Bull. Soc. Roy. Belge Anthrop. Préhist., 78 : 109-145, 1967

CONSANGUINITÉ ET STRUCTURE GÉNÉTIQUE DE LA POPULATION BELGE*

par

A. Leguebe, E. Defrise - Gussenhoven et F. Twiesselmann

L'évolution du taux de consanguinité en Belgique pour les années comprises entre 1918 et 1959 a fait l'objet d'une enquête patronnée par le Centre national de Radiobiologie et de Génétique (Twiesselmann, Moureau et François, 1962).

L'analyse des résultats obtenus au niveau des arrondissements a permis de préciser la nature des relations existant entre le taux de consanguinité et la densité de la population (Defrise, Twiesselmann et Leguebe, 1963).

Dans la présente note, nous nous proposons d'analyser les liens qui unissent les fréquences des unions entre cousins germains et issus de cousins germains avec les dimensions des fratries et avec le taux d'émigration.

1. Symboles utilisés

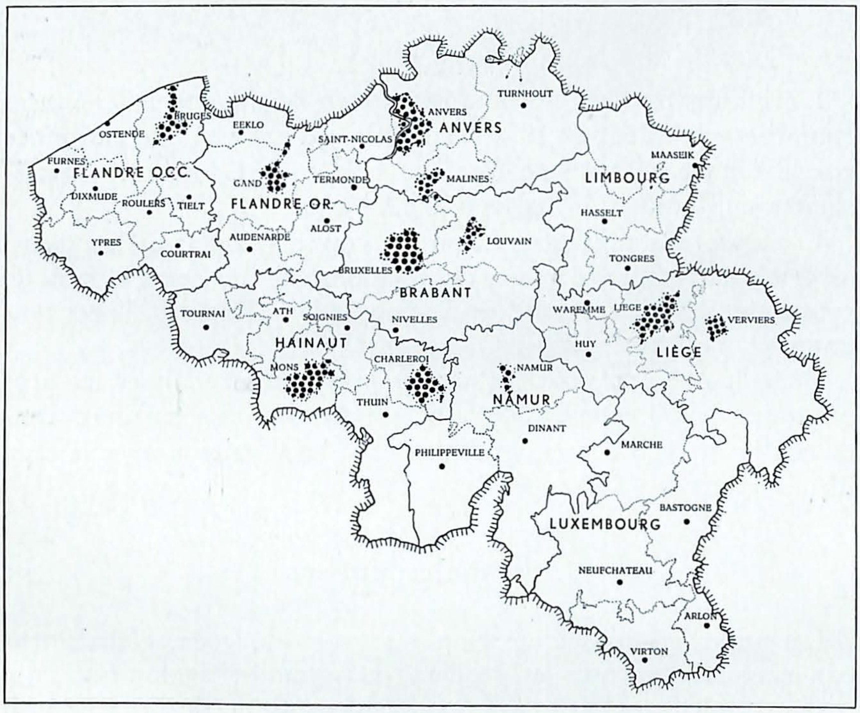
Les unités géographiques employées sont désignées globalement par « arrondissements » et « villes » ou « grandes agglomérations » (par exemple Brux. V. = la grande agglomération de Bruxelles) ; il y a deux sortes d'arrondissements : ceux qui ne contiennent pas de grande agglomération (par exemple Marche = arrondissement de Marche) et ceux dont on a ôté une grande agglomération (par exemple Brux. C. = l'arrondissement de Bruxelles moins la grande agglomération de Bruxelles ; dans Brux. C., C. est mis pour campagne).

(*) Communication présentée le 27 juin 1966.

Les données relatives à la province de Hainaut manquent pour les années antérieures à 1940 en raison de la destruction des registres pendant la guerre 1940-1945.

Le lecteur pourra repérer la position géographique des différentes unités adoptées en se servant de la carte ci-jointe et de la liste alphabétique qui figure dans le tableau 1.

Nous résumons ici les traits les plus caractéristiques de la géographie du Royaume dans la mesure où ils présentent un certain intérêt pour notre étude.



Carte des arrondissements.

Du point de vue linguistique, la Belgique est divisée par une ligne qui suit approximativement le parallèle de 50° 45', celui-ci passant à environ 12 kilomètres au sud de Bruxelles (voir la carte de l'Encyclopaedia Britannica, vol. 3, article Belgium ; édition de 1964).

Au nord de cette ligne, la population parle le flamand ; au sud, dans les arrondissements wallons, elle s'exprime en français. Toute-fois, à Bruxelles et dans son agglomération, la population est composée en très grosse majorité d'individus francophones.

La distribution d'autres caractères géographiques se trouve calquée sur une répartition similaire. Au nord de la frontière linguistique, on observe, par commune, une augmentation de la population de droit, alors qu'au sud, en dehors de quelques centres, on enregistre une diminution depuis 1880 (planche 24 de l'Atlas de Belgique).

Dans les arrondissements flamands, on compte de 34 à 100 agriculteurs par 100 hectares, tandis que dans les arrondissements wallons on n'en compte que 3 à 34. Bien que ces derniers arrondissements soient occupés par un pourcentage important de surfaces boisées, ce sont eux cependant qui comprennent les exploitations agricoles les plus étendues et pour lesquels le faire-valoir direct est proportionnellement le plus élevé (planche 33).

Sous le rapport du relief, on distingue trois régions :

a) la Basse Belgique, approximativement au nord de la frontière linguistique (altitudes inférieures à 50 m).

b) la Moyenne Belgique, jusqu'au sillon Sambre-Meuse (altitudes de 50 à 200 m).

c) la Haute Belgique, au sud du même sillon, plus accidentée, avec des altitudes allant de 200 à 700 m (planche 6).

Le sillon Sambre-Meuse constitue la limite sud des régions où la densité est plus grande que 50 habitants au kilomètre carré. Au sud de ce sillon, les densités sont, en moyenne, inférieures à ce chiffre (planche 21).

La ligne qui passe par Tournai, la Senne, Bruxelles, Tongres et Saint-Trond marque approximativement la frontière entre l'habitat disséminé (dispersion le long des chemins, fermes isolées, dispersion en hameaux) et l'habitat aggloméré (villages nucléaires des types hesbignon et ardennais, villages-nébuleuses).

Le pays de Herve, compris entre la Meuse et la Vesdre et formant la moitié nord de l'arrondissement de Verviers, constitue une enclave de l'habitat dispersé dans le domaine de l'habitat aggloméré.

Périodes étudiées : 1920-29 et 1955-59.

222 : union entre cousins germains.

c_{222} : fréquence observée de ces unions dans un arrondissement ou une grande agglomération.

233 : union entre cousins issus de cousins germains.

c_{233} : fréquence observée de ces unions dans un arrondissement ou dans une grande agglomération.

c : fréquence des unions 222 dans un isolat panmictique.

c′ : fréquence des unions 233 dans un isolat panmictique.

b : nombre moyen d'enfants par fratrie qui se marient.

b' : moyenne observée par arrondissement ou ville du nombre d'enfants nés vivants aux femmes qui, en 1930, avaient de 45 à 55 ans.

b* : estimation de b tirée de la valeur observée b'.

b** : estimation de $b = c_{233} / 2c_{222}$.

t : valeur observée par arrondissement ou ville du taux d'émigration (nombre de sujets d'un arrondissement ou d'une ville quittant leur commune au cours de l'année 1925 divisé par la population totale de l'arrondissement ou de la ville au 31 décembre 1924).

$n' = 2b^* (b^* - 1) / c_{222}$: effectif de l'isolat estimé à partir des unions 222.

$n'' = 4b^{*2} (b^* - 1) / c_{233}$: effectif de l'isolat estimé à partir des unions 233.

2. Rappel de l'évolution des fréquences des unions 222 et 233 et de leur lien avec la densité

Nous commencerons par rappeler les conclusions essentielles de notre première étude.

a. La diminution du nombre des mariages consanguins ne s'accompagne pas d'une décroissance proportionnelle de tous les types d'unions. Cette diminution a été relativement plus importante pour les unions entre cousins germains et plus marquée dans les campagnes que dans les villes et, d'une façon générale, plus accentuée là où les valeurs initiales étaient les plus élevées.

b. Les taux partiels de consanguinité dus aux deux types d'unions consanguines 222 et 233 présentent, avec la densité, des relations caractéristiquement différentes au niveau des arrondissements :

1) Les taux α_{233} sont en relation inverse avec la densité des arrondissements aussi bien à la période initiale de l'enquête qu'à la période terminale.

2) Les taux α_{222} sont indépendants de la valeur de la densité et tendent vers un minimum en-dessous duquel ils semblent ne pas devoir descendre.

3. Facteurs conditionnant la structure génétique d'une population

Le fait inattendu, surprenant et difficilement explicable que les unions consanguines du type 222 sont indépendantes de la densité nous incite à tenter une analyse de la structure génétique de la population. Pour la population d'une aire géographique déterminée, cette structure est conditionnée par de nombreux facteurs. Citons notamment :

a) l'effectif de la population

b) le système de croisement pratiqué (panmixie, consanguinité, homo- ou hétérogamie)

c) l'isolement relatif de la population ou de certains des sous-groupes de celle-ci

d) la dimension des fratries.

On remarque immédiatement que ces facteurs ne sont pas indépendants. Ainsi, là où le régime matrimonial favorise les unions consanguines, cette préférence ne peut se manifester que si l'étendue des fratries est suffisante. D'autre part, si la population (ou certains de ses sous-groupes) est peu nombreuse et plus ou moins isolée, le nombre restreint de candidats au mariage aura pour conséquence nécessaire un certain nombre d'unions consanguines, même là où le régime matrimonial en vigueur ne favorise pas délibérément celles-ci. La consanguinité apparaît, dans ce cas, comme l'effet d'un isolement géographique, social ou religieux.

Si les facteurs que nous venons d'énumérer et qui règlent la répartition des gènes ne sont pas indépendants, il est, en outre, difficile de les déterminer par des observations directes. Ainsi, nous ne connaissons le système de croisement effectivement en vigueur dans nos régions que par certaines interdictions d'inceste ; les frontières naturelles et les effectifs des populations et de leurs sous-groupes échappent à nos moyens d'investigation ; les données sur la répartition des familles classées d'après le nombre des enfants manquent souvent et, comme nous le verrons plus loin, même la dimension moyenne des fratries n'est pas relevée à chaque recensement.

Cependant, à mesure que les enquêtes génétiques se multiplient, une connaissance plus précise du mode de diffusion des gènes dans la population devient de plus en plus indispensable. Il serait notamment souhaitable de pouvoir préciser de quelle fraction de la population un échantillon recueilli est représentatif.

Ces raisons nous poussent à exposer quelques résultats obtenus par la mise en relation de la dimension des fratries et du taux d'émigration avec les fréquences des unions consanguines de types 222 et 233. Étudiées au niveau des arrondissements et des grandes agglomérations, la variation géographique et l'évolution de ces données éclairent un peu le problème de la structure de notre population.

4. Modèle panmictique de Dahlberg

Pour exploiter au maximum nos observations, nous partons d'une situation type, l'isolat panmictique de Dahlberg, constituant une première approximation grossière de la réalité, mais qui nous sera utile de la manière suivante : les facteurs qui conditionnent ce modèle sont liés par des relations qui seront confrontées avec les résultats obtenus à partir des données observées. Les variations géographiques des divergences entre les résultats observés et les prévisions théoriques permettront de préciser certaines caractéristiques de notre population.

On sait, en effet, que la valeur d'un modèle ne tient pas essentiellement aux possibilités qu'il offre d'établir des prédictions numériques ; le modèle est bien plus un moyen de pénétrer les mécanismes sous-jacents à un phénomène : les indications qu'on peut en tirer sont peut-être plus importantes sur le plan qualitatif que sur le plan quantitatif.

Dans l'isolat panmictique de Dahlberg, la fréquence des unions consanguines croît avec l'étendue des fratries et diminue avec l'effectif de l'isolat.

Les fréquences relatives des unions entre cousins sont :

$$c = \frac{2b_i\ (b_i-1)}{n_i} \quad \text{pour les unions 222} \qquad (1)$$

$$c' = \frac{4b_i^2\ (b_i-1)}{n_i} \quad \text{pour les unions 233} \qquad (2)$$

n_i étant l'effectif de l'isolat et b_i la dimension constante des fratries dans l'isolat.

Par conséquent, dans tout isolat panmictique, on a le rapport

$$\frac{c'}{c} = 2b_i \qquad (3)$$

5. Conditions de la validité des égalités théoriques (1), (2), (3) dans un arrondissement ou dans une grande agglomération

Nous allons déterminer dans quelles conditions les relations (1), (2) et (3) sont valables au niveau d'une entité réelle telle qu'un arrondissement ou une ville.

