

HAND CLASPING : ÉTUDE ANTHROPOLOGIQUE ET GÉNÉTIQUE *

par

André LEGUEBE

PLAN

1. Introduction. Nature de l'échantillon.
2. Analyse anthropologique des données.
 - 2.1. Fréquence des deux phénotypes dans la population belge et différences sexuelles.
 - 2.2. Relation entre l'âge et le phénotype des sujets.
3. Analyse des données familiales.
 - 3.1. Types d'unions.
 - 3.2. Nombre moyen d'enfants par famille.
 - 3.3. Fréquence des phénotypes des enfants issus des divers types d'unions.
 - 3.4. Étude des fratries.
4. Conclusion.

1. Introduction

L'être humain est loin de présenter une symétrie parfaite par rapport au plan sagittal.

Les anatomistes en particulier se sont intéressés aux différences que présentent la partie gauche et la partie droite d'un même individu. Les dissymétries observées ne sont pas limitées au domaine de la morphologie mais elles trouvent naturellement des prolongements dans certains aspects du comportement. L'existence d'individus

(*) Communication présentée le 19 décembre 1966.

gauchers, droitiers ou ambidextres est un fait d'observation quotidienne. Même les ethnologues se sont interrogés sur la prééminence gauche accordée à la main droite dans les différentes sociétés.

Sur le plan zoologique, des expériences répétées ont démontré que les animaux manifestent une préférence à se servir d'un côté du corps plutôt que de l'autre pour accomplir certaines tâches. Les singes rhésus en particulier utilisent plus fréquemment la main gauche que la main droite (ETTLINGER et MOFFETT, 1964).

Chez l'homme, on constate qu'un individu utilisera plus volontiers la main gauche ou la main droite selon le geste qu'il doit accomplir.

MERRELL (1957) a enregistré, chez 577 sujets, la main utilisée pour écrire, pour lancer, pour frotter une allumette et pour enfiler une aiguille. Pour ces 4 gestes, se sont avérés gauchers respectivement 6,2 %, 7,6 %, 7,6 % et 17 % des sujets.

Cet auteur a en outre étudié l'association de ces gestes chez les individus. Par exemple, 69,84 % des sujets utilisaient la main droite pour lancer et pour enfiler une aiguille, 5,55 % utilisaient la main gauche mais 24,61 accomplissaient les deux gestes avec des mains différentes. Pour l'association écrire-frotter une allumette les pourcentages étaient respectivement de 78,51, 5,03 et 16,46.

COLLINS (1961) a proposé une modification de la classification en gauchers et en droitiers tenant compte des différentes articulations du membre antérieur qui sont mobilisées pour l'accomplissement d'un geste (épaule, coude, poignet, pouce). Il y aurait également lieu de prendre en considération le fait que le geste exige la mise en jeu de force ou de précision.

Nous nous bornerons dans ce travail à analyser les résultats obtenus en considérant le seul geste désigné dans la littérature sous le nom de hand clasping depuis que F. E. LUTZ y a consacré une étude familiale en 1908. Cette recherche, probablement influencée par les travaux de Bateson, visait à mettre en évidence, dans l'espèce humaine, l'existence de caractères transmissibles selon un mécanisme mendélien simple.

Le hand clasping se réfère à la façon dont un individu croise les mains en alternant les doigts, c'est-à-dire de façon que chaque doigt d'une main soit intercalé entre deux doigts de la main opposée.

Deux positions sont possibles :

a) dans la première (fig. 1A), le pouce gauche repose sur le pouce droit et chaque doigt de la main gauche occupe une position supé-

rière au doigt homologue de la main droite. Cette position est appelée L.

b) dans la seconde (fig. 1B), les positions sont inversées : le pouce droit est appliqué sur le pouce gauche. On désigne cette position par R.



FIG. 1.

- A. Le pouce gauche occupe la position supérieure (position L).
B. Le pouce droit occupe la position supérieure (position R).

En fait, un sujet adoptera naturellement et constamment une position de préférence à l'autre qui lui procurera une sensation d'inconfort.

Vingt-deux sujets observés par Wiener à un intervalle de 18 mois n'ont manifesté aucune modification (WIENER, 1932, p. 370) et nous avons, en l'espace de trois ans, contrôlé à cinq reprises le comportement sous ce rapport de 10 sujets sans jamais enregistrer de variation dans la position adoptée.

Quelques rares individus peuvent adopter indifféremment les deux positions (DOWNEY, 1926, pp. 387-388 ; WIENER, 1932, p. 366) ;

KAWABE (1949, p. 12) a relevé sous ce rapport 7 cas d'ambilatéralité sur 4022 observations et COLLINS (1961, p. 303) cite le chiffre de 1 %.

Ce geste apparemment banal est donc bien fixe dans le comportement d'un individu.

