	0,0914	non significatif
Largeur de la tête	372	0,1352	significatif à 99 %
Indice céphalique	267	-0,0128	non significatif

Ces résultats confirment donc le fait que l'assortiment matrimonial de la longueur de la tête est nul, que l'assortiment de la largeur de la tête est très faiblement positif, que celui de l'indice céphalique est nul dans la plupart des échantillons.

Le périmètre céphalique a été étudié par NICOLAEFF (1931) et TOMICI (1939-40) : sur 7 coefficients, 1 est négatif et non significatif, 3 sont non significatifs, 3 sont significatifs ; les valeurs sont cependant toujours peu élevées.

8) *Largeur minimum du front, largeur bizygomatique et largeur bigoniaque.*

Nous trouvons un coefficient élevé (0,23) pour la largeur du front. SPUHLER (1960) pour la largeur du front a trouvé un coefficient de 0,10.

Notre coefficient relatif à la largeur bizygomatique est assez élevé (0,25). Les coefficients relatifs à la largeur bizygomatique sont, dans la littérature, significatifs mais peu élevés : 6 coefficients sur 10 sont significatifs, 2 négatifs et 2 positifs sont non significatifs.

Pour la largeur bigoniaque, notre coefficient observé est très élevé : il est égal à 0,47. Le seul coefficient cité pour la largeur bigoniaque est celui calculé par SPUHLER : il est de 0,13.

Ces 3 valeurs semblent indiquer que, dans notre échantillon, l'assortiment matrimonial est très important pour la largeur de la face.

9) *Hauteur physionomique, hauteur nasion-menton, et hauteur nasion-stomion.*

La valeur de notre coefficient relatif à la hauteur physionomique est 0,15 et cette valeur se place parmi les valeurs les plus élevées observées par les auteurs pour cette mesure.

Les coefficients relatifs à la hauteur physionomique sont assez variables : 4 sont négatifs et non significatifs, 5 sont positifs dont 3 non significatifs. SPUHLER trouve -0,001.

Notre coefficient relatif à la hauteur nasion-gnathion est très petit et non significatif. Cependant, dans la littérature, les coefficients relatifs à la même mesure donnent plus de résultats positifs que les coefficients d'assortiment de la hauteur physionomique : 1 coefficient est négatif, 7 sont positifs mais 1 seul est significatif. L'assortiment matrimonial est donc presque nul.

Nous avons mesuré également dans notre enquête la hauteur na-

sion-stomion. Le coefficient de corrélation relatif à cette mesure est 0,18 ; cette valeur est positive et significative.

D'autres mesures de longueur de la face, telle que la hauteur de la face supérieure examinée par SPUHLER, telles que les longueurs ophrion-gnathion et ophrion-prostion examinées par TOMICI, donnent également de très faibles corrélations.

L'assortiment matrimonial des mesures de longueur de la face semble donc très faible voire inexistant, comme pour la hauteur physiologique.

10) *Hauteur et largeur du nez.*

Le coefficient relatif à la hauteur du nez est très élevé dans notre échantillon : 0,37. Des 3 coefficients relatifs à cette mesure cités par les auteurs, 3 sont positifs mais 1 seul est significatif. Le coefficient relatif à la largeur du nez est non significatif (-0,06) dans notre échantillon. Des 3 coefficients donnés par les auteurs, 2 sont non significatifs, 1 est significatif (TOMICI). Dans l'ensemble, l'assortiment pour les proportions du nez est donc peu élevé. Beaucoup plus d'auteurs ont travaillé sur l'indice du nez : sur 12 coefficients, 4 sont négatifs, 7 sont positifs et non significatifs, 1 seul est significatif.

11) *Largeurs bipalpébrales interne et externe, largeur interpupillaire.*

Nos valeurs sont assez peu élevées (0,09) sauf pour la largeur bipalpébrale externe (0,15). SPUHLER, le seul auteur qui a travaillé sur ces mesures, a trouvé de fortes corrélations (0,51 à 0,20).

12) *Hauteur des lèvres et largeur des lèvres.*

Les coefficients obtenus dans notre échantillon sont non significatifs : 0,057 à âge constant pour la hauteur des lèvres et 0,088 pour la largeur des lèvres.

Le seul auteur qui a calculé le coefficient de corrélation pour la hauteur de la lèvre inférieure est ELSTON à Uppsala : la corrélation est significative. Cependant l'auteur n'a pas tenu compte des variations importantes liées à l'âge.

13) *Hauteur et largeur de l'oreille.*

Nos résultats concordent pour la hauteur et la largeur de l'oreille : pour les 2 mesures, on obtient une corrélation de 0,22. SPUHLER a travaillé sur la longueur de l'oreille et la longueur du lobe de l'oreille : il a trouvé un coefficient de 0,40.

3.6. CONCLUSION.

En conclusion, nous pouvons dire que, dans notre échantillon,

- les transformations démographiques de nos sociétés industrielles n'ont pas modifié la notion de cercles de mariage,
- la pigmentation des yeux et des cheveux n'est pas assortie matrimonialement,
- la corrélation entre l'âge des époux est très élevée,
- les corrélations relatives aux mesures corporelles nous montrent que l'assortiment matrimonial de ces caractères est réel : ni l'âge des époux, ni leur taille ne biaisent dans une forte mesure les coefficients de corrélation.

On peut donc penser que, dans une population humaine, les individus pratiquent un assortiment matrimonial lors du choix de leurs conjoints, ce qui n'exclut cependant pas le fait que certains individus puissent pratiquer un assortiment négatif ou encore puissent ne pratiquer aucun assortiment et donc prendre un époux au hasard. Remarquons que, même en l'absence de corrélation observée entre époux, on ne pourrait conclure à une réelle panmixie : le coefficient de corrélation nul peut exprimer le résultat d'une somme de choix assortis positivement et négativement qui se compensent et simulent finalement la panmixie que l'on observe. Dans notre échantillon, l'assortiment matrimonial positif prédomine certainement, sauf pour la pigmentation des yeux et des cheveux.