1re condition : la population de l'arrondissement ou de la ville est la somme des populations d'un certain nombre d'isolats panmictiques qui ne se recouvrent pas.

2e condition : toutes les fratries des isolats constituant l'arrondissement ou la ville comportent le même nombre d'enfants.

On aura alors, au niveau de l'arrondissement ou de la ville

$$\frac{c_{233}}{c_{222}} = 2b \qquad (4)$$

Pour que les relations (1) et (2) soient elles aussi satisfaites au niveau de l'arrondissement ou de la ville, il faut une condition supplémentaire.

3e condition : tous les isolats de l'arrondissement ou de la ville ont un même effectif n.

Dans ce cas, on a les relations

$$c_{233} = \frac{4b^2\,(b-1)}{n} \quad (5) \quad \text{et} \quad c_{222} = \frac{2b\,(b-1)}{n} \qquad (6)$$

6. Discussion et illustration des relations (5) et (6)

Si les trois conditions du paragraphe précédent étaient strictement réalisées, les relations (5) et (6) pourraient servir à déterminer une des trois variables en fonction des deux autres.

6.1. Expression de c_{233} en fonction de b et de n.

Prenons par exemple, sur la figure 1, la courbe située à gauche. Elle correspond à la plus faible fréquence d'unions entre cousins issus de germains observée dans un arrondissement ou une ville de notre pays pendant la période 1920-29 : minimum de 10^2. c_{233} = 0,20 pour Gand-Ville.

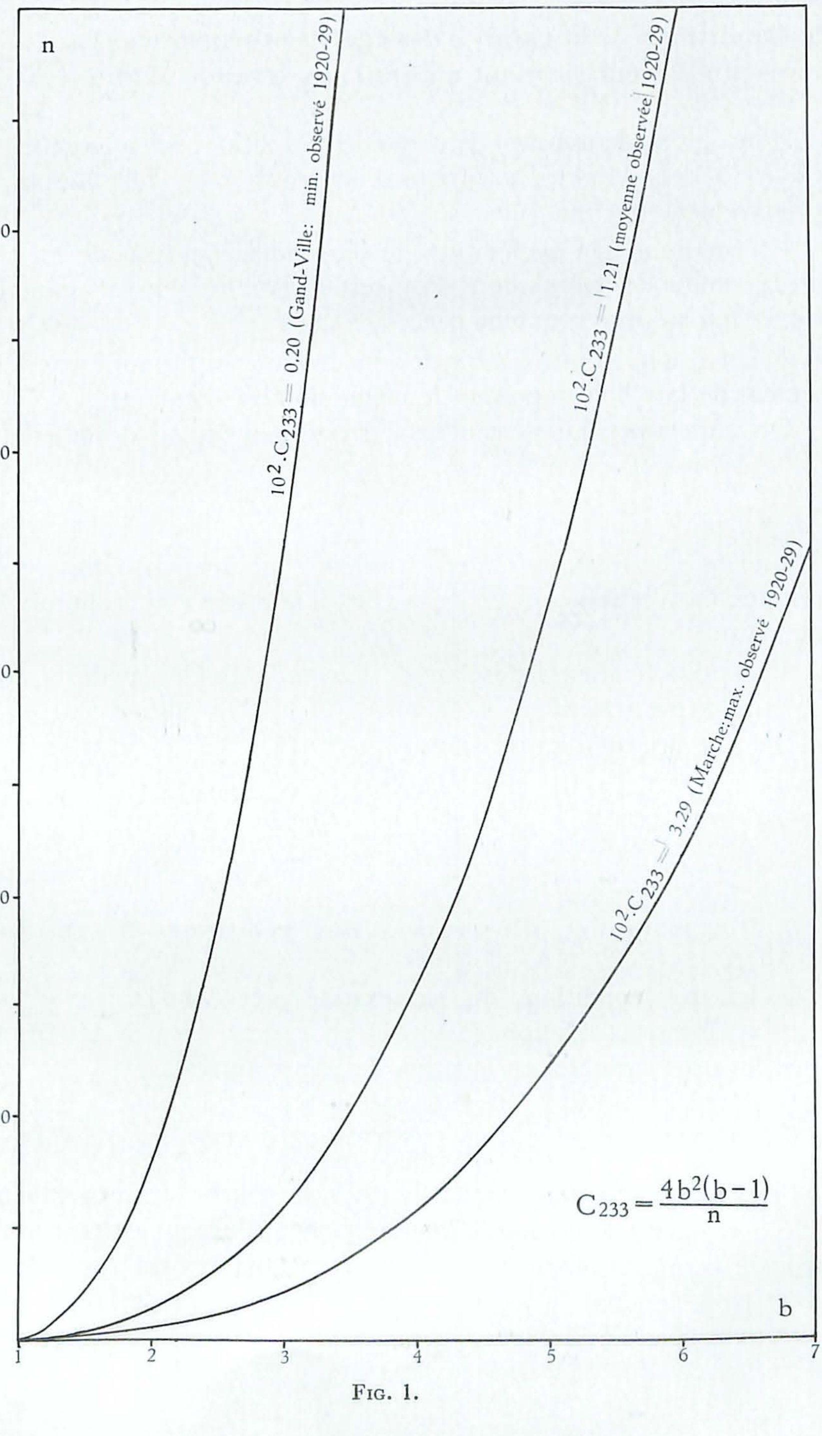

n
50000
40000
30000
20000
10000
$10^2.C_{233} = 0.20$ (Gand-Ville: min. observé 1920-29)
$10^2.C_{233} = 1.21$ (moyenne observée 1920-29)
$10^2.C_{233} = 3.29$ (Marche: max. observé 1920-29)
$C_{233} = \frac{4b^2(b-1)}{n}$
b
1
2
3
4
5
6
7

FIG. 1.

Cette courbe a donc comme équation

$$0{,}20 \times 10^{-2} = \frac{4b^2 (b-1)}{n}$$

et indique les différentes combinaisons de n et de b qui conduisent à la même fréquence d'unions entre cousins issus de germains. Si b est connu, on peut en déduire n.

Les deux autres courbes de la figure 1 correspondent respectivement à la valeur moyenne de c_{233} ($1{,}21 \times 10^{-2}$) observée en 1920-29 et à la valeur maximum pour la même période (égale à $3{,}29 \times 10^{-2}$ pour l'arrondissement de Marche).

Dahlberg a proposé pour n des chiffres compris entre 400 et 3000 en se basant sur une valeur de b estimée à 2 pour l'Europe occidentale.

Une horizontale d'ordonnée n = 3000, tracée sur la figure 1, couperait les trois courbes en des points d'abscisses b respectivement égales à 1,60, 2,40 et 3,23 : si les conditions du paragraphe 5 sont satisfaites, le nombre d'unions 233 d'un arrondissement ou d'une ville croît rapidement avec la dimension des familles ; lorsque cette dimension passe de 1,60 à 2,40 (une valeur inférieure au double de 1,60), la fréquence c_{233} devient 5 fois supérieure.

On remarque aussi que pour une même valeur de c_{233}, par exemple $0{,}20 \times 10^{-2}$, n augmente plus rapidement que b : une légère imprécision dans l'estimation de b entraîne donc une erreur considérable à l'estimation de n ; ainsi, lorsque b passe de 2,0 à 2,2, n passe de 8000 à 12000. Cependant, cet effet est moins marqué pour les valeurs élevées de b.

6.2. Expression de c_{222} en fonction de b et de n.

La figure 2 est l'équivalent de la figure 1 pour les fréquences des unions c_{222} pendant la période 1920-29. Les trois courbes correspondent respectivement aux valeurs extrêmes ($0{,}20 \times 10^{-2}$ pour l'arrondissement de Saint-Nicolas et $1{,}33 \times 10^{-2}$ pour l'arrondissement de Bastogne) et à la valeur moyenne ($0{,}75 \times 10^{-2}$) observées dans notre pays.

On voit que pour une même fréquence des unions consanguines la croissance de n par rapport à celle de b est moins rapide que sur la figure 1 ; toutes choses égales d'ailleurs, l'estimation de n à partir de b et de c_{222} sera plus précise que celle faite à partir de b et de c_{233}.

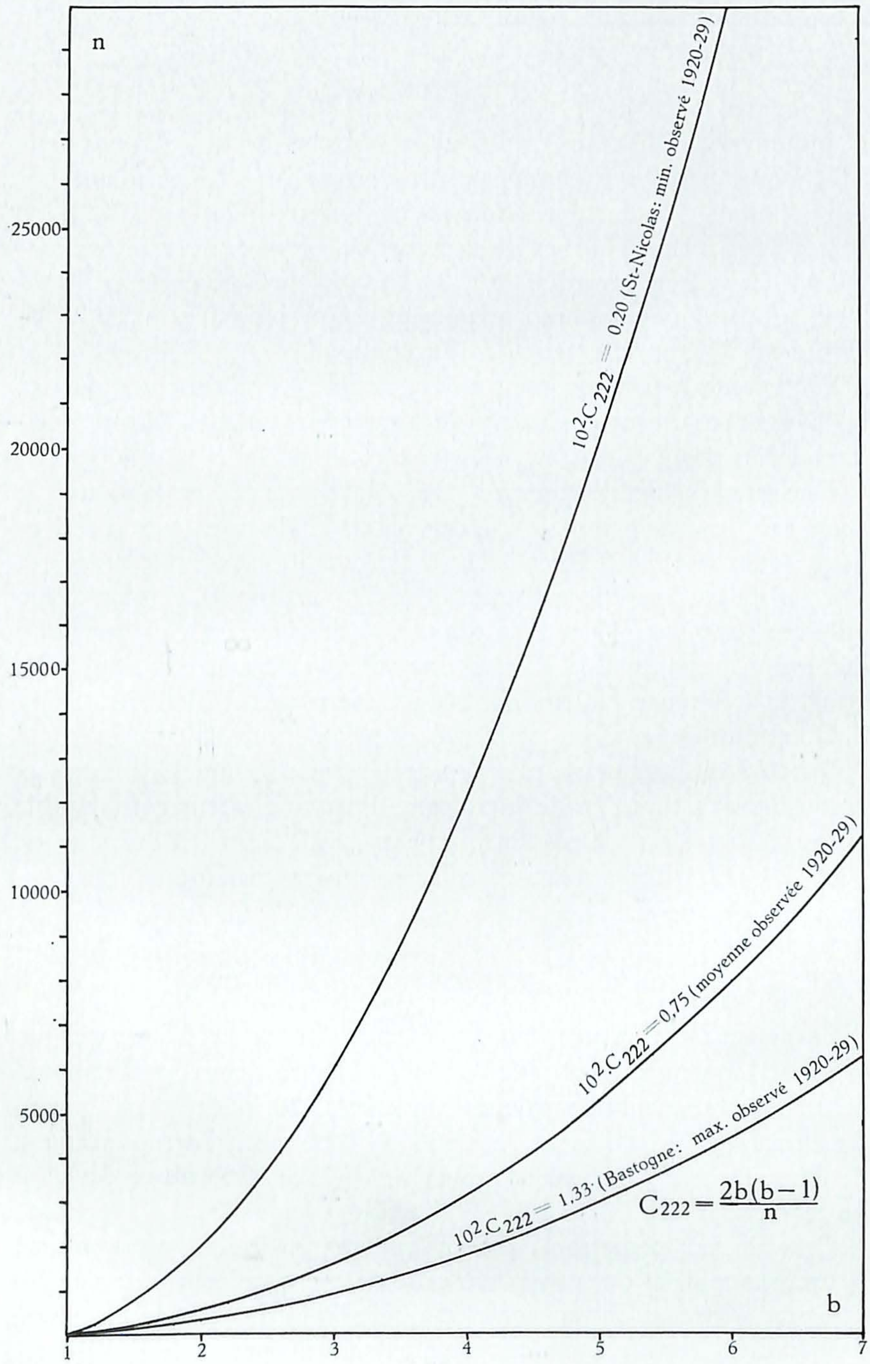

n
25000
20000
15000
10000
5000
1
2
3
4
5
6
7
b
10².C 222 = 0.20 (St-Nicolas: min. observé 1920-29)
10².C 222 = 0,75 (moyenne observée 1920-29)
10².C 222 = 1.33 (Bastogne: max. observé 1920-29)
C222 = 2b(b−1) / n

FIG. 2.