Remarquons que si on se contente de croiser les pouces et l'ensemble des doigts sans alterner les doigts, la plupart des sujets ne ressentent pas de différence entre les deux positions.

Échantillon.

L'échantillon se compose de 322 couples tous résidant en divers endroits de la Belgique. L'enquête a porté uniquement sur des couples ayant des enfants, au total 912 enfants (328 garçons et 584 filles). On trouvera les directives qui ont été suivies pour mener cette enquête, dans une publication antérieure (LEGUEBE, 1962).

La sex ratio de l'échantillon des enfants est très différente de celle de la population belge. Ceci s'explique par le fait que l'enquête a été menée en prenant plus fréquemment comme propositus des élèves inscrits dans des établissements d'enseignement réservés aux jeunes filles.

Les couples retenus pour les décomptes ne présentent pas de relation de parenté entre eux.

2. Analyse anthropologique des données

2.1. FRÉQUENCE DES TYPES R ET L DANS LA POPULATION BELGE.

DIFFÉRENCES SEXUELLES.

Cette fréquence a été calculée à partir des 322 hommes et des 322 femmes qui composaient les couples observés.

	N	Sujets R		Sujets L		χ^2	P
		Fréq. abs.	Fréq. rel.	Fréq. abs.	Fréq. rel.		
Hommes	322	154	47.83	168	52.17	0.608	0.30 - 0.50
Femmes	322	156	48.45	166	51.55	0.310	0.50 - 0.70
Total	644	310	48.14	334	51.86	0.894	0.30 - 0.50

Pour les deux sexes, le pourcentage des individus L est légèrement plus élevé que celui des individus R sans que, dans aucun cas, il n'y ait de différence significative avec une distribution qui se ferait au hasard (50 % de R et 50 % de L).

Dans l'échantillon des enfants, les résultats sont les suivants :

	N	Sujets R		Sujets L		χ^2	P
		Fréq. abs.	Fréq. rel.	Fréq. abs.	Fréq. rel.		
Garçons	328	159	48.475	169	51.525	0.305	0.50 - 0.70
Filles	584	299	51.198	285	48.801	0.336	0.50 - 0.70
Total	912	458	50.22	454	49.78	0.019	0.80 - 0.90

Ils sont en accord avec les observations faites sur les adultes.

Les différences entre les deux sexes ne sont pas significatives, ni pour les adultes, ni pour les enfants :

Adultes : $\chi^2 = 0.025$; $0.80 < P < 0.90$.

Enfants : $\chi^2 = 0.623$; $0.30 < P < 0.50$.

L'examen de l'ensemble des observations recueillies par divers chercheurs (tableaux 1 et 2) fait apparaître que, pour les adultes, les femmes comptent dans 15 échantillons sur 21 une proportion plus élevée de sujets R bien que la différence de pourcentage ne soit presque jamais significative.

TABLEAU 2

Fréquence des phénotypes dans différentes populations
(échantillons de Freire-Maia *et al.*, 1958)

	N	% R		Degré de signification
		♂	♀	
Caucasoïdes	3040	53 < 57		P < 0.02
Négroïdes	489	65 < 73		non signif.
Mulâtres	1353	60 < 64		non signif.
Amérindiens	190	— < —		non signif.
Mongoloïdes	948	— < —		non signif.

TABLEAU 1

Fréquence des phénotypes dans différentes populations.