4. Remerciements

Je tiens à remercier tout particulièrement Monsieur le Professeur Twiesselmann et Madame Defrise-Gussenhoven pour la bienveillance avec laquelle ils m'ont guidé dans ce travail.

J'adresse mes remerciements à tous les membres du laboratoire d'Anthropologie et de Génétique humaine de l'Université libre de Bruxelles, du Centre national de Radiobiologie et Génétique et de la section d'Anthropologie et de Préhistoire de l'Institut royal des Sciences naturelles de Belgique, dont l'aide m'a été d'un appui constant.

Université Libre de Bruxelles. Laboratoire d'Anthropologie et de Génétique humaine. Directeur : Professeur F. Twiesselmann.

5. Annexe

Caractères	Échantillons	r	Auteurs
Durée de la vie			
	cimetière du Yorkshire	0,2200 ± 0,0244	Anonyme (1903)
	cimetière du Oxfordshire	0,2500 ± 0,0211	Anonyme (1903)
	Society of Friends	0,1999 ± 0,0212	Anonyme (1903)
	cimetière de Londres	0,4204 ± 0,0176	Anonyme (1903)
	2578 couples (Washington)	0,5594 ± 0,0092	Ciocco (1940)
Age			
	2500 couples (Chicago)	0,764 ± 0,006	Lutz (1905)
	Recensement britannique (1901)	0,9253 ± 0,0004	Pearson et Heron (1913)
	Siciliens (n = 334)	0,83	Willoughby (1933)
	Italiens du centre (n = 283)	0,82	Willoughby (1933)
	Hongrois (n = 84)	0,84	Willoughby (1933)
	Bohémiens (n = 288)	0,83	Willoughby (1933)
	Polonais (n = 62)	0,66	Willoughby (1933)
	Hébreux (n = 608)	0,89	Willoughby (1933)
	Écossais (n = 37)	0,83	Willoughby (1933)
	parents (n = 46)	0,69	Schiller (1932)
	parents (n = 108)	0,75	Carter (1932)
	C. non fertiles (n = 107)	0,51 ± 0,05	Pomerat (1936)
		0,79	Outhit (1933)
	Ann Arbor	0,94 ± 0,01	Spuhler (1960)
	Mariages belges en 1963	0,84	Anonyme (1965)
Age au poids maximum			
	Ann Arbor	0,52 ± 0,01	Spuhler (1960)
Age au poids minimum			
	Ann Arbor	0,39 ± 0,01	Spuhler (1960)
Fertilité			
	Université de Clark	$r_U = 0,34 \pm 0,07$	Willoughby (1933)
	Université de Clark	$r_c = 0,13 \pm 0,08$	Willoughby (1933)
	Université de Clark	$r_A = 0,23 \pm 0,08$	Willoughby (1933)
	477 (Uppsala)	$P < 0,001$	Beckman et Elston (1962)
	Uppsala (av. 1900)	$0,1 > P > 0,05$	Beckman et Elston (1962)
	Uppsala (après 1920)	$0,2 > P > 0,1$	Beckman et Elston (1962).
Taille			
	chiffres de Galton (couples)	0,09 ± 0,05	Pearson et Lee (1902)
	chiffres de Galton (200 fam.)	0,18 ± 0,02	Pearson et Lee (1902)
	1400 familles	0,2804 ± 0,0189	Pearson et Lee (1902)
	879 (Davenport 1917)	0,33	Penrose (1963)
	Rehoboth	0,52 ± 0,13	Scheidt (1930)

Caractères	Échantillons	r	Auteurs
	Finkenwärder	0,27 ± 0,24	Scheidt (1930)
	Siciliens (n = 337)	0,11 ± 0,06	Willoughby (1933)
	Italiens du Centre (n = 269)	0,17 ± 0,06	Willoughby (1933)
	Hongrois (n = 91)	0,19 ± 0,06	Willoughby (1933)
	Bohémiens (n = 294)	0,10	Willoughby (1933)
	Polonais (n = 64)	0,08	Willoughby (1933)
	Hébreux (n = 418)	0,12	Willoughby (1933)
	Écossais (n = 36)	0,32	Willoughby (1933)
	n = 46 (parents)	0,36	Schiller (1932)
	n = 107 (couples non fertiles)	0,63 ± 0,04	Pomerat (1936)
	Pologne	0,1381	Rosinski (1923)
	Ukraine (n = 84)	0,094 ± 0,108	Nicolaeff (1931)
	Russie (n = 80)	0,068 ± 0,111	Nicolaeff (1931)
	Juifs ukrainiens (n = 192)	0,226 ± 0,068	Nicolaeff (1931)
	Bulgarie (n = 148)	0,273 ± 0,076	Nicolaeff (1931)
	Allemands (n = 112)	0,254 ± 0,088	Nicolaeff (1931)
	Grèce (n = 177)	0,141 ± 0,074	Nicolaeff (1931)
	Trapanésiens (n = 270)	0,139 ± 0,040	Genna (1931)
	Sardaigne (n = 665)	0,204 ± 0,025	Tomici (1939-40)
	n = 261	0,44 ± 0,05	Schwidetzky (1941)
	Bohémiens (n = 296)	0,057 ± 0,039	Ugge (1931)
	Sicile (n = 293)	0,118 ± 0,039	Ugge (1931)
	Écossais (n = 37)	0,123 ± 0,109	Ugge (1931)
	Pologne (n = 63)	0,132 ± 0,083	Ugge (1931)
	Hébreux (n = 412)	0,150 ± 0,028	Ugge (1931)
	Italiens méridionaux (n = 309)	0,169 ± 0,037	Ugge (1931)
	Hongrois (n = 91)	0,174 ± 0,069	Ugge (1931)
	Émiliens (n = 470)	0,305 ± 0,028	Graffi (1936)
	Ann Arbor	0,29 ± 0,01	Spuhler (1960)
	Japon	0,072 ± 0,057	Furusho (1961)
	Lapons (Dahlberg et Wahlund)	0,215 ± 0,068	Elston (1961)
<hr/>			
Taille-assis			
	Ukraine (n = 73)	0,125 ± 0,115	Nicolaeff (1931)
	Russie (n = 71)	0,119 ± 0,120	Nicolaeff (1931)
	Juifs ukrainiens (n = 170)	0,211 ± 0,073	Nicolaeff (1931)
	Bulgarie (n = 140)	0,300 ± 0,077	Nicolaeff (1931)
	Sardaigne (n = 650)	0,27 ± 0,025	Tomici (1939-40)
	Emiliens (n = 430)	0,087 ± 0,032	Graffi (1936)
	Ann Arbor	0,18 ± 0,05	Spuhler (1960)
<hr/>			
Longueur du tronc			
	n = 107 (couples non fertiles)	0,40	Pomerat (1936)
<hr/>			
Indice Taille-assis/Taille			
	Emiliens (n = 425)	-0,003 ± 0,033	Graffi (1936)