7. Comparaison des fréquences moyennes théoriques et observées de c_{222} et c_{233}

Sur les figures 3a et 3b sont indiquées les valeurs extrêmes et les valeurs moyennes pour la Belgique moins le Hainaut (F. Twiesselmann, 1962, p. 246) des fréquences c_{233} et c_{222} observées dans les arrondissements et les villes pendant les périodes 1920-29 et 1955-59.

Elles sont confrontées avec les valeurs théoriques 0,0053 et 0,0400 de c_{233} et 0,0013 et 0,0100 de c_{222}, qui correspondent, dans le modèle de Dahlberg et pour b = 2, aux limites supérieure et inférieure, 3000 et 400, que cet auteur propose pour n.

La moyenne arithmétique des extrêmes théoriques de c_{233} vaut (0,0053 + 0,0400) / 2 = 0,0227 et celle des extrêmes de c_{222} vaut (0,0013 + 0,0100) / 2 = 0,0056. Ces moyennes théoriques sont également indiquées sur les figures 3a et 3b, ainsi que les valeurs de c_{233} et c_{222} qui correspondent à n = 3000 et n = 400, respectivement pour b = 1,5, 1,72 et 2,2. Les moyennes arithmétiques théoriques correspondant à chaque cas sont aussi placées sur les figures 3a et 3b.

Nous voyons que :

a) Si b était égal à 2, la moyenne des fréquences c_{233} observées en 1920-29 serait *inférieure* à la moyenne théorique 0,0227 ; au contraire, pour la même période et pour la même valeur de b, la moyenne des fréquences c_{222} observées est *supérieure* à la moyenne théorique. Si b était égal à 2, valeur qui assure la stabilité numérique de la population, les unions 222 auraient donc été, en 1920-29, plus nombreuses que ne l'exigerait la panmixie, tandis que les unions 233 auraient été trop peu nombreuses. Cependant, nous verrons au paragraphe suivant que l'hypothèse de la stabilité numérique de la population qui correspond à b = 2 n'est pas admissible.

b) Toujours pour la période 1920-29, si l'on avait b = 1,72, la moyenne des fréquences c_{233} observées, 0,0121, serait égale à la moyenne théorique. Mais, pour cette même valeur de b, la moyenne observée des fréquences c_{222}, 0,0075, serait supérieure à la moyenne théorique 0,0035.

D'autre part, à condition de prendre b = 2, 2, la moyenne observée des fréquences c_{222}, 0,0075, est égale à la moyenne théorique ; mais pour cette valeur 2,2 de b, la moyenne observée des fréquences c_{233}, 0,0121, est inférieure à la moyenne théorique 0,0329. En réalité,

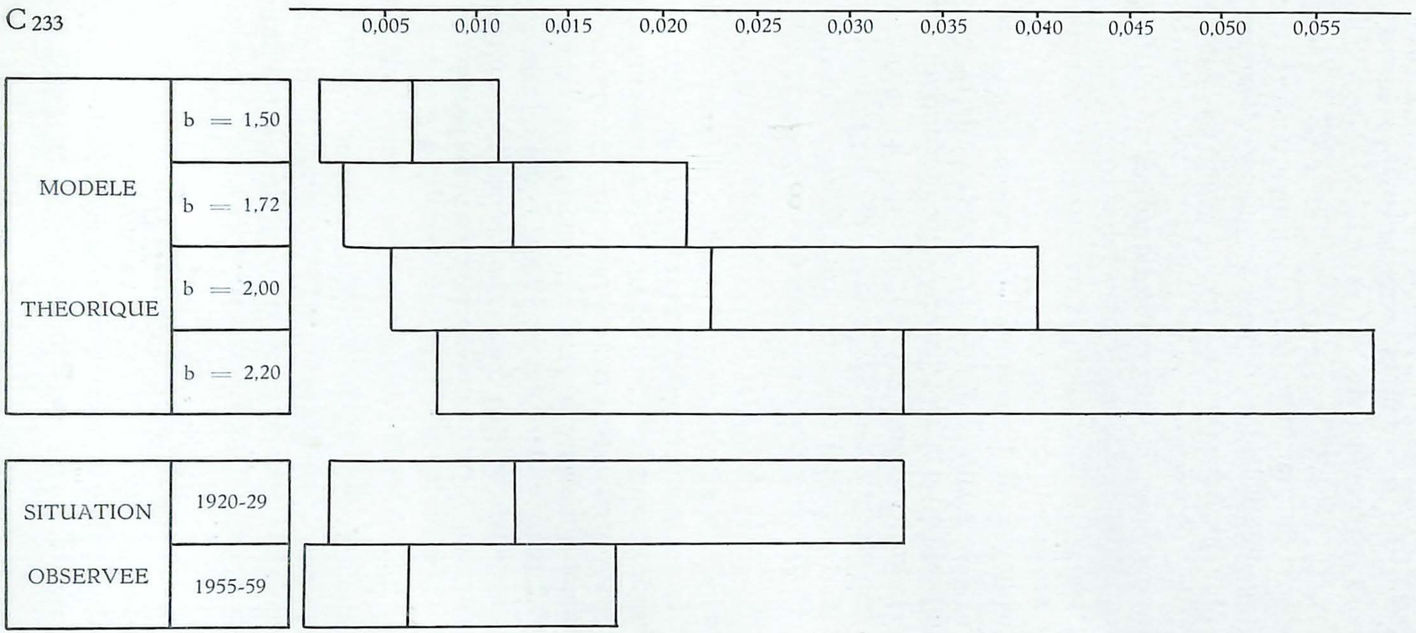


FIG. 3a. — *Variations de* C_{233}.

a) Modèle théorique de Dahlberg : variations de la valeur de C_{233} correspondant à des effectifs compris entre 3000 et 400 et différentes valeurs de b. La limite inférieure correspond à n = 3000, la limite supérieure à n = 400 et la division centrale à la moyenne arithmétique des extrêmes.

b) Situation observée : variations observées en Belgique pour les périodes 1920-29 et 1955-59. La division intermédiaire correspond à la moyenne observée des valeurs de C_{233} des unités géographiques (pour 1920-29, C_{233} = 0,0121 ; pour 1955-59, C_{233} = 0,0063).

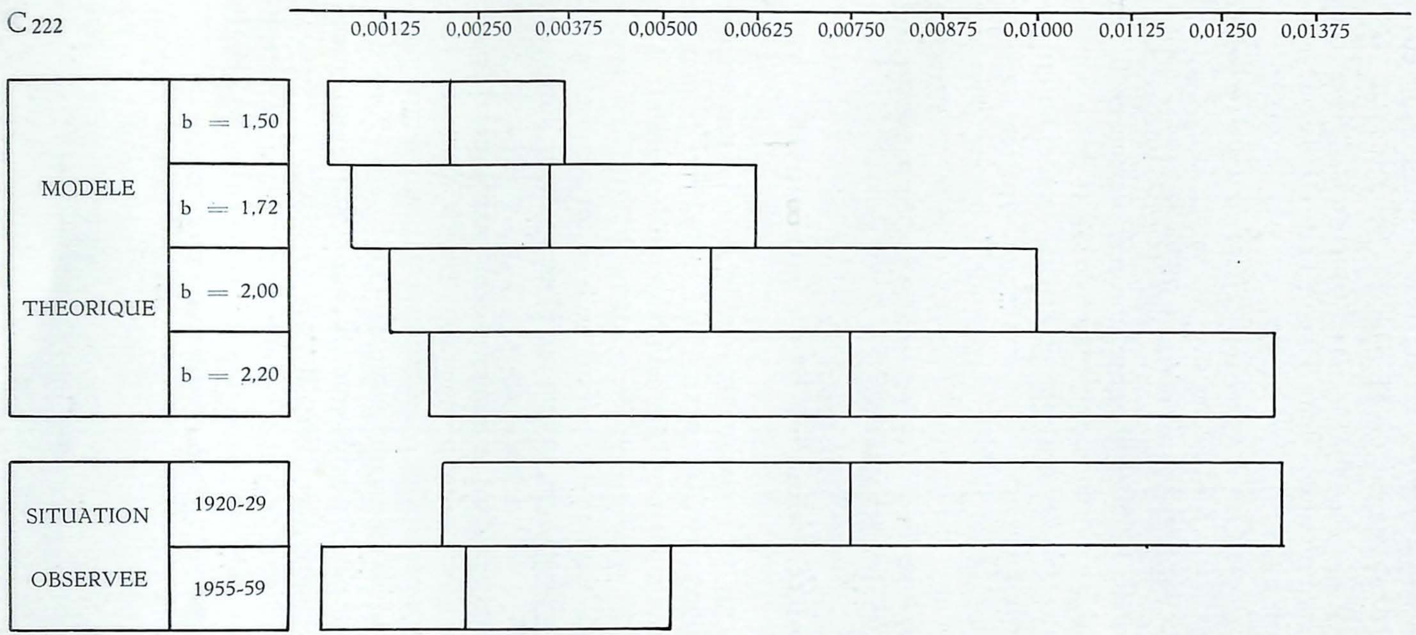


FIG. 3b. — *Variations de C_{222}.*

a) Modèle théorique de Dahlberg : variations de la valeur de C_{222} correspondant à des effectifs compris entre 3000 et 400 et différentes valeurs de b. La limite inférieure correspond à n = 3000, la limite supérieure à n = 400 et la division centrale à la moyenne arithmétique des extrêmes.

b) Situation observée : variations observées en Belgique pour les périodes 1920-29 et 1955-59. La division intermédiaire correspond à la moyenne observée des valeurs de C_{222} des unités géographiques (pour 1920-29, C_{222} = 0,0075 ; pour 1955-59, C_{222} = 0,0023).

une seule fréquence c_{233} observée atteint la valeur 0,0329 : c'est la fréquence de l'arrondissement de Marche.

Donc, si b valait 2,2, la moyenne des fréquences c_{222} serait conforme à la moyenne attendue dans le modèle de DAHLBERG, mais celle des fréquences c_{233} serait trop faible.

Par conséquent, il n'existe pas de valeur de b telle qu'elle fournisse un modèle de Dahlberg dans lequel les valeurs moyennes de c_{233} *et de* c_{222} *soient simultanément égales aux moyennes observées en 1920-29.*

c) Pour la période 1955-59, il existe une telle valeur de b ; en effet, pour b = 1,5, les moyennes théoriques de c_{233} et de c_{222} sont simultanément égales à celles qui sont observées : la diminution récente des unions consanguines a donc amené une situation analogue à celle que l'on trouverait dans le modèle de Dahlberg pour une dimension très réduite des fratries. *Pour l'ensemble de nos arrondissements et de nos villes, le modèle de Dahlberg serait admissible en moyenne si la dimension des fratries était égale à 1,5.*

8. Première estimation b* du paramètre b

Rappelons d'abord que le paramètre b utilisé dans les paragraphes précédents est supposé par DAHLBERG (1947, p. 91) être le nombre moyen d'enfants qui atteignent l'âge adulte et qui se marient. Mais FROTA-PESSOA (1957) a montré que les relations de Dahlberg ne sont rigoureusement valables que si le paramètre b est un nombre *constant* pour toutes les familles et non un nombre moyen comme il avait été admis initialement.

Nous avons pu relever dans les données démographiques de notre pays une seule valeur qui se rapproche de b : c'est la dimension *moyenne* des fratries formées par les enfants nés vivants aux femmes qui, en 1930, appartenaient au groupe d'âge de 45 à 55 ans. Nous désignerons cette valeur par b' ; sa moyenne $\bar{b}'$ vaut 3,725 pour l'ensemble des arrondissements et des villes du pays.

C'est l'Institut national de Statistique qui nous a fourni, par arrondissement et par grande agglomération, les renseignements relatifs à la dimension des fratries tirés des résultats du recensement de 1930. Ces fratries ont donc été constituées au début du siècle et elles ont commencé à atteindre l'âge du mariage aux environs des années 1920, époque pour laquelle notre enquête fournit les premières données concernant les fréquences des unions consanguines. Il ne nous a malheureusement pas été possible de suivre l'évolution du nombre b', car le recensement suivant, celui de 1947, ne permet pas de séparer les fratries selon la classe d'âge des mères (HÉBETTE, 1954) et le recensement de 1961 a été conçu sur le modèle de celui de 1947.

Seule une enquête démographique détaillée sur la répartition et l'évolution de la composition des fratries permettrait d'apprécier le lien entre b' et b.

Il est bien évident que b' est toujours plus grand que b : PENROSE (1959) a estimé que la mortalité infantile (à l'exclusion des morts-nés) était environ de 2 %, que 3 % des enfants mouraient avant d'avoir atteint l'âge adulte et que 31,5 % ne se mariaient pas ou n'avaient pas d'enfants. Par conséquent, 3 + 31,5 = 34,5 % des fratries n'ont pas de descendance.