Populations	Total			Hommes			Femmes			Diff. entre sexes			Auteurs
	N	Fréq. abs. R	Fréq. rel. R	N	Fréq. abs. R	Fréq. rel. R	N	Fréq. abs. R	Fréq. rel. R	χ^2	dl	P	
Suédois	981	—	52.09	492	—	50.61	489	—	53.58	différ. non signif.			BECKMAN et ELSTON (1962).
Suède sept.	116	—	48.28										
Suède centr.	708	—	51.84										
Suède mér.	112	—	57.14										
	936		52.03										
Écossais (Aberdeen)													
Parents	426	252	59.10	213	124	58.20	213	128	60.09	0.155	1	0.50 - 0.70	LUTZ (1908).
Enfants	598	359	60.03	272	174	63.97	326	185	56.75	3.22	1	0.05 - 0.10	
Hollandais (Brésil)	192	93	48.4	98	44	44.9	94	49	52.1	1.00		0.30 - 0.50	SALDANHA <i>et al.</i> (1960).
Belges	644	310	48.1	322	154	47.8	322	156	48.5	0.03	1	0.80 - 0.90	LEGUEBE.
Espagnols	486	253	52.1	251	124	49.4	235	129	54.9	1.46	1	0.20 - 0.30	PONS (1961).
Russes (Brésil)	58	33	56.90	24	15	62.50	34	18	52.94	0.52	1	0.30 - 0.50	FREIRE MAIA <i>et al.</i> (1960).
Américains	1581	809	51.2	1040	516	49.61	541	293	54.16	2.94	1	0.05 - 0.10	DOWNEY (1926).
Parents	240	133	55.40	120	68	56.60	120	65	54.10	0.57	2	0.75	WIENER (1932).
Enfants	469	249	53.10	230	116	50.40	239	133	55.64	0.87	2	0.60	
Australiens Blancs	207	102	49.3	100	50	50.0	107	52	48.6	0.04	1	0.80 - 0.90	LAI et WALSH (1965).
Samaritains (Israël)	125	71	56.8	67	33	49.3	58	38	65.5	3.356	1	0.05 - 0.10	BONNE (1966).
Brésiliens (Parana)	403	274	68.0	238	159	67	165	115	70.0	0.133	1	0.70 - 0.80	FREIRE MAIA <i>et al.</i> (1958).
Coréens (Kaisyu)	280	—	55	138	—	59	142	—	51	différ. non signif.			YAMAURA (1940).
Japonais (Tokyo)	1411	783	55.50	850	456	54	561	327	58	différ. non signif.			YAMAURA (1940).
Japonais (Tokyo)	70	39	55.7										LAI et WALSH (1965).
Japonais													KAWABE (1949).
Adultes	868	541	62.3										
Adultes et enfants	1854	1107	59.7	822	507	61.8	1032	600	59.3	différ. non signif.			
Japonais (Brésil)	296	193	66.5	142	85	59.9	154	108	70.1	3.435	1	0.05 - 0.10	BEIGUELMAN (1962).
Chinois (Hong Kong)	70	34	48.6										LAI et WALSH (1965).
Indiens (Asie)	111	62	55.9										»
Philippines (Manille)	49	31	63.3										»
Néo-Guinéens	480	301	62.7	203	127	62.6	277	174	62.8	0.003		0.90 - 0.95	»
Abor. australiens Darwin	40	26	65.0										»
Noirs (Angola)	1431	888	62.05	1357	845	62.27	74	43	58.11	0.516	1	0.30 - 0.50	FREIRE-MAIA <i>et al.</i> (1966).
Indiens Caingang	167	88	52.7										FREIRE-MAIA <i>et al.</i> (1958).
Indiens Guarani	25	17	68.0										»

Dans la majorité des échantillons, la fréquence des sujets R dépasse 50 % (AGUIAR et FREIRE-MAIA, 1953). Font exception notamment les Belges (hommes et femmes) et les hommes hollandais (SALDANHA *et al.*), espagnols (PONS), américains (DOWNEY), samaritains (BONNE).

2.2. INFLUENCE DE L'ÂGE.

Avant d'aborder l'analyse génétique d'un caractère, il est essentiel de déterminer s'il n'existe aucune relation entre l'âge des sujets et la manifestation du phénotype.

TABLEAU 3

Comparaison des fréquences des sujets R et L dans l'échantillon des parents et dans celui des enfants (population belge).

	N	Sujets R		Sujets L	
		Fréq. obs.	Fréq. théor.	Fréq. obs.	Fréq. théor.
Pères	322	154	155.06	168	166.94
Garçons	328	159	157.94	169	170.06
Totaux	650	313		337	

$$\chi^2 = 0.027; 0.80 < P < 0.90$$

Mères	322	156	161.71	166	160.29
Filles	584	299	293.29	285	290.71
Totaux	906	455		451	

$$\chi^2 = 0.628; 0.30 < P < 0.50$$

Parents	644	310	317.86	334	326.14
Enfants	912	458	450.14	454	461.86
Totaux	1556	768		788	

$$\chi^2 = 0.655; 0.30 < P < 0.50$$

TABLEAU 4

Données de la littérature relatives à l'influence de l'âge : comparaison parents-enfants (P-E) ou adultes - non adultes (A-J)

POPULATIONS	Parents			Enfants			% de sujets R		χ^2	P(1dl)	Auteurs
	Total	R	R %	Total	R	R %	Parents	Enfants			
Japonais (A-J)	868	541	62.3	986	566	57.4	—	—	4.65	0.02 - 0.05	KAWABE (1949).
Écossais (P-E)	426	252	59.2	598	359	60.0	♂ > ♀	♂ > ♀	0.278	0.50 - 0.70	LUTZ (1908).
Belges (P-E)	644	310	48.1	912	458	50.2	♂ > ♀	♂ > ♀	0.655	0.30 - 0.50	LEGUEBE
Américains (P-E)	240	133	55.4	469	249	53.1	♂ > ♀	♂ > ♀	0.345	0.50 - 0.70	WIENER (1932).
Espagnols (P-E)	98	61	62.2	106	51	48.1	—	—	4.10	0.02 - 0.05	PONS (1961)
Australiens blancs (P-E)	178	83	46.6	198	100	50.5	♂ > ♀	—	0.564	0.30 - 0.50	LAI et WALSH (1965)
Néo-Guinéens (P-E)	336	211	62.8	321	199	62.0	♂ > ♀	—	0.045	0.80 - 0.90	» » »
Brésiliens (A-J)	403	274	68.0	1143	606	53.0	♂ > ♀	♂ > ♀	27.84	< 0.01	FREIRE-MAIA <i>et al.</i> (1958)
Noirs (A-J)	1139	705	61.9	292	183	62.7	—	—	0.059	0.80 - 0.90	FREIRE-MAIA <i>et al.</i> (1966).