Caractères	Échantillons	r	Auteurs
	Ukraine (n = 73)	0,050 ± 0,118	Nicolaeff (1931)
	Juifs ukrainiens (n = 173)	0,077 ± 0,076	Nicolaeff (1931)
	Russie (n = 71)	0,145 ± 0,121	Nicolaeff (1931)
	Bulgarie (n = 140)	0,153 ± 0,082	Nicolaeff (1931)
Hauteur sternale			
	Sardaigne (n = 647)	0,09 ± 0,026	Tomici (1939-40)
Longueur xipho-épigastrique			
	Sardaigne (n = 653)	0,46 ± 0,021	Tomici (1939-40)
Longueur pubico-épigastrique			
	Sardaigne (n = 628)	0,31 ± 0,025	Tomici (1939-40)
Hauteur cervicale			
	Ann Arbor	0,26 ± 0,01	Spuhler (1960)
Poids			
	n = 46 (parents)	0,32	Schiller (1932)
	n = 107 (couples non fertiles)	0,30	Pomerat (1936)
	Emiliens (n = 445)	0,199 ± 0,026	Graffi (1936)
	Ann Arbor	0,08 ± 0,05	Spuhler (1960)
	n = 989 (USA)	0,21 ± 0,03	Burgess et Wallin (1944) cité par Spuhler (1960)
Poids au mariage			
	n = 46 (parents)	0,43	Schiller (1932)
	Ann Arbor	0,23 ± 0,01	Spuhler (1960)
Poids / Taille			
	Emiliens	0,185 ± 0,031	Graffi (1936)
Poids minimum			
	Ann Arbor	0,22 ± 0,01	Spuhler (1960)
Poids maximum			
	Ann Arbor	0,08 ± 0,05	Spuhler (1960)
Envergure			
	1400 familles (effet de la taille éliminé)	0,1989 ± 0,0204 0,1660	Pearson et Lee (1902)
	Sardaigne (n = 648)	0,19 ± 0,026	Tomici (1939-40)
Empan de la main			
	Ann Arbor	0,13 ± 0,05	Spuhler (1960)
Longueur du membre supérieur			
	Sardaigne (n = 648)	0,19 ± 0,026	Tomici (1939-40)
Longueur de l'avant-bras			
	1400 familles (effet de la taille éliminé)	0,1977 ± 0,0205 0,1071	Pearson et Lee (1902)
	Ann Arbor	0,43 ± 0,01	Spuhler (1960)
Longueur de la main			
	Sardaigne (n = 634)	0,05 ± 0,027	Tomici (1939-40)
	Ann Arbor	0,18 ± 0,05	Spuhler (1960)

Caractères	Échantillons	r	Auteurs
Longueur du doigt médian			
	Ann Arbor	0,61 ± 0,01	Spuhler (1960)
Longueur du membre inférieur			
	Sardaigne (n = 637)	0,09 ± 0,026	Tomici (1939-40)
Longueur du pied			
	Sardaigne (n = 638)	0,06 ± 0,027	Tomici (1939-40)
	Ann Arbor	0,11 ± 0,05	Spuhler (1960)
Largeur biacromiale			
	Sardaigne (n = 644)	0,19 ± 0,026	Tomici (1939-40)
	Ann Arbor	0,15 ± 0,05	Spuhler (1960)
Diamètre transverse xipho-épigastrique			
	Sardaigne (n = 347)	0,19 ± 0,036	Tomici (1939-40)
Diamètre transverse épigastrique			
	Sardaigne (n = 652)	0,19 ± 0,026	Tomici (1939-40)
Diamètre antéro-postérieur (xipho-épig.)			
	Sardaigne (n = 343)	0,20 ± 0,036	Tomici (1939-40)
Diamètre antéro-postérieur (épigastrique)			
	Sardaigne (n = 647)	0,16 ± 0,026	Tomici (1939-40)
Diamètre transverse du thorax			
	Sardaigne	0,21 ± 0,025	Tomici (1939-40)
Diamètre antéro-postérieur du thorax			
	Sardaigne (n = 641)	0,13 ± 0,024	Tomici (1939-40)
Périmètre thoracique			
	n = 107 (couples non fertiles)	0,14	Pomerat (1936)
	Bulgarie (n = 146)	0,170 ± 0,020	Nicolaeff (1931)
	Allemands (n = 109)	0,079 ± 0,095	Nicolaeff (1931)
	Grèce (n = 177)	0,094 ± 0,075	Nicolaeff (1931)
	Sardaigne (n = 644)	0,16 ± 0,026	Tomici (1939-40)
	Emiliens (n = 458)	0,148 ± 0,031	Graffi (1936)
Indice thoracique			
	Sardaigne	0,10	Tomici (1939-40)
Indice périmètre thoracique/taille			
	Emiliens (n = 457)	0,128 ± 0,031	Graffi (1936)
Rapport tronc-longueur du tronc			
	Sardaigne	0,09	Tomici (1939-40)
Rapport diamètre antéro-post./transverse			
	Sardaigne	0,17	Tomici (1939-40)
Diamètre bisiliaque			
	Sardaigne (n = 638)	0,14 ± 0,027	Tomici (1939-40)
	Ann Arbor	0,29 ± 0,01	Spuhler (1960)
Circonférence maximum du bras			
	Ann Arbor	0,29 ± 0,01	Spuhler (1960)