Une autre fraction des fratries quitte sa commune d'origine pour une autre commune du pays ou pour l'étranger. En 1925, la moyenne des taux t d'émigration pour nos 35 arrondissements et nos 9 grandes agglomérations valait :

$$\bar{t} = 0{,}057 \pm 0{,}003$$

Les sujets émigrés ayant quitté leur isolat diminuent encore la valeur du nombre b des formules de Dahlberg, de sorte que seule une fraction

$$1 - (0{,}345 + 0{,}057) = 0{,}598 \approx 0{,}60$$

des fratries subsiste pour le mariage. Par conséquent,

$$b' \times 0{,}60 = 3{,}725 \times 0{,}60 = 2{,}235$$

est une estimation moyenne du nombre b d'enfants qui, entre 1920 et 1930, atteignent l'âge du mariage et se marient dans leur commune.

Le raisonnement auquel nous avons dû recourir pour estimer le paramètre b est un peu rudimentaire, puisque nous supposons que la valeur moyenne du taux d'émigration est $\bar{t} = 0{,}057$ pour les différentes générations de fratries qui interviennent dans les formules de Dahlberg. Malgré cela, nous sommes arrivés à une valeur de b (2,235) qui est très acceptable. Monsieur Morsa, professeur de sociographie à l'Université libre de Bruxelles, qui a bien voulu nous éclairer au sujet du paramètre b, estime que l'accroissement de 8 %, observé pour la population de notre pays entre 1920 et 1929, n'est pas entièrement imputable à l'excès de l'immigration sur l'émigration,

Tableau 1

	1920-29	1920-29	1930	1920-24	1925		
	$c_{222}.10^2$	$c_{233}.10^2$	b'	d	t. 10^2	b*	b**
Anvers V.	0,622	0,245	2,426	3181	8,42	1.385	0,197
Bruges V.	0,597	0 408	3,744	847	6,57	2,206	0,342
Bruxelles V.	0,660	0,319	1,804	4906	12,99	0,947	0,242
Gand V.	0,509	0,201	2,342	3401	6,00	1,393	0,198
Liège V.	0.538	0 324	1,942	2749	8,23	1,112	0,301
Louvain V.	0,896	0,422	2,871	1382	6,18	1 703	0,236
Malines V.	0,397	0,324	2,714	1301	3,53	1,683	0,408
Namur V.	0,592	0,546	2,517	1201	9,37	1,413	0,461
Verviers V.	0,661	0,445	2,212	1865	8,38	1,263	0,337
Moyennes	0,608	0,359	2,508	2315	7,74	1,456	0 302
± écart-type	±0,043	±0,033	±0,181	± 421	±0,83	±0,117	±0,029
Arlon	0,956	1,638	3,471	127	7,73	2,005	0,857
Bastogne	1,329	2,175	4,190	42	5,01	2,535	0,819
Dinant	0,918	2,628	2,980	55	5,62	1,784	1,432
Huy	0,730	1,050	2,458	137	5,94	1,464	0,719
Liège C.	0,608	0,790	2,626	255	7,10	1,534	0,650
Marche	1,251	3,287	3,312	45	5,40	1,991	1,314
Namur C.	0,775	1,289	2,880	145	6,65	1,695	0,832
Neufchâteau	1,160	3,022	3,760	39	4,17	2,306	1,303
Nivelles	0,686	0,938	2,627	167	6,34	1,554	0,684
Philippeville	0,537	1,869	2,485	60	5,42	1,493	1,740
Verviers C.	0,710	1,152	3,757	81	6,53	2,216	0,812
Virton	1,224	2,732	3,178	58	4,47	1,940	1,116
Waremme	0,991	1,493	3,099	172	4,86	1,879	0,754
Moyennes	0,913	1,851	3,140	106	5,79	1,877	1,002
± écart-type	±0,070	±0,224	±0,144	±18	±0,28	±0,089	±0,092

	1920-29	1920-29	1930	1920-24	1925		
	$c_{222}.10^2$	$c_{233}.10^2$	b'	d	$t.10^2$	b*	b**
Alost	0,508	1,127	4,321	453	3,99	2,658	1,110
Anvers C.	0,648	0,892	3,927	265	5,87	2,342	0,689
Audenarde	0,696	1,120	4,102	272	4,23	2,513	0,805
Bruges C.	0,717	1,208	4,278	176	5,59	2,563	0,843
Courtrai	0,654	0,791	4,093	489	4,74	2,487	0,605
Dixmude	1,079	1,708	4,774	131	6,15	2,833	0,792
Eekloo	0,421	0,943	4,107	192	3,73	2,537	1,120
Furnes	1,223	1,304	4,112	147	8,15	2,358	0,533
Gand C.	0,514	1,157	4,067	223	4,64	2,475	1,626
Hasselt	0,818	1,590	5,313	152	6,33	3,144	0,972
Louvain C.	1,082	1,490	4,221	198	4,12	2,591	0,689
Maaseyck	0,760	1,694	6,328	80	4,55	3,857	1,115
Malines C.	0,460	0,724	4,380	324	3,55	2,713	0,787
Ostende	0,754	0,825	4,387	309	6,85	2,573	0,547
Roulers	0,634	1,175	4,796	355	4,46	2,927	0,927
St-Nicolas	0,200	0,534	4,758	345	3,13	2,968	1,335
Termonde	0,423	0,839	4,637	412	3,24	2,887	0,992
Tielt	0,487	0,914	5,193	237	4,36	3,175	0,939
Tongres	0,846	2,573	4,992	164	3,70	3,085	1,521
Turnhout	0,864	1,557	5,753	130	3,98	3,539	0,901
Ypres	1,048	0,879	4,515	178	6,97	2,643	0,420
Moyennes	0,706	1,193	4,622	249	4,87	2,803	0,918
± écart-type	±0,055	±0,098	±0,131	± 24	±0,29	±0,083	±0,067
Bruxelles C.	0,646	0,848	3,471	305	5,38	2,087	0,657
M. générales	0,746	1,209	3,725	631	5,74	2,238	0,811
± écart-type	±0,039	±0,113	±0,158	±156	±0,29	±0,100	±0,058

mais résulte aussi du fait qu'en moyenne, un peu plus de deux enfants par fratrie survivent et se marient. Une estimation moyenne de b, légèrement supérieure à 2, peut donc être admise.

Reprenons à présent la figure 3 et adoptons pour la période 1920-29 une valeur de b égale à 2,2.

Nous voyons alors qu'en moyenne, les unions 222 ont une fréquence observée égale à la fréquence théorique prévue par Dahlberg (pour $b = 2{,}2$), tandis que les unions 233, ont, en moyenne, une fréquence observée inférieure à la fréquence théorique correspondant, dans le modèle de Dahlberg, à la valeur $b = 2{,}2$.

Dans notre pays, la situation moyenne en 1920-29 était donc telle que les unions entre cousins germains se faisaient au hasard comme dans une population panmictique, tandis que les unions entre cousins issus de germains étaient moins fréquentes que dans une population pratiquant la panmixie.

9. Deuxième estimation b** du paramètre b ; comparaison de b* et b**

La formule (4), vraie lorsque les conditions 1 et 2 du paragraphe 5 sont satisfaites, nous fournit une deuxième estimation de b :

$$b^{**} = \frac{c_{233}}{2c_{222}}$$

La moyenne observée pour l'ensemble de nos arrondissements et de nos villes est $\bar{b}^{**} = 0{,}811$. Cette estimation trop faible de b s'explique ici, comme nous l'avons montré dans le paragraphe 7, par le fait que les unions 233 sont moins nombreuses que celles qu'on trouverait en régime panmictique.

Le tableau 1 donne, par arrondissement et par ville, la valeur de

$$b^{**} = \frac{c_{233}}{2c_{222}} \text{ et de } b^{*} = b' \left[1 - (0{,}345 + t)\right]$$

t étant le taux d'émigration, en 1925, par arrondissement et par ville.

Les moyennes de ces estimations sont, pour l'ensemble des arrondissements et des villes

$$\bar{b}^{**} = 0{,}811 \pm 0{,}058 \text{ et } \bar{b}^{*} = 2{,}238 \pm 0{,}100$$

Bien que ces moyennes soient très différentes, les deux estimations de b sont faiblement (quoique significativement) corrélées.

Le coefficient de corrélation entre b* et b**, vaut en effet

$$0{,}433 \pm 0{,}124$$

mais cette corrélation positive n'est due qu'à la présence des villes. Quoique positifs, les coefficients de corrélation dans les groupes plus homogènes formés par les arrondissements wallons, les arrondissements flamands et les villes, ne sont pas significatifs.

*Manifestement, b** n'est pas une bonne estimation du paramètre b.*

Les moyennes, les écarts-type et les coefficients de corrélation de b** et de b* sont réunis dans le tableau 2. L'arrondissement de Bruxelles moins l'agglomération bruxelloise, désigné par Brux. C., n'a été ajouté que pour l'ensemble du pays. Remarquons que sur tous les graphiques qui vont suivre, les caractéristiques de Brux. C. lui assignent une position centrale parmi les arrondissements et les villes de notre pays.

TABLEAU 2

	Arr. wall. (13)	Arr. flam. (21)	Villes (9)	Total y compris Brux. C. (44)
$\bar{b}^{**}$	1,002 ± 0,092	0,918 ± 0,067	0,302 ± 0,029	0,811 ± 0,058
s^{**}	0,330 ± 0,065	0,305 ± 0,047	0,088 ± 0,021	0,384 ± 0,041
$\bar{b}^{*}$	1,877 ± 0,089	2,803 ± 0,083	1,456 ± 0,117	2,238 ± 0,100
s^{*}	0,322 ± 0,063	0,379 ± 0,059	0,350 ± 0,082	0,664 ± 0,071
r (b*/b**)	0,012 ± 0,289	0,330 ± 0,199	0,249 ± 0,332	0,433 ± 0,124
rapport $\frac{\bar{b}^{**}}{\bar{b}^{*}}$	0,534	0,328	0,207	0,362

On voit que c'est dans les arrondissements wallons que la dissemblance entre les deux estimations de b est la plus atténuée : ces arrondissements se rapprochent peut-être plus du modèle panmictique que les arrondissements flamands et que les villes ; pour ces dernières, la moyenne de b** n'est que le cinquième de celle de b*.

Dans la suite de ce travail, nous retiendrons uniquement b* comme estimation de b.

La figure 4 met en relation b** et b*. Il est remarquable de voir le groupement qui s'opère naturellement : les villes, les arrondissements wallons et les arrondissements flamands forment trois groupes nettement distincts.