FREIRE-MAIA (1958) a obtenu à ce sujet des résultats contradictoires. Dans un échantillon composé de sujets blancs (Curitiba), il observe une décroissance statistiquement non significative du pourcentage de sujets R avec l'âge (8 à 12 ans : 54 % R ; 13 à 16 ans : 53 % R et 16 à 20 ans : 48 % R) alors que, à Salvador, il ne constate pas de variation régulière. PONS (1961) au contraire pour 486 sujets d'âges compris entre 0 et 60 ans enregistre une augmentation significative ($P < 0,01$) du pourcentage de sujets R avec l'âge. Chez les Noirs d'Angola (FREIRE-MAIA et ALMEIDA, 1966), on n'observe également aucune influence systématique de l'âge.

La majorité des enquêtes familiales de la littérature ne nous donnent pas de précision sur l'âge des sujets. Il est toutefois possible de se faire une idée approximative de l'influence que pourrait exercer l'âge en comparant l'échantillon des parents à celui des enfants.

Dans le tableau 3, nous avons établi semblable comparaison pour notre échantillon : ni les pères et les garçons, ni les mères et les filles, ni les parents et les enfants ne s'avèrent significativement différents sous le rapport des fréquences des deux phénotypes. On voit d'ailleurs que les fréquences observées sont voisines des fréquences théoriques calculées sur la base des fréquences marginales.

Le même procédé (comparaison parents-enfants ou adultes-enfants) appliqué aux autres enquêtes nous livre les résultats repris dans le tableau 4. Trois échantillons sur les sept s'avèrent atteindre un χ^2 correspondant à une probabilité inférieure au seuil des 0.05, en ce qui concerne l'influence de l'âge.

En vue de compléter notre information sous ce rapport, nous avons regroupé tous les individus composant notre échantillon familial dans des catégories d'âge (Échantillon A). Nous avons en outre examiné un échantillon de 702 enfants fréquentant une école de la ville de Bruxelles (Échantillon B). Le tableau 5 présente les résultats obtenus. Dans le cas de l'échantillon familial, le caractère significatif du test vient en ordre principal de la catégorie de 30 à 39 ans qui ne comporte que 63 sujets (9,63 sur $\chi^2 = 17, 18$).

Il n'est donc actuellement pas possible de fixer l'influence que peut exercer l'âge sur la manifestation du phénotype.

TABLEAU 5

Distribution des phénotypes par catégories d'âge dans la population belge

Échantillon A (familles)

Age	N	Sujets R		
		Fréq. relat.	Fréquence absolue	
			obs.	théor.
0 - 9	81	45.68	37	39.45
10 - 19	545	48.44	264	265.46
20 - 29	203	54.68	111	98.88
30 - 39	63	68.25	43	30.69
40 - 49	297	43.77	130	144.66
50 - 59	242	45.45	110	117.87
60 -	39	53.85	21	19.00
Total	1470	48.71	716	

$$\chi^2 = 17.18; 6 \text{ dl}; 0.001 < P < 0.01$$

Échantillon B (enfants des écoles de la ville de Bruxelles).

Age	N	Sujets R		
		Fréq. relat.	Fréquence absolue	
			obs.	théor.
0 - 4	45	48.9	22	19.36
5 - 9	167	34.1	57	71.84
10 - 14	287	46.3	133	123.47
15 - 19	203	44.3	90	87.33
Total	702	43.02		

$$\chi^2 = 6.90; 3 \text{ dl}; 0.05 < P < 0.10$$

Échantillon A + B

Age	N	Sujets R		
		Fréq. relat.	Fréquence absolue	
			obs.	théor.
0 - 9	293	39.6	116	133.26
10 - 19	1035	47.1	488	470.74
Total	1328		604	

$$\chi^2 = 5.25; 1 \text{ dl}; 0.02 < P < 0.05;$$

3. Analyse des données familiales.

3.1. TYPES D'UNIONS.

Les caractères R et L étant présents dans les deux sexes, quatre types d'unions sont possibles. Elles se rencontrent dans notre échantillon avec les fréquences suivantes :

	Père		Totaux
	R	L	
R	81	75	156
Mère	74.61	81.39	
L	73	93	166
	79.39	86.61	
Totaux	154	168	322

Le chiffre du coin inférieur droit de chaque case correspond à la fréquence théorique dans l'hypothèse d'unions contractées au hasard.