Caractères	Échantillons	r	Auteurs
Circonférence maximum de l'avant-bras			
	Ann Arbor	0,22 ± 0,01	Spuhler (1960)
Circonférence minimum du poignet			
	Ann Arbor	0,55 ± 0,01	Spuhler (1960)
Circonférence maximum des hanches			
	n = 107 (couples non fertiles)	0,07	Pomerat (1936)
	Ann Arbor	0,22 ± 0,01	Spuhler (1960)
Périmètre abdominal			
	Sardaigne (n = 647)	0,20 ± 0,026	Tomici (1939-40)
	Ann Arbor	0,38 ± 0,01	Spuhler (1960)
Circonférence minimum de la cheville			
	Ann Arbor	-0,02 ± 0,05	Spuhler (1960)
Circonférence maximum du mollet			
	Ann Arbor	0,07 ± 0,05	Spuhler (1960)
Circonférence minimum du cou			
	Sardaigne (n = 645)	0,20 ± 0,026	Tomici (1939-40)
	Ann Arbor	0,20 ± 0,01	Spuhler (1960)
Longueur de la tête			
	Siciliens (n = 337)	0,04 ± 0,08	Willoughby (1933)
	Italiens du Centre (n = 271)	0,10 ± 0,08	Willoughby (1933)
	Hongrois (n = 91)	0,03 ± 0,08	Willoughby (1933)
	Bohémiens (n = 293)	-0,06 ± 0,08	Willoughby (1933)
	Polonais (n = 64)	0,17 ± 0,08	Willoughby (1933)
	Hébreux (n = 618)	0,12 ± 0,08	Willoughby (1933)
	Écossais (n = 37)	-0,14 ± 0,08	Willoughby (1933)
	Sardaigne (n = 649)	0,04 ± 0,023	Tomici (1939-40)
	n = 261	0,20 ± 0,059	Schwidetzky (1941)
	Ann Arbor	0,07 ± 0,05	Spuhler (1960)
Largeur de la tête			
	Siciliens (n = 337)	0,16 ± 0,05	Willoughby (1933)
	Italiens du Centre (n = 284)	0,12 ± 0,05	Willoughby (1933)
	Hongrois (n = 91)	0,05 ± 0,05	Willoughby (1933)
	Bohémiens (n = 296)	0,05 ± 0,05	Willoughby (1933)
	Polonais (n = 64)	-0,05 ± 0,05	Willoughby (1933)
	Hébreux (n = 618)	0,09 ± 0,05	Willoughby (1933)
	Écossais (n = 37)	0,17 ± 0,05	Willoughby (1933)
	Sardaigne (n = 650)	0,04 ± 0,023	Tomici (1939-40)
	n = 261	0,21 ± 0,06	Schwidetzky (1941)
	Ann Arbor	0,20 ± 0,01	Spuhler (1960)
Indice céphalique			
	Juifs russes (USA, n = 48)	0,15 ± 0,10	Boas (1903)
	Ukraine (n = 84)	-0,048 ± 0,108	Nicolaeff (1931)

Caractères	Échantillons	r	Auteurs
	Russie (n = 79)	0,093 ± 0,111	Nicolaeff (1931)
	Juifs (n = 192)	0,049 ± 0,072	Nicolaeff (1931)
	Bulgarie (n = 148)	-0,055 ± 0,082	Nicolaeff (1931)
	Allemands (n = 112)	0,118 ± 0,093	Nicolaeff (1931)
	Grèce (n = 169)	0,057 ± 0,076	Nicolaeff (1931)
	Siciliens (n = 336)	0,13 ± 0,04	Willoughby (1933)
	Italiens du Centre (n = 273)	0,11 ± 0,04	Willoughby (1933)
	Hongrois (n = 91)	-0,01 ± 0,04	Willoughby (1933)
	Bohémiens (n = 225)	0,02 ± 0,04	Willoughby (1933)
	Polonais (n = 64)	0,07 ± 0,04	Willoughby (1933)
	Hébreux (n = 619)	0,08 ± 0,04	Willoughby (1933)
	Écossais (n = 36)	0,01 ± 0,04	Willoughby (1933)
	Sardaigne (n = 667)	0,02 ± 0,024	Tomici (1939-40)
	Sicile (n = 270)	0,092 ± 0,040	Genna (1941)
	Pologne	-0,006	Rosinski (1923)
	Sicile	0,131 ± 0,038	Uggé (1931)
	Italiens méridionaux	0,247 ± 0,036	Uggé (1931)
	Bohémiens	0,08 ± 0,039	Uggé (1931)
	Hébreux	0,082 ± 0,280	Uggé (1931)
	n = 261	0,10 ± 0,06	Schwidetzky (1941)
	Emiliens (n = 476)	0,079 ± 0,031	Graffi (1936)
	Écossais (n = 37)	0,043 ± 0,070	Uggé (1931)
	Lapons (n = 263)	0,217 ± 0,059	Elston (1961)
Périmètre céphalique			
	Ukraine (n = 77)	0,014 ± 0,114	Nicolaeff (1931)
	Russie (n = 68)	0,240 ± 0,114	Nicolaeff (1931)
	Hébreux (n = 179)	0,079 ± 0,074	Nicolaeff (1931)
	Bulgarie (n = 148)	-0,025 ± 0,082	Nicolaeff (1931)
	Allemands (n = 110)	0,187 ± 0,092	Nicolaeff (1931)
	Grèce (n = 168)	0,030 ± 0,079	Nicolaeff (1931)
	Sardaigne (n = 639)	0,07 ± 0,026	Tomici (1939-40)
Diamètre bizygomatique			
	Sardaigne (n = 649)	0,09 ± 0,026	Tomici (1939-40)
	n = 261	0,04 ± 0,06	Schwidetzky (1941)
	Hongrois (n = 91)	-0,116 ± 0,069	Uggé (1931)
	Polonais (n = 64)	-0,002 ± 0,084	Uggé (1931)
	Écossais (n = 37)	0,076 ± 0,110	Uggé (1931)
	Siciliens (n = 292)	0,152 ± 0,038	Uggé (1931)
	Italiens méridionaux (n = 311)	0,152 ± 0,037	Uggé (1931)
	Bohémiens (n = 295)	0,162 ± 0,038	Uggé (1931)
	Hébreux (n = 471)	0,222 ± 0,030	Uggé (1931)
	Ann Arbor	0,12 ± 0,05	Spuhler (1960)