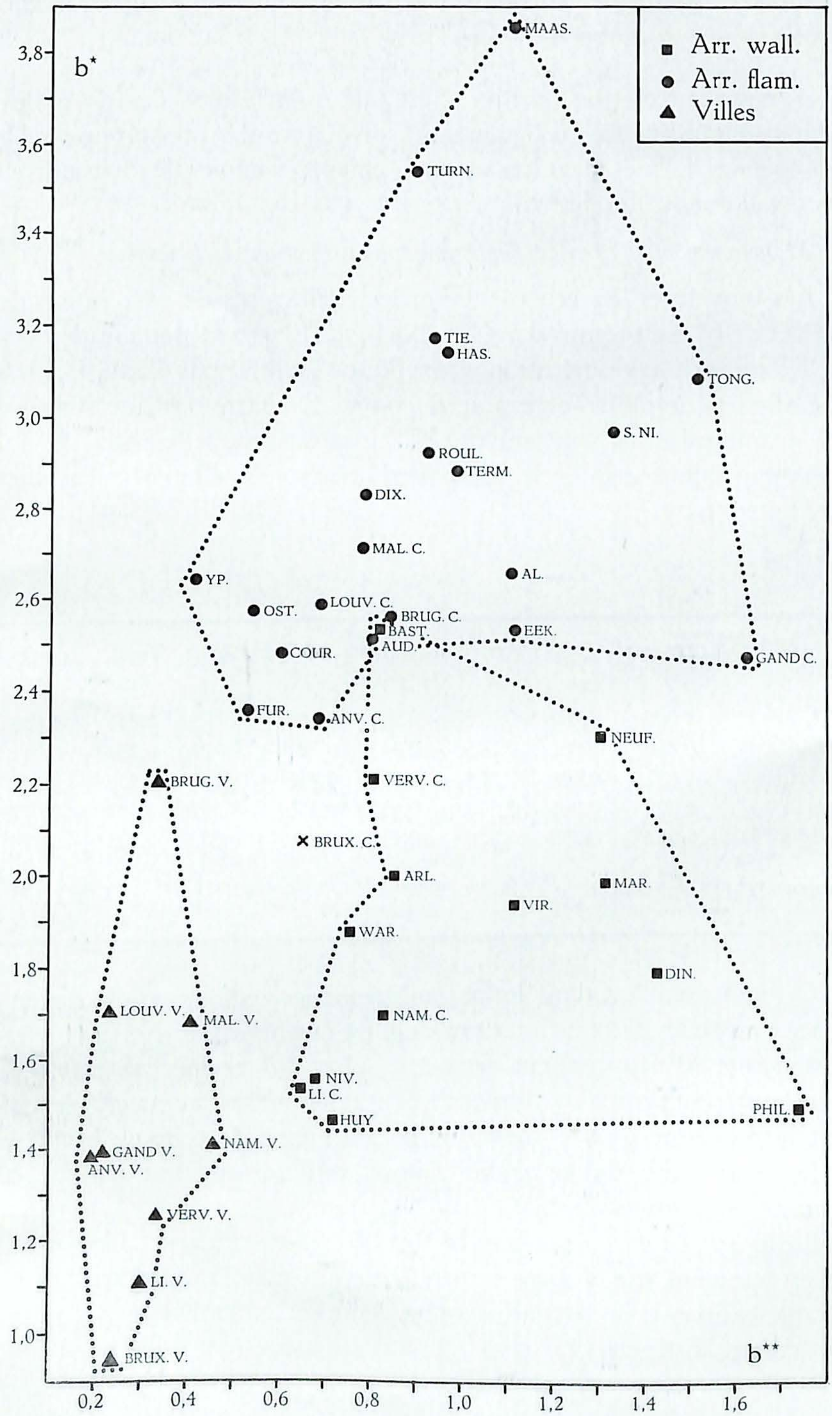

b*
b**
Arr. wall.
Arr. flam.
Villes
MAAS.
TURN.
TIE.
HAS.
TONG.
S. NI.
ROUL.
TERM.
DIX.
MAL. C.
AL.
YP.
OST.
LOUV. C.
BRUG. C.
BAST.
AUD.
EEK.
GAND C.
COUR.
FUR.
ANV. C.
NEUF.
BRUG. V.
VERV. C.
BRUX. C.
ARL.
MAR.
VIR.
WAR.
DIN.
LOUV. V.
MAL. V.
NAM. C.
NIV.
LI. C.
PHIL.
HUY
NAM. V.
GAND V.
ANV. V.
VERV. V.
LI. V.
BRUX. V.
3,8
3,6
3,4
3,2
3,0
2,8
2,6
2,4
2,2
2,0
1,8
1,6
1,4
1,2
1,0
0,2
0,4
0,6
0,8
1,0
1,2
1,4
1,6

FIG. 4.

10. Estimations de l'effectif des isolats composant les arrondissements et les villes

Les formules 5 et 6 du paragraphe 5 peuvent servir à estimer l'effectif des isolats composant les arrondissements et les villes. Pour chaque unité géographique, nous possédons, en effet, les valeurs observées de c_{222} et de c_{233} ainsi qu'une estimation b* du paramètre b.

Nous désignons par

$$n' = 2\ b^* \ (b^* - 1) \ / \ c_{222} \tag{7}$$

l'estimation de n basée sur la fréquence des unions 222 et par

$$n'' = 4b^{*2} \ (b^* - 1) \ / \ c_{233} \tag{8}$$

celle qui est basée sur la fréquence des unions 233.

Pour n', nous trouvons les moyennes suivantes, rangées par ordre de valeurs croissantes

272 (villes)
371 (arrondissements wallons)
1015 (moyenne générale)
1746 (arrondissements flamands)

La figure 5 illustre le lien entre b* et c_{222}.

Pour l'ensemble des arrondissements et des villes du pays, il n'y a pas de corrélation entre c_{222} et b* ; mais dans le groupe formé des seuls arrondissements wallons, il existe une corrélation significative : $r\ (c_{222}\ /\ b^*) = 0{,}753$. Dans les arrondissements wallons, il y a donc un lien positif entre l'étendue de la fratrie et la fréquence des unions entre cousins germains.

Les courbes de la figure 5 correspondent chacune à une valeur déterminée de n' : en effet, tous les points d'une même courbe ont des coordonnées c_{222} et b* dont les valeurs, introduites dans la formule 7, conduisent à une même valeur de n'. Les valeurs de n' choisies sont les moyennes pour les villes (272), pour les arrondissements wallons (371) et pour les arrondissements flamands (1746). Nous avons aussi tracé les courbes correspondant à n' = 1015, la moyenne générale du pays, et à n' = 400 et n' = 3000, les valeurs extrêmes suggérées par Dahlberg ; ces deux dernières courbes limitent une zone qui comprend la majorité des arrondissements. Ce-

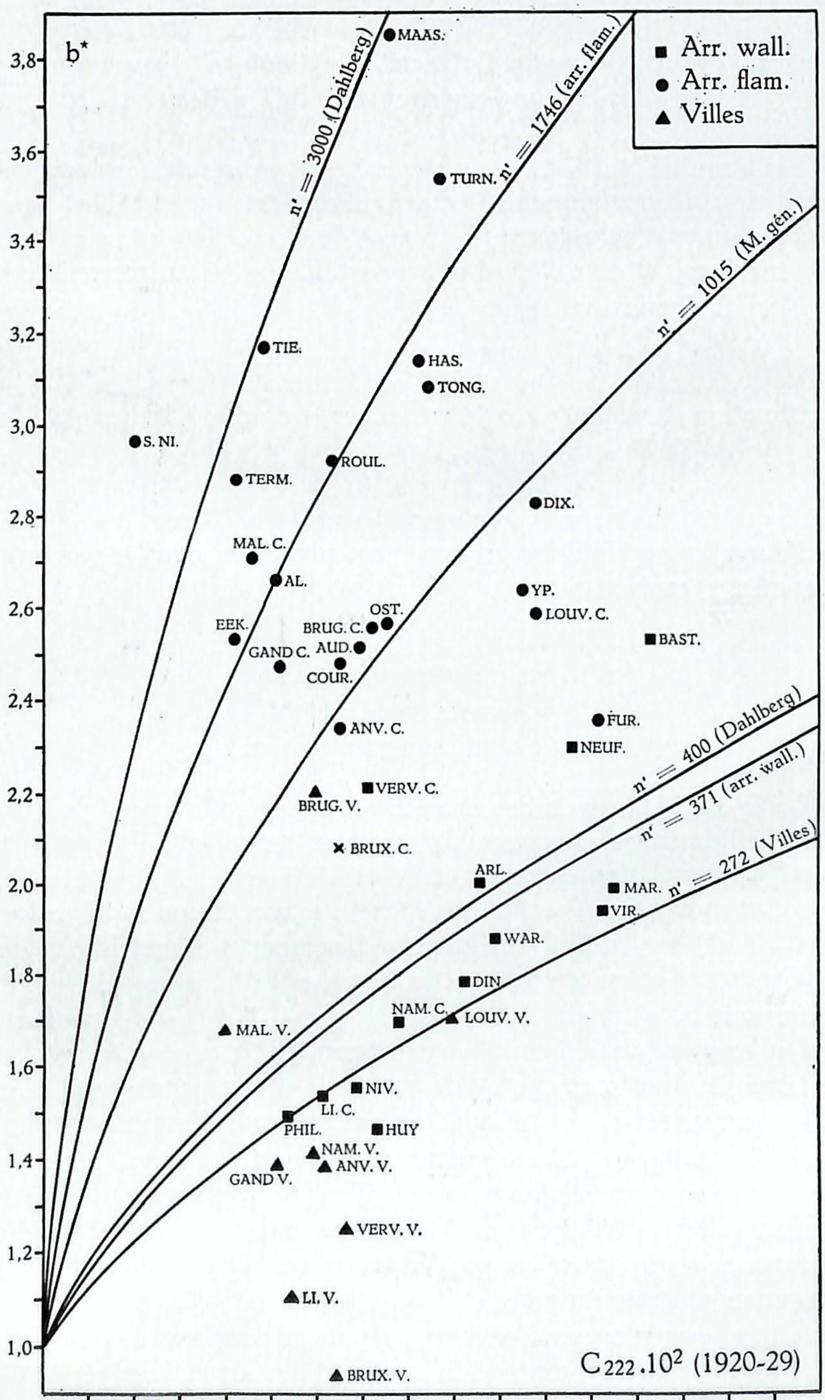

b*
Arr. wall.
Arr. flam.
Villes
n' = 3000 (Dahlberg)
n' = 1746 (arr. flam.)
n' = 1015 (M. gén.)
n' = 400 (Dahlberg)
n' = 371 (arr. wall.)
n' = 272 (Villes)
MAAS.
TURN.
TIE.
HAS.
TONG.
S. NI.
ROUL.
TERM.
DIX.
MAL. C.
AL.
YP.
LOUV. C.
EEK.
OST.
BRUG. C.
AUD.
GAND C.
COUR.
BAST.
ANV. C.
FUR.
NEUF.
VERV. C.
BRUG. V.
BRUX. C.
ARL.
MAR.
VIR.
WAR.
DIN
NAM. C.
LOUV. V.
MAL. V.
NIV.
LI. C.
PHIL.
HUY
NAM. V.
ANV. V.
GAND V.
VERV. V.
LI. V.
BRUX. V.
C222.10² (1920-29)
3,8
3,6
3,4
3,2
3,0
2,8
2,6
2,4
2,2
2,0
1,8
1,6
1,4
1,2
1,0
0,2
0,4
0,6
0,8
1,0
1,2
1,4
1,6

Fig. 5

pendant, 7 villes et 9 arrondissements wallons échappent à cette règle : ils se composeraient d'isolats d'effectifs inférieurs à 400.

Pour n'', tiré de la formule 8, nous trouvons les moyennes suivantes, rangées par ordre de valeurs croissantes

803 (arrondissements wallons)
1543 (villes)
3204 (moyenne générale)
5449 (arrondissements flamands)

Cette dernière valeur dépasse largement le maximum 3000 donné par Dahlberg. La moyenne de n'' pour l'ensemble des arrondissements et des villes du pays est trois fois supérieure à la moyenne 1015 de n' : l'estimation de l'effectif basée sur c_{222} paraît donc plus acceptable que celle qui est basée sur c_{233}.

La figure 6 illustre le lien entre c_{233} et b*. Il y a une faible corrélation entre les deux variables pour l'ensemble du pays, mais elle est non significative : $r = 0{,}278 \pm 0{,}141$. Les corrélations à l'intérieur des groupes séparés formés par les arrondissements wallons et les arrondissements flamands sont plus élevées et elles sont significatives ; elles valent respectivement

$$r = 0{,}497 \pm 0{,}217$$
$$r = 0{,}427 \pm 0{,}183$$

Les points de chacune des courbes de la figure 6 ont des coordonnées c_{233} et b* qui donnent, par la formule 8, une même valeur à n''. Les valeurs de n'' choisies sont les valeurs moyennes pour les arrondissements wallons (803), pour les villes (1543) et pour les arrondissements flamands (5449). A la moyenne générale pour le pays (3204) et aux valeurs extrêmes de Dahlberg (400 et 3000) correspondent également des courbes. La situation est très différente de celle de la figure 5. Non seulement les arrondissements flamands auraient des isolats d'un effectif supérieur à 3000, mais le chiffre 400 de Dahlberg constituerait réellement une limite inférieure de l'effectif des isolats. Seuls les arrondissements de Philippeville et de Dinant et les villes de Bruxelles et de Liège seraient composés d'isolats encore plus réduits.

La figure 7 illustre la corrélation entre les deux estimations de l'effectif des isolats.