Le test de χ^2 en vue de contrôler l'indépendance des unions donne une valeur de 2,03 ($0.10 < P < 0.20$ pour 1 degré de liberté). Notre échantillon ne présente donc pas de sélection matrimoniale sous le rapport du hand clasping bien qu'on ait un excédent R \times R et L \times L. Tous les échantillons à l'exception de celui de KAWABE (1949) (tableau 6) conduisent à la même conclusion de non homogamie. Dans ce tableau, nous avons également fait figurer les fréquences théoriques dans l'hypothèse d'unions contractées au hasard.

3.2. NOMBRE MOYEN D'ENFANTS PAR TYPES D'UNIONS.

Les nombres obtenus ne possèdent qu'une valeur toute relative pour plusieurs raisons. D'abord, on a systématiquement écarté tous les couples sans enfant ; en second lieu, certains enquêteurs peuvent avoir choisi de préférence des couples ayant un nombre élevé d'enfants (par exemple, WIENER) ; enfin, tous les enfants d'une famille n'ont pas nécessairement été examinés. On observe toutefois que pratiquement la fertilité des quatre types de couples est identique.

TABLEAU 6
Fréquences des divers types d'unions

Populations	Total	♂R × ♀R			♂R × ♀L			♂L × ♀R			♂L × ♀L			χ ²	Probabil.	Auteurs
		fréq. abs.	fréq. théor.	fréq. rel.	fréq. abs.	fréq. théor.	fréq. rel.	fréq. abs.	fréq. théor.	fréq. rel.	fréq. abs.	fréq. théor.	fréq. rel.			
1. Écossais	213	75	74.5	35.2	49	49.5	23	53	53.5	24.9	36	35.5	16.9	0.018	0.80 - 0.90	LUTZ, 1908.
2. Américains	120	36	36.8	30.0	32	31.2	26.7	29	28.2	24.2	23	23.8	19.1	0.094	0.70 - 0.80	WIENER, 1932.
3. Belges	322	81	74.6	25.1	73	79.4	22.7	75	81.4	23.3	93	86.6	28.9	2.03	0.10 - 0.20	LEGUEBE.
4. Australiens blancs	89	20	19.3	22.5	24	24.7	27.0	19	19.7	21.3	26	25.3	29.2	0.094	0.70 - 0.80	LAI et WALSCH, 1965.
5. Espagnols	49	20	18.9	40.8	8	9.1	16.3	13	14.1	26.6	8	6.9	16.3	0.495	0.30 - 0.50	PONS, 1961.
6. Japonais et Coréens	124	45	45.9	36.3	34	33.1	27.4	27	26.1	21.8	18	18.9	14.5	0.109	0.70 - 0.80	YAMAURA, 1940
7. Japonais	347	179	159.4	51.6	69	63.6	19.9	44	35.4	12.7	55	88.6	15.8	23.7	< 0.001	KAWABE, 1949.
8. Japonais	340	201	—	59.1	103	—	30.3	*	—	—	36	—	10.0	—	—	KAWABE, 1953.
9. Japonais	129	56	—	43.4	52	—	40.3	*	—	—	21	—	16.3	—	—	YOSHIWARA, 1957.
10. Brésiliens	159	—	—	47.8	—	—	18.9	—	—	22.6	—	—	10.7	0.24	0.95 (3 d.l)	FREIRE-MAIA <i>et al.</i> , 1958.
11. Nouvelle-Guinée	168	69	66.2	41.1	36	38.8	21.4	37	39.8	22.0	26	23.2	15.5	0.82	0.30 - 0.50	LAI et WALSCH 1965.

* Ces unions sont groupées avec celles du type ♂R × ♀L.

Cette affirmation se trouve confirmée par les deux échantillons pour lesquels nous possédons l'erreur sur la moyenne (tableau 7).