Caractères	Échantillons	r	Auteurs
Longueur totale de la face (Hauteur physionomique)			
	Sardaigne (n = 655)	0,09 ± 0,029	Tomici (1939-40)
	n = 261	-0,05 ± 0,06	Schwidetzky (1941)
	Ann Arbor	-0,001 ± 0,05	Spuhler (1960)
Longueur ophrion-prostion			
	Sardaigne (n = 628)	0,17 ± 0,026	Tomici (1939-40)
Longueur ophrion-gnathion			
	Sardaigne (n = 636)	0,06 ± 0,027	Tomici (1939-40)
Largeur minimum du front			
	Ann Arbor	0,10 ± 0,05	Spuhler (1960)
Largeur bigoniaque			
	Ann Arbor	0,13 ± 0,05	Spuhler (1960)
Indice facial (physionom.)			
	Ukraine (n = 77)	-0,173 ± 0,117	Nicolaeff (1931)
	Hébreux (n = 175)	-0,032 ± 0,176	Nicolaeff (1931)
	Bulgarie (n = 143)	0,069 ± 0,083	Nicolaeff (1931)
	Grèce (n = 168)	0,100 ± 0,176	Nicolaeff (1931)
	Russie (n = 78)	0,148 ± 0,111	Nicolaeff (1931)
	Allemands (n = 108)	0,269 ± 0,089	Nicolaeff (1931)
Indice facial morphologique			
	Hébreux (n = 172)	-0,038 ± 0,076	Nicolaeff (1931)
	Bulgarie (n = 147)	0,015 ± 0,083	Nicolaeff (1931)
	Ukraine (n = 68)	0,021 ± 0,121	Nicolaeff (1931)
	Sicile (n = 270)	0,032 ± 0,040	Genna (1941)
	Pologne	0,076	Rosinski (1923)
	Grèce (n = 168)	0,100 ± 0,076	Nicolaeff (1931)
	Russie (n = 61)	0,103 ± 0,127	Nicolaeff (1931)
	Allemands (n = 106)	0,373 ± 0,084	Nicolaeff (1931)
Hauteur de la face supérieure			
	Ann Arbor	0,10 ± 0,05	Spuhler (1960)
Largeur maximum face/larg. max. tête			
	Pologne (n = 64)	-0,093 ± 0,084	Uggé (1931)
	Écossais (n = 37)	-0,072 ± 0,110	Uggé (1931)
	Bohémiens (n = 295)	0,022 ± 0,039	Uggé (1931)
	Italiens mérid. (n = 314)	0,038 ± 0,038	Uggé (1931)
	Hébreux (n = 446)	0,082 ± 0,032	Uggé (1931)
	Hongrois (n = 92)	0,089 ± 0,069	Uggé (1931)
	Siciliens (n = 293)	0,138 ± 0,038	Uggé (1931)
	n = 261	-0,07 ± 0,06	Schwidetzky (1941)
	Lapons (n = 259)	0,197 ± 0,060	Elston (1961)
Largeur / hauteur de la face			
	Rehoboth	-0,34 ± 0,15	Scheidt (1930)
	Finkenwärdler	0,04 ± 0,20	Scheidt (1930)

Caractères	Échantillons	r	Auteurs
Indice facial ophrion-gnathion			
	Sardaigne (n = 322)	0,13 ± 0,026	Tomici (1939-40)
Indice facial ophrion-prostion			
	Sardaigne (n = 621)	0,15 ± 0,026	Tomici (1939-40)
Hauteur du nez			
	Sardaigne (n = 641)	0,10 ± 0,026	Tomici (1939-40)
	n = 261	0,01 ± 0,06	Schwidetzky (1941)
	Ann Arbor	0,05 ± 0,05	Spuhler (1960)
Largeur du nez			
	Sardaigne (n = 649)	0,12 ± 0,026	Tomici (1939-40)
	n = 261	0,07 ± 0,06	Schwidetzky (1941)
	Ann Arbor	0,09 ± 0,05	Spuhler (1960)
Indice du nez			
	Rehoboth	0,05 ± 0,18	Scheidt (1930)
	Finkenwärder	0,25 ± 0,19	Scheidt (1930)
	Sardaigne (n = 649)	0,04 ± 0,028	Tomici (1939-40)
	n = 261	-0,04 ± 0,06	Schwidetzky (1941)
	Pologne	-0,066	Rosinski (1923)
	Bulgarie (n = 148)	-0,030 ± 0,082	Nicolaeff (1931)
	Grèce (n = 169)	-0,011 ± 0,077	Nicolaeff (1931)
	Sicile (n = 270)	0,041 ± 0,040	Genna (1941)
	Ukraine (n = 73)	0,042 ± 0,117	Nicolaeff (1931)
	Juifs (n = 170)	0,129 ± 0,075	Nicolaeff (1931)
	Russie (n = 60)	0,204 ± 0,124	Nicolaeff (1931)
	Allemands (n = 110)	0,223 ± 0,090	Nicolaeff (1931)
Largeur interpalpébrale			
	Ann Arbor	0,51 ± 0,01	Spuhler (1960)
Largeur bipalpébrale			
	Ann Arbor	0,25 ± 0,01	Spuhler (1960)
Largeur interpupillaire			
	Ann Arbor	0,20 ± 0,02	Spuhler (1960)
Longueur de l'oreille			
	Ann Arbor	0,40 ± 0,01	Spuhler (1960)
Longueur du lobe de l'oreille			
	Ann Arbor	0,40 ± 0,01	Spuhler (1960)
Largeur de la main			
	Ann Arbor	0,18 ± 0,05	Spuhler (1960)
Largeur bicondylaire (coude)			
	Ann Arbor	0,28 ± 0,01	Spuhler (1960)
Largeur bicondylaire (genou)			
	Ann Arbor	0,20 ± 0,01	Spuhler (1960)
Position du repli de la paupière			
	Rehoboth	0,49 ± 0,15	Scheidt (1930)