Malgré la différence des valeurs moyennes de n' et de n'', on trouve à l'intérieur de chaque groupe et dans l'ensemble des arrondisse-

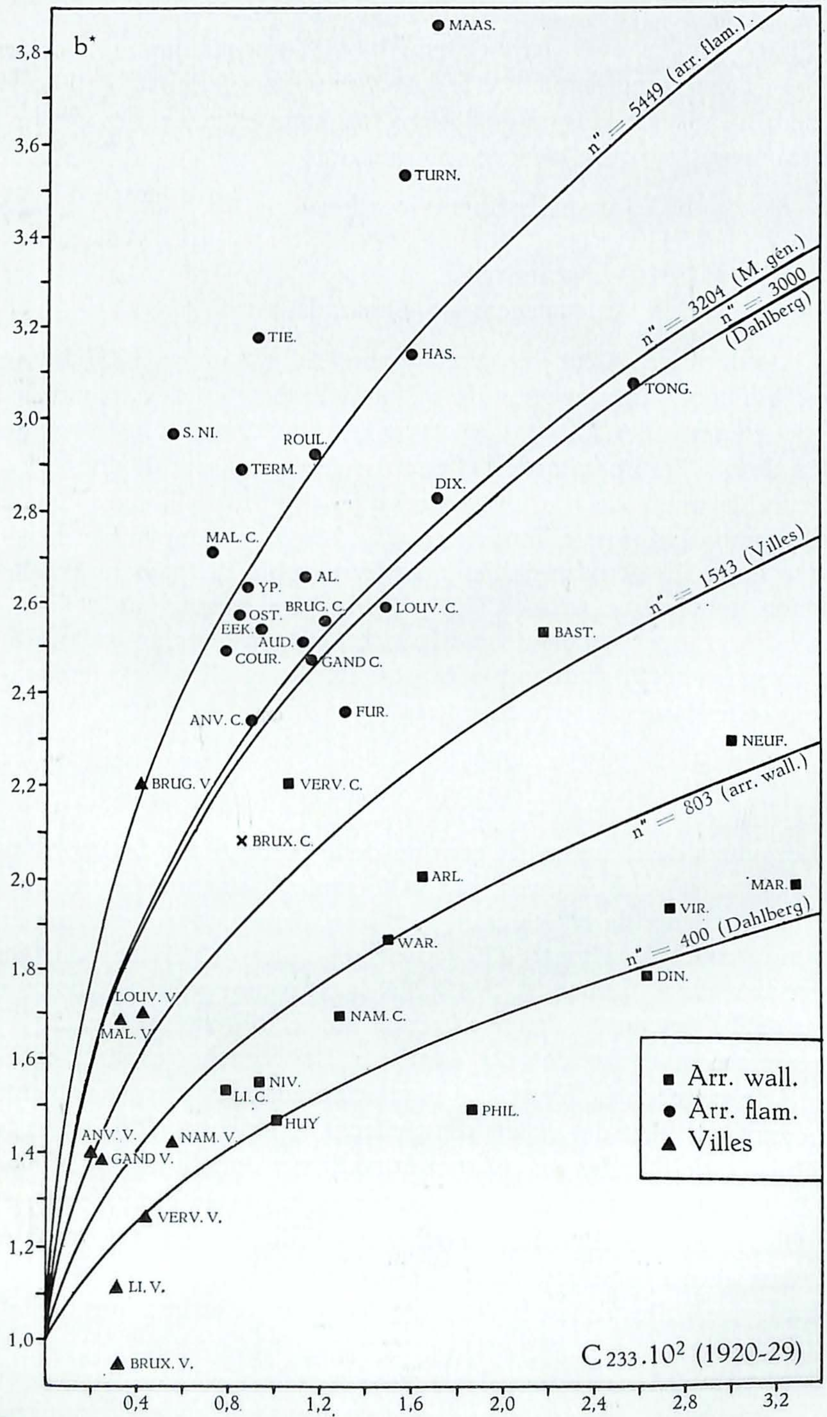

b*
n" = 5449 (arr. flam.)
n" = 3204 (M. gén.)
n" = 3000 (Dahlberg)
n" = 1543 (Villes)
n" = 803 (arr. wall.)
n" = 400 (Dahlberg)
MAAS.
TURN.
TIE.
HAS.
TONG.
S. NI.
ROUL.
TERM.
DIX.
MAL. C.
AL.
YP.
OST.
BRUG. C.
LOUV. C.
EEK.
AUD.
COUR.
GAND C.
BAST.
ANV. C.
FUR.
NEUF.
BRUG. V.
VERV. C.
BRUX. C.
ARL.
MAR.
VIR.
WAR.
DIN.
LOUV. V.
MAL. V.
NAM. C.
NIV.
LI. C.
HUY
PHIL.
ANV. V.
GAND V.
NAM. V.
VERV. V.
LI. V.
BRUX. V.
Arr. wall.
Arr. flam.
Villes
C 233.10² (1920-29)
3,8
3,6
3,4
3,2
3,0
2,8
2,6
2,4
2,2
2,0
1,8
1,6
1,4
1,2
1,0
0,4
0,8
1,2
1,6
2,0
2,4
2,8
3,2

Fig. 6.

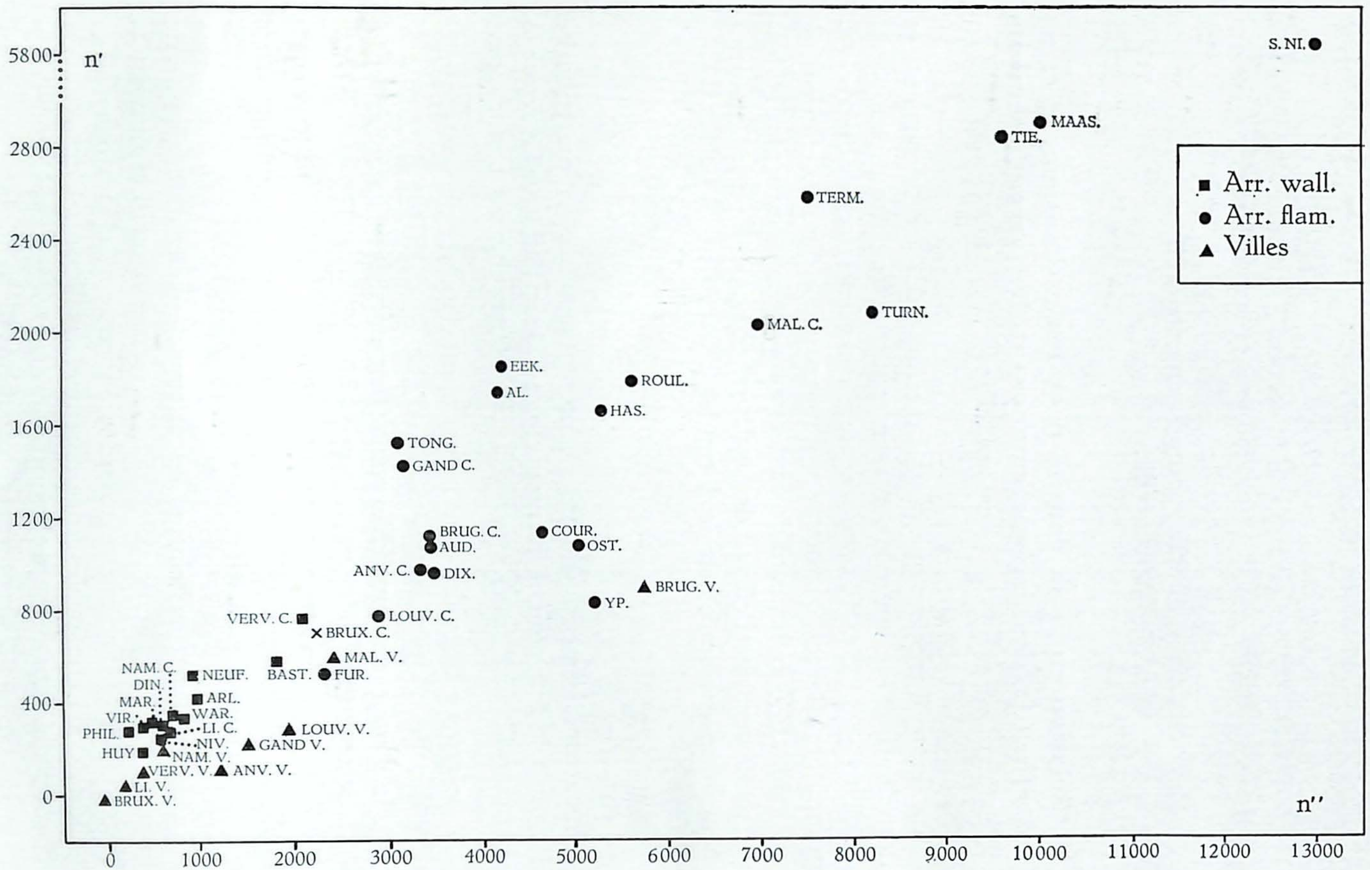

n'
n''
Arr. wall.
Arr. flam.
Villes
5800
2800
2400
2000
1600
1200
800
400
0
0
1000
2000
3000
4000
5000
6000
7000
8000
9000
10000
11000
12000
13000
S. NI.
MAAS.
TIE.
TERM.
TURN.
MAL. C.
EEK.
AL.
ROUL.
HAS.
TONG.
GAND C.
BRUG. C.
AUD.
COUR.
OST.
ANV. C.
DIX.
BRUG. V.
YP.
VERV. C.
LOUV. C.
BRUX. C.
MAL. V.
NAM. C.
NEUF.
BAST.
FUR.
DIN.
ARL.
MAR.
WAR.
VIR.
LI. C.
PHIL.
LOUV. V.
NIV.
GAND V.
HUY
NAM. V.
VERV. V.
ANV. V.
LI. V.
BRUX. V.

FIG. 7.

ments et des villes du pays une corrélation très élevée entre n' et n'', soit

0,899 ± 0,043 (arrondissements flamands)
0,928 ± 0,021 (ensemble des arrondissements et des (villes)
0,934 ± 0,037 (arrondissements wallons)
0,963 ± 0,026 (villes)

11. Relation entre la densité d et les estimations n' et n'' des effectifs des isolats composant les arrondissements et les villes

La figure 8 montre que pour l'ensemble des arrondissements et des villes il existe une relation inverse très nette entre d et n' (r = −0,296 ± 0,139). Si l'on accepte l'hypothèse que les unités géographiques choisies se composent d'un ensemble d'isolats et que n' est une estimation de l'effectif de ceux-ci, on peut dire que « plus la densité est élevée, plus l'effectif de l'isolat est réduit ». Cette loi pourrait même être exprimée par la formule

$$n' = \text{constante} \times \frac{1}{d}$$

si les arrondissements wallons ne présentaient pas la particularité d'avoir à la fois pour n' et pour d des valeurs faibles. La figure 8 sépare nettement les 3 types d'unités géographiques considérées :

1. le groupe des villes dans lequel n' est d'autant plus petit que la densité est plus forte (r = −0,665 ± 0,197)
2. le groupe des arrondissements flamands dans lequel n' et la densité sont indépendants (r = 0,190 ± 0,216)
3. le groupe des arrondissements wallons de faible densité et composé d'isolats à effectif réduit. La corrélation est négative, mais non significative (r = −0,397 ± 0,243).

La figure 9 met en relation les valeurs de n'' et de la densité de population. Dans l'ensemble, on a la même disposition que sur la figure 8, c'est-à-dire une relation inverse entre n'' et d (r = −0,271 ± 0,141) ; ici encore, les arrondissements wallons ont des isolats à effectif réduit en même temps qu'une densité de population faible (r = −0,174 ± 0,280) ; les arrondissements flamands ont des valeurs