TABLEAU 7

Nombre moyen d'enfants dans les différents types d'unions

Population		Types d'unions : ♂ × ♀				Auteur
		R × R	R × L	L × R	L × L	
Écossais	2,81	3,05	2,24	2,83	3,03	LUTZ, 1908.
Américains	3,91	3,94	3,50	4,21	4,04	WIENER, 1932.
Japonais	3,52	3,53	3,46		3,67	YAMAURA, 1940.
Japonais	4,01	4,25	3,97	3,45	3,73	KAWABE, 1949.
Japonais	2,43	1,98	2,29		3,05	YOSHIWARA, 1957.
Brésiliens	2,93	2,93	2,90	2,78	3,29	FREIRE-MAIA <i>et al.</i> , 1958.
		±0,21	±0,38	±0,29	±0,50	
Espagnols	2,16	2,30	2,19		1,75	PONS, 1961.
Australiens blancs	2,22	2,10	2,09		2,54	LAI et WALSH, 1965.
Néo-Guinéens	1,91	2,10	1,77		1,81	»
Belges	2,85	2,74	3,07	2,72	2,88	LEGUEBE.
	±0,11	±0,26	±0,24	±0,21	±0,18	

Un autre contrôle consiste à analyser la répartition des deux phénotypes en fonction du nombre d'enfants qui composent la famille. On obtient un $\chi^2 = 8.35$ pour 7 degrés de liberté, ce qui correspond à une probabilité comprise entre 0.30 et 0.50.

Nombre d'enfants par famille	Phénotype des enfants		Total	Fréq. rel. des sujets R
	R	L		
1	44	36	80	55.00
2	84	111	195	43.08
3	93	93	186	50.00
4	70	63	133	52.63
5	53	51	104	50.96
6	15	21	36	41.67
7	26	23	49	53.06
8 et plus	73	56	129	56.59
Total	458	454	912	50.22

TABLEAU 8

Fréquence des deux phénotypes chez les garçons, les filles et l'ensemble des enfants issus des divers types d'unions (population belge)

Filles

Types d'union $\text{♂} \times \text{♀}$	R		L		Totaux	χ^2	P
	Fréquences		Fréquences				
	obs.	théor.	obs.	théor.			
1 R \times R	93	74.75	53	71.25	146	10.96	<0.001
2 R \times L	62	69.12	73	65.88	135	0.90	0.70 - 0.80
3 L \times R	57	67.07	74	63.93	131	2.21	0.10 - 0.20
Total 2 + 3	119	136.19	147	129.81	266	2.95	0.05 - 0.10
4 L \times L	87	88.06	85	83.94	172	0.02	0.80 - 0.90
Totaux	299		285		584		

$$\chi^2 = 13,76; 3 \text{ dl}; 0,01 < P < 0,001.$$

Garçons

Types d'union $\text{♂} \times \text{♀}$	R		L		Totaux	χ^2	P
	Fréquences		Fréquences				
	obs.	théor.	obs.	théor.			
1 R \times R	43	36.84	33	39.15	76	1.32	0.20 - 0.30
2 R \times L	46	43.14	43	45.87	89	0.10	0.70 - 0.80
3 L \times R	31	33.93	39	36.07	70	0.91	0.30 - 0.50
Totaux 2 + 3	77	77.08	82	81.92	159	0.16	0.50 - 0.70
4 L \times L	39	45.08	54	47.92	93	2.42	0.10 - 0.20
Totaux	159		169		328		

$$\chi^2 = 4,45; 3 \text{ dl}; 0,20 < P < 0,30.$$

Enfants

Types d'unions $\text{♂} \times \text{♀}$	R		L		Totaux	χ^2	P
	Fréquences		Fréquences				
	obs.	théor.	obs.	théor.			
1 R \times R	136	111.49	86	108.08	222	11.3	<0.001
2 R \times L	108	112.49	116	109.05	224	0.29	0.50 - 0.70
3 L \times R	88	100.94	113	97.86	201	3.11	0.05 - 0.10
Total 2 + 3	196	213.43	229	206.91	425	2.56	0.10 - 0.20
4 L \times L	126	133.08	139	129.01	265	0.64	0.30 - 0.50
Totaux	458		454		912		

$$\chi^2 = 15,67; 3 \text{ dl}; 0,01 < P < 0,001.$$

3.3. FRÉQUENCE DES PHÉNOTYPES DES ENFANTS ISSUS DES DIVERS TYPES D'UNIONS.

Le tableau 8 donne pour les garçons, les filles et l'ensemble des enfants issus des divers types de mariages, les fréquences absolues observées et théoriques, basées sur les fréquences marginales des deux phénotypes.

Le test de χ^2 a été appliqué à l'ensemble des tableaux. On a en outre testé pour les enfants issus de chaque type d'union, si la distribution des phénotypes R et L était différente d'une distribution 1 : 1.

La valeur du χ^2 est significative pour les filles et pour l'ensemble des enfants. Le fait de grouper en une seule catégorie les unions $\sigma R \times \varphi L$ et $\sigma L \times \varphi R$ n'entraîne pas de modification importante des résultats.

Nous pouvons donc dire que :

1. Les résultats ne démontrent pas de façon statistiquement significative que le phénotype des garçons varie avec les phénotypes des parents. On constate toutefois que les sujets R sont en excès dans les unions $R \times R$ et les sujets L en excès dans les unions $L \times L$.