Caractères	Échantillons	r	Auteurs
Volume des poumons			
	n = 107 (couples non fertiles)	0,22	Pomerat (1936)
Surface du corps			
	n = 107 (couples non fertiles)	0,40	Pomerat (1936)
Volume thoracique			
	Sardaigne	0,16	Tomici (1939-40)
Volume de l'abdomen supérieur			
	Sardaigne	0,20	Tomici (1939-40)
Volume de l'abdomen inférieur			
	Sardaigne	0,25	Tomici (1939-40)
Volume du tronc			
	Sardaigne	0,19	Tomici (1939-40)
Nez droit			
	n = 261	0,00 ± 0,06	Schwidetzky (1941)
Nez convexe			
	n = 261	-0,08 ± 0,06	Schwidetzky (1941)
Nez concave			
	n = 261	0,09 ± 0,06	Schwidetzky (1941)
Forme nez		% homo- gamie observé	% homo- gamie théorique
	Allemands (n = 106)	24,5	25,3
	Russie (n = 74)	25,6	25,9
	Ukraine (n = 79)	26,6	24,8
	Bulgarie (n = 148)	29,0	25,8
	Hébreux (n = 177)	32,8	29,8
	Grèce (n = 162)	38,3	40,3
Menton proéminent			
	n = 261	0,02 ± 0,06	Schwidetzky (1941)
Menton fuyant			
	n = 261	0,02 ± 0,06	Schwidetzky (1941)
Zygion proéminent			
	n = 261	0,14 ± 0,06	Schwidetzky (1941)
Repli de la paupière étroit			
	n = 261	0,05 ± 0,06	Schwidetzky (1941)
Repli de la paupière oblique			
	n = 261	0,18 ± 0,06	Schwidetzky (1941)
Forme des lèvres			
	Pologne	0,475	Rosinski (1923)
Grandeur lèvre inférieure			
	Uppsala (n = 500)	P < 0,001	Elston (1961)
Type asthénique, pycnique, athlétique			
	Russie (asthénique)	0,151	Nicolaeff (1931)
	Ukraine (asthénique)	0,243	Nicolaeff (1931)
	Hébreux (asthénique)	0,251	Nicolaeff (1931)

Caractères	Échantillons	r	Auteurs
	Bulgarie (asthénique)	0,255	Nicolaeff (1931)
	Hébreux (pyncnique)	0,223	Nicolaeff (1931)
	Hébreux (athlétique)	0,094	Nicolaeff (1931)
Couleur de la peau			
	Rehoboth	0,19 ± 0,17	Scheidt (1930)
	Finkenwärder	-0,27 ± 0,19	Scheidt (1930)
Couleur des yeux			
	Rehoboth	0,32 ± 0,17	Scheidt (1930)
	Finkenwärder	0,63 ± 0,20	Scheidt (1930)
Couleur œil clair			
	n = 261	0,0 ± 0,06	Schwidetzky (1941)
Couleur des yeux			
	Anglais	0,100 ± 0,038	Pearson (1902)
	Anglais	coeff. contingence	
		0,26	Pearson (1902)
	n = 46	coeff. contingence	
		0,42	Schiller (1932)
	Bohémiens (n = 293)	coeff. contingence	
		0,67	Willoughby (1933)
	Bulgares	-0,257 ± 0,088	Nicolaeff (1931)
	Pologne	-0,043	Rosinski (1923)
	Russie	0,010 ± 0,112	Nicolaeff (1931)
	Ukraine	0,017 ± 0,110	Nicolaeff (1931)
	Allemands	0,056 ± 0,096	Nicolaeff (1931)
	Hébreux	0,078 ± 0,072	Nicolaeff (1931)
	Grèce	0,126 ± 0,076	Nicolaeff (1931)
	Pologne (n = 64)	0,048	Uggé (1931)
	Hongrois (n = 91)	0,084	Uggé (1931)
	Bohémiens (n = 295)	0,131	Uggé (1931)
	Siciliens (n = 174)	0,174	Uggé (1931)
	Écossais (n = 37)	0,197	Uggé (1931)
	Hébreux (n = 418)	0,240	Uggé (1931)
	Ital. méridionaux (n = 311)	0,365	Uggé (1931)
	Uppsala (n = 500)	P < 0,001	Elston (1961)
	Lapons (n = 250)	pas de corrélation	Elston (1961)
Couleur des cheveux			
	Chiffres de Galton	coeff. contingence	
		0,34	Harris (1912)
	n = 46	coeff. contingence	
		0,21	Schiller (1932)
	Pologne	0,1754	Rosinski (1923)
Couleur claire des cheveux			
	n = 261	0,05 ± 0,06	Schwidetzky (1941)
Couleur des cheveux			
	Bohémiens (n = 209)	0,025 ± 0,046	Uggé (1931)

Caractères	Échantillons	r	Auteurs
	Hébreux (n = 305)	0,095 ± 0,038	Uggé (1931)
	Siciliens (n = 157)	0,102 ± 0,053	Uggé (1931)
	Italiens méridionaux (n = 176)	0,103 ± 0,051	Uggé (1931)
	Polonais (n = 48)	0,117 ± 0,096	Uggé (1931)
	Hongrois (n = 76)	0,119 ± 0,074	Uggé (1931)
	Écossais (n = 21)	0,203 ± 0,141	Uggé (1931)
	Russie	0,034 ± 0,116	Nicolaeff (1931)
	Ukraine	0,051 ± 0,114	Nicolaeff (1931)
	Grèce	0,057 ± 0,082	Nicolaeff (1931)
	Hébreux	0,093 ± 0,077	Nicolaeff (1931)
	Allemands	0,127 ± 0,097	Nicolaeff (1931)
	Bulgarie	0,151 ± 0,081	Nicolaeff (1931)
	Lapons (n = 250)	P < 0,001	Elston (1961)
Forme des cheveux			
	Rehoboth	0,52 ± 0,14	Scheidt (1930)
	Finkenwärder	0,34 ± 0,18	Scheidt (1930)

BIBLIOGRAPHIE

ANONYME.