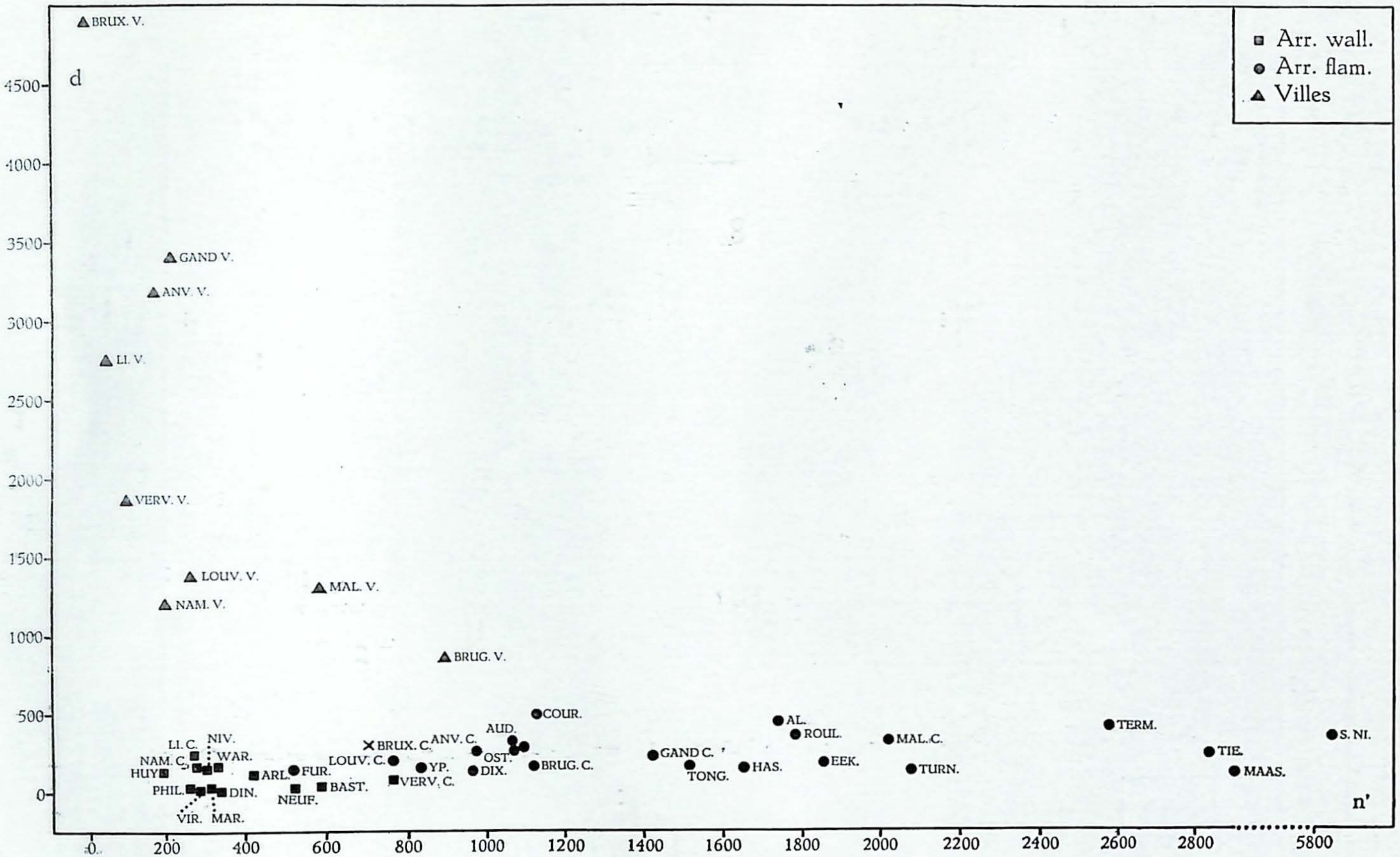
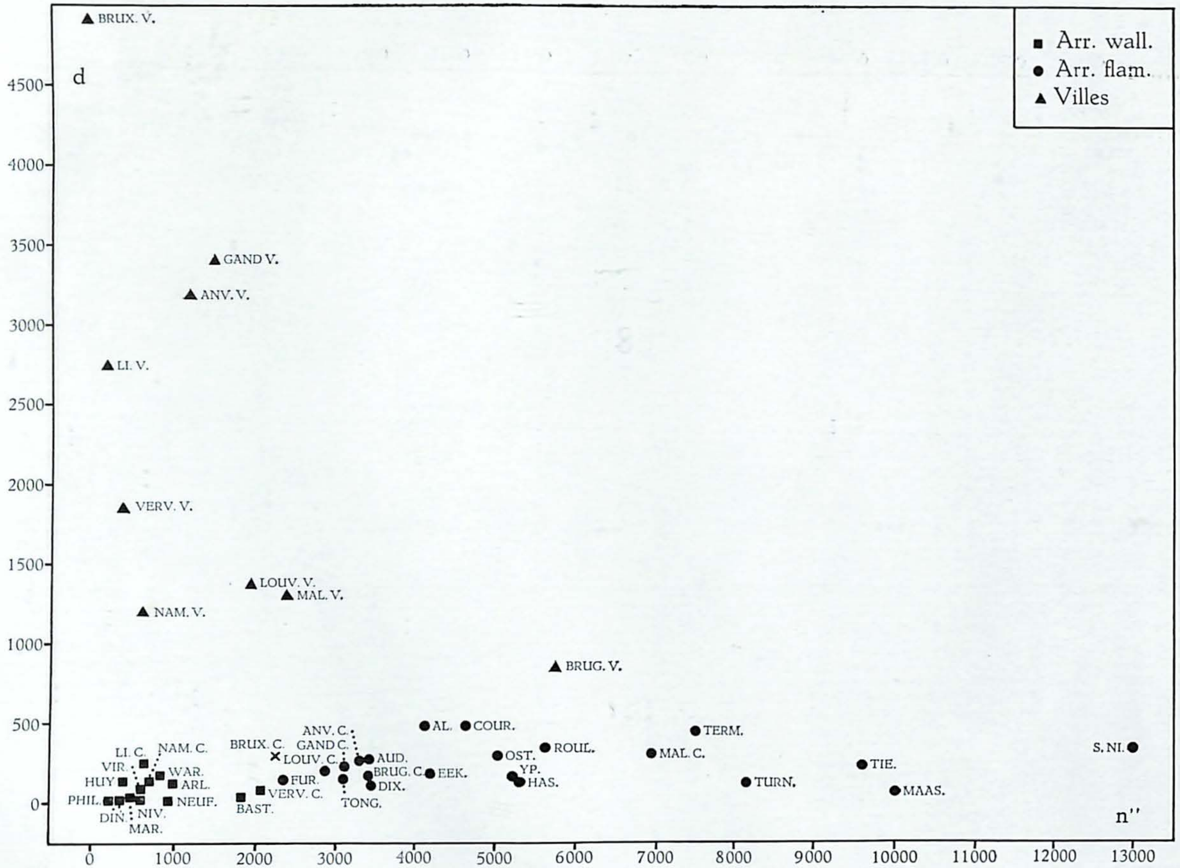

Arr. wall.
Arr. flam.
Villes
d
n'
4500
4000
3500
3000
2500
2000
1500
1000
500
0
0
200
400
600
800
1000
1200
1400
1600
1800
2000
2200
2400
2600
2800
5800
BRUX. V.
GAND V.
ANV. V.
LI. V.
VERV. V.
LOUV. V.
MAL. V.
NAM. V.
BRUG. V.
COUR.
AL.
ROUL.
TERM.
MAL. C.
S. NI.
TIE.
MAAS.
AUD.
ANV. C.
BRUX. C.
LOUV. C.
OST.
GAND C.
TONG.
HAS.
EEK.
TURN.
BRUG. C.
YP.
DIX.
VERV. C.
FUR.
BAST.
NEUF.
ARL.
LI. C.
NIV.
WAR.
NAM. C.
HUY
PHIL.
DIN.
VIR.
MAR.

Fig. 8.



Arr. wall.
Arr. flam.
Villes
d
n''
BRUX. V.
GAND V.
ANV. V.
LI. V.
VERV. V.
LOUV. V.
MAL. V.
NAM. V.
BRUG. V.
AL.
COUR.
TERM.
ANV. C.
BRUX. C.
GAND C.
LOUV. C.
AUD.
BRUG. C.
EEK.
OST.
ROUL.
MAL. C.
S. NI.
YP.
HAS.
TIE.
TURN.
MAAS.
FUR.
DIX.
TONG.
VERV. C.
BAST.
LI. C.
NAM. C.
VIR.
WAR.
HUY
ARL.
PHIL.
NEUF.
DIN.
NIV.
MAR.
0
500
1000
1500
2000
2500
3000
3500
4000
4500
1000
2000
3000
4000
5000
6000
7000
8000
9000
10000
11000
12000
13000

FIG. 9.

de n'' très variables ($r = 0{,}112 \pm 0{,}221$). Enfin, les villes seules montrent une nette corrélation négative entre d et n'' ($r = -0{,}571 \pm 0{,}238$). La corrélation négative observée dans l'ensemble des villes et des arrondissements s'explique ainsi : d est corrélé négativement avec b* et avec c_{233} ; mais n'' étant égal à $4\ b^{*2}\ (b^* - 1)\ /\ c_{233}$, la corrélation négative de b* avec d l'emporte sur celle de c_{233} avec d, de sorte que finalement d est en corrélation négative avec n''.

12. Analyse des données

a) En nous basant d'abord sur des situations moyennes qui sont plus favorables à une première analyse d'un phénomène aussi complexe, nous avons vu que, pour la période 1920-29, les fréquences c_{222} conduisent, dans l'hypothèse de panmixie de Dahlberg, à une valeur de b (2,2) conforme à ce qu'elle doit être dans la réalité pour expliquer l'accroissement démographique de la population, alors que les fréquences c_{233} conduisent à une valeur de b égale seulement à 1,72.

Pour la période de 1955-59, le modèle de Dahlberg aboutit, pour les fréquences des deux types d'unions consanguines, à une estimation moyenne de b (1,5) certainement inférieure au nombre réel.

Ces constatations nous permettent d'affirmer que, dans le cas qui nous concerne, les mariages consanguins ne sont pas spécialement évités pour des raisons d'eugénique. En effet, dans cette hypothèse, ce seraient les unions entre cousins germains qui devraient être réduites.

Ne croyons pas non plus que, dans le cadre de notre société, les unions consanguines sont particulièrement recherchées pour des raisons d'intérêt : remarquons que si des germains font marier leurs enfants, ils n'évitent que très partiellement, dans la structure juridique qui est la nôtre, le morcellement du patrimoine. L'inefficacité de cette façon d'agir augmente surtout avec le nombre d'enfants de la fratrie et l'accroissement d'un patrimoine nous semble être assuré aussi efficacement, si pas plus, par des alliances avec des sujets non apparentés. On fait souvent appel à l'exemple des familles régnantes pour démontrer que le souci de maintenir au sein d'une famille des prérogatives ou des avantages matériels est lié à une consanguinité élevée, mais il nous semble qu'il s'agit d'un cas très particulier puisque la forte consanguinité de ces familles s'obtient à partir de sujets géographiquement très dispersés. Il n'est peut-être pas inutile de rappeler ici que Lévi-Strauss (1949, p. 158), envisageant le problème sous ses aspects ethnologiques, a sérieusement mis en doute que le mariage entre cousins croisés, phénomène particulièrement fréquent, puisse s'expliquer par le désir de conserver au sein de la famille les biens les plus précieux.

Nous devons donc admettre que le nombre moyen d'enfants par fratrie, réellement effectif dans la consanguinité, est inférieur au nombre réel.

En effet, si nous admettons que le nombre moyen réel d'enfants par fratrie est de 2,2 aux deux périodes considérées, nous pouvons lui comparer les estimations moyennes obtenues (fig. 3).

En 1920-29, 100 % des fratries de deuxième génération font partie de l'isolat, alors que 78 % (1,72 / 2,2) seulement des fratries de troisième génération continuent à faire partie de l'isolat de la famille.

En 1955-59, la valeur moyenne de b, conforme au modèle théorique moyen, est de 1,5 pour les deux types de mariages consanguins : 68 % seulement des fratries de deuxième et troisième générations continuent à faire partie de l'isolat de la famille.

Nous observons donc, comme nous l'avons fait remarquer antérieurement (Defrise *et al.*, 1963), que la consanguinité tend vers une limite inférieure qui semble, dans les conditions actuelles, ne pas devoir être dépassée.

Le facteur responsable de cette évolution exerçait en 1920-29 son influence sur les unions entre cousins issus de cousins germains pour étendre son action aux cousins germains en 1955-59.

L'hypothèse la plus simple qui se puisse formuler est que le phénomène observé est la conséquence d'un relâchement de l'intimité des relations familiales dont on pourrait préciser l'évolution au moyen d'une enquête du type de celle proposée par Klapp (1959). La famille qui était jadis fréquemment une unité de production ne sera bientôt même plus une unité de consommation. Elle a été ramenée aux dimensions de ce que les ethnologues appellent la famille nucléaire ou conjugale. Les facteurs de progrès comme l'auto, la télévision, le téléphone et toutes les formes d'automatisation ont largement contribué à isoler l'homme moderne de ceux auprès desquels il vit. Ce phénomène doit être plus marqué dans les villes où la vie du groupe repose sur des services publics, que dans les campagnes où la nécessité d'un esprit de coopération se fait plus sentir.

b) L'examen des résultats obtenus en considérant séparément les unités géographiques renforce encore l'idée que le concept d'isolat, tel qu'il a été proposé par Dahlberg, doit être élargi.

Deux faits importants sont à souligner.

1) Les données relatives aux villes conduisent, par les formules 7 et 8, à une dimension faible de l'isolat, plus faible que celle rencontrée dans l'ensemble des régions rurales.

Cette constatation est en contradiction avec l'hypothèse, généralement admise, que l'accroissement des moyens de communication doit avoir contribué à la rupture des isolats.

2) La dimension de l'isolat n'est pas la même si nous la calculons à partir des mariages entre cousins germains ou entre cousins issus de cousins germains (Morton, 1955).

Rappelons que des difficultés semblables ont été rencontrées par divers auteurs.