2. Pour les filles, le résultat du χ^2 est significatif grâce à la forte proportion de sujets R issus des unions $R \times R$. La fréquence des sujets L dans les unions $L \times L$ est conforme à celle prévue par le hasard.

3. Pour l'ensemble des enfants, les mêmes constatations que celles faites pour les filles restent valables.

Le tableau 9 permet de se faire une idée de l'allure générale du phénomène : dans toutes les enquêtes, le pourcentage de sujets R dans les unions $R \times R$ est sensiblement plus élevé que dans les unions $L \times L$ (entre 8 et 40 %).

Les unions $R \times L$ et $L \times R$ comptent un pourcentage de sujets R intermédiaire entre ceux des unions $R \times R$ et $L \times L$ dans huit échantillons sur treize. Dans quatre échantillons, il est plus élevé que celui des enfants R dans les unions $R \times R$ et dans un échantillon, il est plus faible que celui des enfants R dans les unions $L \times L$.

Le test de χ^2 (tableau 10) nous montre que 7 échantillons familiaux sur 10 présentent une distribution des phénotypes R et L chez les enfants issus des divers types d'unions significativement différente de celle qu'on obtiendrait si cette distribution résultait des lois du hasard.

TABLEAU 9

Fréquence des enfants de phénotype R dans les divers types d'unions (données de la littérature)

Types d'unions ♂ × ♀	Écossais						Américains						Japonais		Japonais	
	LUTZ, 1908						WIENER, 1932						YAMAURA, 1940		KAWABE, 1949	
	♂		♀		♂ + ♀		♂		♀		♂ + ♀		♂ + ♀		♂ + ♀	
1. R × R	94	75.5	135	70.4	229	72.5	66	52.0	76	55.0	142	53.5	159	70.4	761	77.8
2. R × L	55	60.0	55	50.9	110	55.5	60	50.0	52	61.5	112	55.5	—	—	274	58.0
3. L × R	70	65.7	80	50.0	150	57.3	54	55.5	68	57.4	122	56.6	—	—	152	55.9
2 + 3	125	63.2	135	50.4	260	56.5	114	52.6	120	59.1	234	56.0	211	52.1	426	57.3
4. L × L	53	45.3	56	39.3	109	42.2	50	44.0	43	47.0	93	45.2	66	31.8	205	30.2
Différence 1-4		30.2		31.1		30.3		8.0		8.0		8.3		38.6		47.6

Types d'unions ♂ × ♀	Japonais		Brésiliens		Espagnols		Australiens blancs		Nouvelle Guinée		Belges						
	YOSHIWARA, 1957		FREIRE- MAIA <i>et al.</i> 1958		PONS, 1961		LAI et WALSH		LAI et WALSH		LEGUEBE						
	♂ + ♀		♂ + ♀		♂ + ♀		♂ + ♀		♂ + ♀		♂		♀		♂		♀
1. R × R	111	70.3	223	70.0	46	60.9	42	54.8	145	60.7	76	56.6	146	63.70	222	61.3	
2. R × L	—	—	87	59.8	17	35.3	—	—	—	—	89	51.7	135	45.93	224	48.2	
3. L × R	—	—	100	56.0	29	44.8	—	—	—	—	70	44.3	131	43.51	201	43.8	
2 + 3	119	58.8	187	57.8	46	41.3	90	55.6	129	65.1	159	48.4	266	44.7	425	46.1	
4. L × L	64	32.8	56	48.2	14	28.6	66	40.9	47	57.4	93	41.9	172	50.6	265	47.5	
Différence 1-4		37.5		21.8		32.3		13.9		3.3		14.7		13.1		13.8	

Pour chaque échantillon, la première colonne donne le nombre total d'enfants issus de chaque type de mariage ; la seconde, le pourcentage d'enfants R.

TABLEAU 10

Analyse statistique des échantillons familiaux (données de la littérature)

Populations	Nombre de fam.	Nombre d'enf.	χ^2	dl	Probabilité	Origine de la valeur élevée du χ^2	Auteurs
Écossais	213	598	17.35	3	< 0.001	excès de sujets L des unions L \times L	LUTZ, 1908.
Américains	120	469	3.27	3	0.30 - 0.50		WIENER, 1932.
Japonais	124	436	30.35	2	< 0.001	excès de sujets R dans les unions R \times R	YAMAURA, 1940.
Japonais	347	1392	176.36	3	< 0.001	excès de sujets L dans les unions L \times L excès de sujets R dans les unions R \times R excès de sujets L dans les unions L \times L excès de sujets R dans les unions R \times L et L \times R	KAWABE, 1949.
Japonais	129	294	21.52	2	< 0.001	excès de sujets R dans les unions R \times R excès de sujets L dans les unions L \times L	YOSHIWARA, 1957.
Brésiliens	159	466	11.95	2	0.01 - 0.001	excès de sujets R dans les unions R \times R excès de sujets L dans les unions L \times L	FREIRE-MAIA <i>et al.</i> , 1958.
Espagnols	49	94	5.99	2	0.05	excès de sujets R dans les unions R \times R excès de sujets L dans les unions L \times L	PONS, 1961.
Australiens blancs	89	198	3.65	2	0.10 - 0.20	excès de sujets L dans les unions L \times L	LAI et WALSH, 1965.
Néo-Guinéens	168	321	1.05	2	0.50 - 0.70		LAI et WALSH, 1965.
Belges	322	912	15.7	3	0.01 - 0.001	excès de sujets R dans les unions R \times R	LEGUEBE.