- 1903 Assortative mating in man (a cooperative study).
Biometrika, 2 : 481-498.

ANONYME.

- 1965 Les mariages et les divorces en 1963.
Bulletin de Statistique, Belg., 1965 (2).

BECKMAN, L.

- 1963 Assortative mating in man.
Eugen. Rev., 54 : 63-67.

BECKMAN, L. et ELSTON, R.

- 1962 Assortative mating and fertility.
Acta Genet. Statist. med., 12 (2) : 117-121.

BOAS, F.

- 1903 Heredity in head form.
Am. Anthropol., 5 : 532.

BOCQUET, Ch., LEJUEZ, R., TEISSIER, G.

- 1965 Génétique des populations de *Sphaeroma serratum* VI. Mise en évidence de la panmixie chez *Sphaeroma serratum*.
Cah. Biol. Mar. 6 (2) : 195-200.

- BOCQUET, Ch., LEJUEZ, R., TEISSIER, J.
1966 Génétique des populations de *Sphaeroma serratum* (F) VII. Données complémentaires sur la panmixie.
Cah. Biol. Mar., 7 (1) : 23-30.
- BOSSARD, J. H. S.
1932-33 Residential propinquity as a factor in marriage selection.
Am. J. Sociology, 38 : 219-224.
- BURKS, B. S.
1928 The relative influence of nature and nurture upon mental development.
27th. Yrbk. Nat. Soc. Study. Educ., 1 : 219-321.
(cité par Jones, 1929).
- BURNS, J. M.
1966 Preferential mating versus mimicry : Disruptive selection and sex-limited dimorphism in *Papilio glaucus*.
Science, 153 : 551-2.
- CARTER, H. D.
1932 Family resemblances in verbal and numerical abilities.
Genet. Psychol. Monogr., 12 : 1-104 (cité par Willoughby 1933).
- CROCCO, A.
1940 On the mortality in husbands and wives.
Hum. Biol., 12 : 508-529.
- COLLIN, B.
1909 La conjugaison d'*Anoplophrya branchiarum*.
Archs. Zool. Exp. Gén., 5 (1) : 345-388 (cité par Jennings, H.S. 1911).
- CRAMÈR, H.
1946 Mathematical methods of statistics.
Princeton University Press, 575 p.
- CROZIER, W. J.
1918 Assortative mating in a nudibranch, *Chromodoris zebra* Heilprin.
J. Exp. Zool., 27 : 247-292.
- CROZIER, W. J. et SNYDER, L. H.
1923 Selective coupling of gammarids.
Biol. Bull. Mar. Biol. Lab., 45 (2) : 97-103.
- DAHLBERG, M. D. et WAHLUND, Ph. D.
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.

- DARLINGTON, C. D.
 1960 Cousin marriage and the evolution of the breeding system in man.
Heredity, 14 : 297-329.
- DARLINGTON, C. D.
 1961 Cousin marriage and population structure.
Eugen. rev., 53 : 139-144.
- DAVENPORT, Ch. B.
 1917 Inheritance of stature.
Genetics, 2 : 327-329.
- ELLSWORTH, J. S.
 1948 The relationship of population density to residential propinquity
 as a factor in marriage selection.
Am. Sociol. Rev., 13 : 444-448.
- ELSTON, R. N.
 1961 Some data on assortative mating in man.
Proceedings of the « Second International Congress of Human Genetics »,
 3 : 2005-2006.
- ENRIQUES, P.
 1908 Die Conjugation und sexuelle Differenzierung der Infusorien
 (Wiederconjugante und Hemisexe bei *Chilodon*).
Arch. Protistenk., 12 : 213-276 (248-255).
- FANTHAM, H. B. et PORTER, A.
 1935 Inheritance of stature through mate selection.
J. Hered., 26 : 377-382.
- FREEMAN, F. N., HOLZINGER, K. J. et MITCHELL, B. C.
 1928 The influence of the environment on the intelligence, school achieve-
 ment and conduct of foster children.
27th. Yrbk. Nat. Soc. Study Educ., 1 : 103-217 (cité par Jones, 1929).
- FRETS, G. P.
 1921 Heredity of headform in man.
Genetica, 3 : 195-378.
- FURUSHO, T.
 1961 Genetic study on stature.
Jap. J. Hum. Genet., 6 : 78-101 (résumé en anglais, p. 78).
- GENNA, G.
 1931 Correlazione fra i caratteri morfologici degli sposi Roma 1931
 (cité par Tomici, L., 1939-40).
- GENNA, G.
 1941 Aspetti antropologici dell'assortimento matrimoniale.
Archo. Antrop. Etnol., 71 : 5-25.

GIRARD, A.

- 1964 Le choix du conjoint. Une enquête psychosociologique en France.
Paris, P.U.F.
Cahier n° 44 des Travaux et documents de l'Institut national
d'études démographiques (présenté par A. Girard dans *Popula-
tion* 1964 (4) : 727-732).

GRAFFI-BENASSI, E.

- 1936 Contributo allo studio delle rassomiglianze fra coniugi.
Riv. Antrop., **31**, Roma (cité par Genna, G., 1941).

HALDANE, J. B. S.

- 1938 Indirect evidence for the mating system in natural populations.
J. Genet., **36** : 213-219.

HARDY, G. H.

- 1908 Mendelian proportions in a mixed population.
Science, **28** : 49-50.

HARRIS, J. A.

- 1912 Assortative mating in man.
Pop. Sci. Mon., **80** : 484 (cité par Jones 1929).

JENNINGS, H. S.

- 1911 Assortative mating, variability, and inheritance of size in the con-
jugation in *Paramecium*.
J. Exp. Zool., **2** : 1-108.

JONES, H. E.

- 1929 Homogamy in intellectual abilities.
Am. J. Sociology, **35** : 369-382.

KARAKASHIAN, S. J.

- 1966 Mating in populations of *Paramecium bursaria*.
A mathematical model.
Genetics, **53** : 145-156.