Dahlberg (1947, p. 93) avait déjà lui-même mentionné le caractère idéal de la notion d'isolat telle qu'il la définissait : il soulignait notamment le fait que les isolats de deux individus ne coïncident jamais exactement.

Cavalli-Sforza (1956-57), dans l'enquête poursuivie dans la province de Parme (Italie), a basé ses estimations des effectifs des isolats sur les pourcentages de mariages entre cousins germains. Les fréquences de ce type d'union sont, dans cette région, en relation plus étroite avec l'importance de l'effectif de la population des villages que les fréquences des unions entre cousins issus de cousins germains. Ces dernières fournissent des valeurs de la dimension de l'isolat en accord avec les premières quand on ne considère que les villages situés à une altitude supérieure à 700 mètres, villages qui répondent mieux au modèle qu'on se fait de l'isolat.

Sutter et Tabah (1948 et 1956-57, p. 232), au contraire, se montrent nettement favorables à une estimation de la dimension de l'isolat basée sur la fréquence des unions entre cousins issus de cousins germains : selon eux, dans l'optique de la panmixie, on se rapproche d'autant plus d'unions conclues au hasard que les unions se réalisent entre des conjoints de parenté plus lointaine.

Sans trancher la question (ce que nos observations ne nous permettent pas de faire en toute sécurité), il nous paraît cependant que, dans l'ensemble, les estimations basées sur les fréquences des unions entre cousins germains sont les plus acceptables.

Malgré la multitude de causes en jeu et le nombre restreint de données d'observation, les arrondissements wallons, les arrondissements flamands et les villes se groupent de façon cohérente sur nos graphiques, montrant que des lois réelles, quoique plus ou moins lâches, régissent les liens entre les différentes données observées. Il en est notamment ainsi pour le rapport

$$\frac{n''}{n'} = \frac{b^*}{b^{**}} = \frac{2\ b^*\ c_{222}}{c_{233}}$$

dont les moyennes sont

5,15 $\pm$ 0,55 pour les villes
3,39 $\pm$ 0,21 pour les arrondissements flamands
et 2,04 $\pm$ 0,16 pour les arrondissements wallons
avec 3,34 $\pm$ 0,23 comme moyenne générale pour la Belgique.

Ces moyennes s'expliquent ainsi :

1) Le rapport n''/n', qui serait égal à 1 dans le modèle de Dahlberg, est trop élevé dans les villes non parce que les nombres b^* et c_{222} sont trop élevés, mais parce que le nombre d'unions 233 est trop faible ; une fraction considérable des fratries de troisième génération est perdue pour la consanguinité.

2) La valeur moins élevée du rapport n''/n' pour les arrondissements ruraux semble montrer que la fraction des fratries de troisième génération soustraite à l'isolat de la famille est moins grande que dans les villes.

3) Enfin, la moyenne du nombre $b^{**} = c_{233}/2c_{222}$ est pratiquement la même dans les arrondissements wallons et flamands (1,002 et 0,918), alors qu'elle est très faible dans les villes (0,302). La différence du rapport n''/n' entre les arrondissements wallons et flamands est donc surtout imputable au fait que dans les arrondissements flamands le nombre moyen d'enfants b^* par fratrie est plus élevé que dans les arrondissements wallons (2,803 contre 1,877).

Pour les trois ensembles, villes, arrondissements wallons et arrondissements flamands, la relation qui unit la densité de la population et le taux d'émigration est très nettement différente :

a) dans les arrondissements flamands, il y a une corrélation négative qui nous indique que, même là où la densité est élevée, on émigre peu ; ce qui correspond aux possibilités de développement économique offertes sur place dans cette région du pays ($r = -0{,}360 \pm 0{,}195$).

b) pour les villes et les arrondissements wallons, la corrélation est élevée : c'est-à-dire que plus la densité est élevée, plus les individus ont tendance à se déplacer ($r = 0{,}631 \pm 0{,}213$ pour les villes et $0{,}594 \pm 0{,}187$ pour les arrondissements wallons).

La nature de cette émigration est différente dans les deux derniers cas, puisque dans les villes il s'agit le plus fréquemment d'un déplacement d'une commune à l'autre, alors que dans les arrondissements wallons la population quitte les communes à effectifs faibles pour gagner les centres les plus importants.

Ce à quoi nous assistons, ce n'est pas à la rupture des isolats, mais à une modification profonde de leur nature.

Sous le terme d'isolat, on entend généralement le nombre de sujets parmi lesquels se fait le choix du conjoint. Or, on introduit, sans la formuler, l'hypothèse qu'aucun sujet géographiquement proche n'est exclu de l'isolat, en raison de son appartenance à une classe sociale différente par exemple.

Les familles régnantes nous offrent justement l'exemple d'isolats très particuliers, numériquement faibles, mais dont les membres sont géographiquement très dispersés.

Des contrastes du même type s'observent entre les différentes régions de notre pays.

En effet, chaque individu se trouve avoir des rapports sociaux avec un certain nombre de personnes dont une partie représente des conjoints possibles : ceux-ci constituent « un cercle de mariage » dont chaque membre aura une certaine probabilité de devenir ce conjoint. Cette probabilité est fonction du nombre et de la qualité des rapports qu'ont les autres membres de ce groupe avec le sujet initial.

Pour un sujet habitant une commune relativement isolée et peu peuplée, on admettra facilement que son « cercle de mariage » comprend d'abord tous les membres mariables de cette communauté et ensuite ceux des communautés les plus voisines. Il y a donc superposition de la notion d'isolat en tant que collection d'individus mariables et de l'isolat comme superficie géographique sur laquelle se distribuent les sujets éligibles comme conjoints.

Un autre sujet du même âge et de la même commune possèdera « un cercle de mariage », à peu de chose près, constitué des mêmes personnes. Les « cercles de mariage » des divers sujets d'un âge donné vivant dans une commune petite et plus ou moins isolée ont tendance à être très semblables entre eux et à se confondre avec la fraction mariable de la totalité du groupe qui participe à la vie sociale. Le « cercle de mariage » d'un individu est, dans ce cas, constitué en grande partie par les descendants des membres des cercles de mariage de ses parents. Remarquons aussi que les différences sociales n'imposent pas au groupe une stratification aussi marquée à la campagne qu'à la ville. Dans une ville, la situation se présente d'une façon totalement différente. L'aire géographique sur laquelle se répartissent les relations d'un individu n'est probablement pas plus grande en ville qu'à la campagne. Les rapports entre individus sont rendus suffisamment intenses par la forte densité de la population urbaine pour réduire à un minimum le rôle que peuvent jouer les moyens de communication (Chombart de Lauwe, 1952, p. 106 et 107). Mais ici chaque individu comprend dans son cercle de mariage une collection de sujets différente de celle de son voisin.

Cette diversité s'explique parfaitement si l'on compare un cercle de mariage avec un échantillon d'effectif n tiré au hasard d'une population plus ou moins nombreuse. Plusieurs échantillons de même effectif ont d'autant moins de chances de coïncider que la population totale est plus grande : deux groupes de 500 personnes tirées au hasard dans une ville très peuplée différeront presque sûrement, tandis que si on opère dans une commune de 1.000 habitants, les deux groupes chevaucheront en partie. Mais l'hétérogénéité des cercles de mariage des citadins se trouve parfois renforcée par le rôle plus important réservé en milieu urbain aux diversifications sociales, religieuses, professionnelles et psychologiques (similitudes d'intérêts). La mobilité des personnes, combinée à la mobilité sociale, fait que ces cercles de mariage sont l'objet d'un continuel remaniement. Le cercle de mariage des descendants d'un individu comprendra des individus dont la majeure partie ne sera pas constituée par les descendants des sujets qui faisaient partie du cercle de mariage des parents.

Les sociologues ont fréquemment insisté sur la moindre cohésion de la vie familiale dans les villes et des expériences récentes tendent à montrer que, dans des populations de plus forte densité, les individus ne mettent pas à profit les occasions plus fréquentes qui leur sont offertes d'intensifier leurs rapports sociaux (Hutt et Vaizey, 1966).

Enfin, les cercles de mariage coïncident peu avec les groupements géographiques des individus qui assurent la vie sociale. Les villes seraient finalement constituées par un grand nombre d'isolats non pas particulièrement étendus, mais continuellement renouvelés par des apports extérieurs et très changeants, parce que rapidement remaniés par la nature même de la vie urbaine.

La différence entre isolat urbain et isolat rural nous semble rappeler, dans une large mesure, la distinction qu'on a voulu introduire entre les isolats tels que les concevait Dahlberg et le « neighbourhoods » ou « consanguinité de position » de Wright (MORTON, 1955).

L'enquête psychosociologique menée en France pour préciser les facteurs qui influencent le choix du conjoint, montre notamment l'importance de l'homogamie géographique. Le calcul de la dimension des isolats doit donc accorder une attention particulière à la mobilité de la population. De plus, l'auteur de cette enquête souligne que « le choix reste très limité, aussi bien dans les faits que dans la conscience des individus » (GIRARD, 1964).

Il est donc bien évident que l'analyse de la consanguinité et de la structure génétique de la population recevra une solution plus satisfaisante quand nous serons mieux renseignés sur les conditions qui déterminent le choix du conjoint et sur leurs variations géographiques.

La consanguinité dans l'espèce humaine ne doit pas être envisagée uniquement comme un phénomène naturel, mais c'est aussi et surtout un phénomène culturel.

Nous désirons particulièrement remercier M. Dufrasne, directeur de l'Institut National de Statistique, M. Dillaerts, maître de stage-conseiller et M. Tournay, statisticien principal du Centre de Calcul. L'amabilité et la compétence avec lesquelles ils ont procédé à l'élaboration des données de l'enquête nous ont très largement facilité la poursuite de ce travail.

Centre national de Radiobiologie et de Génétique
et Institut royal des Sciences naturelles de Belgique.

BIBLIOGRAPHIE

CAVALLI-SFORZA, L. L.
1957 Some notes on the breeding patterns of human populations. *Acta Genet.*, **6** : 395-399.

CHOMBART DE LAUWE, P. H.
1952 Paris et l'agglomération parisienne. Paris, Presses universitaires de France, 2 vol., 261 et 111 p.

COMITÉ NATIONAL DE GÉOGRAPHIE.
Atlas de Belgique.
Bruxelles, Institut géographique militaire.

DAHLBERG, G.
1929 Inbreeding in man.
Genetics, **14** : 421-454.
1947 Mathematical methods for population genetics.
Basel, New York, S. Karger, 182 p.

DEFRISE, E., F. TWIESSELMANN et A. LEGUEBE.
1963 Contribution des divers types d'unions à l'évolution du taux de consanguinité de la population belge (1918-1959). Influence de la densité.
Bull. Inst. roy. Sci. nat. Belgique, **39** (19) : 1-34.

FROTA-PESSOA, O.
1957 The estimation of the size of isolates based on census data.
Am. J. hum. Genet., **9** : 9-16.

GIRARD, A.
1964 Le choix du conjoint.
Trav. et Doc. de l'Inst. nat. d'Ét. démogr., **44** : 203 p.

HÉBETTE, F.
1954 L'évolution démographique de la Belgique.
Population, **9** : 85-104.

HUTT, C. et M. J. VAIZEY.
1966 Differential effect of group density on social behaviour.
Nature, **209** (5030) : 1371-1372.

KLAPP, O. E.
1959 Ritual and family solidarity.
Social Forces, **37** : 212-214.

LEVI-STRAUSS, Cl.
1949 Les structures élémentaires de la parenté.
Paris, Presses universitaires de France, 639 p.

MORTON, N. E.
1955 Non randomness in consanguineous marriage.
Ann. Hum. Genetics, **20** (2) : 116-124.

PENROSE, L. S.
1959 Natural selection in man : some basic problems.
In : Roberts, D. F. et G. A. Harrison (Ed.), *Natural selection in human populations*, p. 1-10. New York, Pergamon Press.

Sutter, J. et L. Tabah.

1948 Fréquence et répartition des mariages consanguins en France. *Population*, **3** (4) : 607-630.

1957 Sur la méthodologie de l'isolat. *Acta Genetica*, **6** : 385-390.

Twiesselmann, F.

1963 De l'évolution du taux de consanguinité en Belgique. *Proc. II Int. Congr. hum. Genet.*, Rome 1961, **1** : 142-150.

Twiesselmann, F., P. Moureau et J. François.

1962 Évolution du taux de consanguinité en Belgique, de 1918 à 1959. *Population*, **17** : 241-266.

Adresse des auteurs : 31, rue Vautier,
Bruxelles 4.