KELLOGG, V. L.

- 1906 A note on assortative mating.
Science, **24** : 665-666.

LAMOTTE, M.

- 1951 Recherches sur la structure génétique des populations naturelles
de *Cepaea nemoralis* (L.). Recherches sur l'homogamie : 92-97.
Supplément XXXV au Bulletin Biologique de France et de Belgique.

LENZ, W.

- 1952 Über den Einfluss der Homogamie auf die Verteilungskurven der
menschlichen Körperhöhe.
Acta genet. Statist. Med., **3** : 97-100.

L'HÉRITIER, Ph.

- 1954 *Traité de génétique.*
Tome II. La génétique des populations.
Presses Universitaires de France, pp. 345-518.

LUTZ, F.

- 1905 Assortative mating in man.
Science, **22** : 249-250.

MALECOT, G.

- 1948 *Les mathématiques de l'hérédité.*
Paris, Masson et Cie, 63 p.

NICOLAEFF, L.

- 1931 Les corrélations entre les caractères morphologiques des époux.
Anthropologie, **41** : 75-93.

OUTHIT, M. C.

- 1933 A study of the resemblances of parents and children in general intelligence.
Archs. Psychol., **149** (cité par Pomerat, 1936).

PEARL, R.

- 1906-07 A biometrical study of conjugation in *Paramecium*.
Biometrika, **5** : 213-275.

PEARL, R.

- 1907 Bibliography n° 28.
Biometrika, **5** : 484.

PEARSON, K. et HERON, D.

- 1913 On theories of association.
Biometrika, **9** : 276.

PEARSON, K. et LEE, A.

- 1902 On the laws of inheritance in man. Inheritance of physical characters.
Biometrika, **2** (4) : 357-462.

PENROSE, L. S.

- 1944 Mental illness in husband and wife : a contribution to the study of assortative mating in man.
Psychiat. Q. Supp., **18** : 161.

PENROSE, L. S.

- 1963 *The biology of mental defect.*
Sidgwick and Jackson Limited, London, 285 p.

PHILIP, U.

- 1938 Mating systems in wild populations of *Dermestes vulpinus* and *Mus musculus*.
J. Genet., **36** : 197-210.

- POMERAT, Ch. M.
1932 Mating behavior in the Japanese beetle *Poppilia japonica*.
J. Genet. Psychol., **7** : 16-33 (cité par Pomerat, 1933).
- POMERAT, Ch. M.
1933 Mating in *Limulus Polyphemus*.
Biol. Bull. Mar. Biol. Lab., **64** : 243-252.
- POMERAT, Ch. M.
1936 Homogamy and infertility.
Hum. Biol., **8** : 19-22.
- RENDEL, J. M.
1945 Genetics and cytology of *Drosophila subobscura*.
II Normal and selective matings in *Drosophila subobscura*.
J. Genet., **42** (2 et 3) : 287-302.
- ROBERTS, J. A. F.
1961 Multifactorial inheritance in relation to human traits.
Br. Med. Bull. Hum. Genet., **17** (3) : 241-245.
- ROSINSKI, B.
1923 Charakterystyka antropologiczna ludnosci pow. Pultuskiego.
«*Kosmos*», 1923 (cité par Tomici, L., 1939-40).
- SCHEIDT, W.
1930 Annahme und Nachweis von Rassenvermischung.
Z. Morph. Anthropol., **27** : 114-115.
- SCHILLER, B.
1932 A quantitative analysis of marriage selection in a small group.
J. Soc. Psych., **3** : 297-314 (cité par Willoughby, 1933).
- SCHWIDETZKY, I.
1937 Heiratskreise in Oberschlesien.
Z. Rassenk., **6** : 311-331.
- SCHWIDETZKY, I.
1941 Standes- und Berufstypus in Breslau.
Z. Rassenk., **12** : 351-379.
- SCHWIDETZKY, I.
1950 Grundzüge der Völkerbiologie.
Biologie der Partnerwahl, pp. 184-206.
Stuttgart (Ferdinand Enke Verlag).
- SONNEBORN, T. M.
1947 Recent advances in the genetics of *Paramecium* and *Euplotes*.
Adv. Genet., **1** : 264-355.
- SPUHLER, J. M.
1960 Empirical studies on quantitative human genetics.
Working Paper n° 21 of the Seminar on Use of Vital and Health
Statistics for Genetic and Radiation Studies (United Nations).

- TOMICI, L.
1939-1940 Fattori somatici dell'attrazione matrimoniale nei coniugi sassaresi.
Genus, 4 : 21-54.
- TOWER, W. L.
1906 An investigation of evolution in chrysomelid beetles of the genus
Leptinotarsa.
Carnegie Inst. Wash. Public., 48 : 238-243.
- TRIN, W.
1942 Paarungssiebung.
Der Erbatz, 10 : 39-46.
- TWIESELNANN, F.
1952 Aide-Mémoire d'anthropométrie.
Institut royal colonial belge. Mémoires, 25 (4) : 1-62.
- UGGE, A.
1931 Sulla rassomiglianza fra coniugi per alcuni caratteri somatici.
« Contributi del Laboratorio di Statistica ».
Publicazioni dell'Università cattolica del Sacro Cuore, Série 8, vol. 6,
Milano, 1931 (cité par Genna, G., 1941).
- WEINBERG, W.
1908 Über den Nachweis der Vererbung beim Menschen.
Jh. Ver. vaterl. Naturk. Württ., 64 : 369-382.
- WILLOUGHBY, R. R.
1927 Family similarities in mental-test abilities.
Genet. Psychol. Monogr., 2 : 239-277.
- WILLOUGHBY, R. R.
1931 The families of freshmen.
Hum. Biol., 3 : 342-350.
- WILLOUGHBY, R. R.
1933 Somatic homogamy in man.
Hum. Biol., 5, 690-705.
- WILLOUGHBY, R. R. et POMERAT, Ch. M.
1932 Homogamy in the toad.
Am. Nat., 66 : 223-234.

Adresse de l'auteur : C. SUSANNE,
31, rue Vautier, Bruxelles 4.