On constate aussi que :

1) dans six échantillons, on a un excès de sujets R dans les unions $R \times R$

2) dans sept échantillons, on observe un excès de sujets L dans les unions $L \times L$.

3.4. ANALYSE DES FRATRIES.

Il est également possible, et on y a eu fréquemment recours, de vérifier si un caractère est transmis génétiquement en utilisant non pas des données familiales mais simplement des observations sur des fratries.

Les données relatives à des germains ont évidemment le désavantage, par rapport aux données familiales, de réduire les indications qu'on peut éventuellement tirer quant à la constitution du génotype des sujets. Elles ont toutefois l'avantage pour une première approche du problème de réduire l'influence que l'âge peut exercer sur la manifestation du phénotype ou même d'éliminer les variations séculaires qu'on observe dans le cas de certains caractères. Cette méthode est particulièrement utile si les observations n'ont pas porté uniquement sur des sujets adultes ou si on n'a pas pu préciser l'influence qu'exerçait l'âge sur l'expression du caractère considéré.

Le tableau 11 donne le nombre de fratries de 1, 2, 3... enfants de

TABLEAU 11

Composition des fratries (population belge)

Nombre d'enfants par fratrie	Nombre de paires de germains par fratrie	Nombre de fratries	Nombre d'enfants	Nombre de paires de germains
1	0	81	81	—
2	1	97	194	97
3	3	65	195	195
4	6	32	128	192
5	10	20	100	200
6	15	6	36	90
7	21	7	49	147
8	28	6	48	168
9	36	3	27	108
10	45	3	30	135
11	55	1	11	55
12	66	—	—	—
13	78	1	13	78
		322	912	1.465

notre échantillon. Chaque fratrie fournit un nombre de paires de germains donné par la formule

$$\frac{n(n-1)}{2}$$

n étant le nombre de sujets qui composent la fratrie. Nous pouvons donc constituer pour une famille de 2, de 3, de 4 enfants, des paires de germains au nombre de 1, 3, 6... Les discordances avec les données antérieures de ce texte (paragraphe 3.2) proviennent du fait que, dans certaines familles, le phénotype de quelques sujets manquait : on a donc dû, pour l'analyse des fratries, transférer certaines familles d'une catégorie à une autre.

L'ensemble des résultats est groupé dans le tableau 12. Les valeurs

TABLEAU 12

Distributions des associations de phénotypes R et L par paires aîné-cadet des diverses fratries, comparées à des distributions théoriques tirées des fréquences R et L propres à chaque sous-échantillon

Enfants par fratrie	Fréquences	Phénotypes des paires de germains aîné-cadet				χ^2	P pour 2 d.l.
		RR	RL	LR	LL		
2	obs.	20	23	21	33	0.567	—
	théor.	18.18	24.82	22.82	31.18		
3	obs.	55	50	34	56	4.169	0.02 - 0.05
	théor.	47.92	57.08	41.08	48.92		
4	obs.	60	42	48	42	0.585	—
	théor.	57.38	44.63	50.63	39.38		
5	obs.	64	41	27	68	21.283	< 0.001
	théor.	47.78	57.23	43.23	51.78		
6	obs.	8	18	21	33	1.086	—
	théor.	15.60	20.40	23.40	30.60		
7	obs.	42	44	28	33	0.121	—
	théor.	40.95	45.05	29.05	31.95		
8	obs.	67	33	50	18	0.796	—
	théor.	69.64	30.36	47.36	20.64		
9	obs.	23	12	30	43	5.729	0.01 - 0.02
	théor.	17.18	17.82	35.82	37.18		
10	obs.	37	37	17	44	6.824	0.001 - 0.01
	théor.	29.6	44.4	24.4	36.6		
11	obs.	36	4	14	1	0.130	—
	théor.	36.36	3.64	13.64	1.36		
13	obs.	21	29	13	15	0.130	—
	théor.	21.79	28.21	12.21	15.79		
Total	obs.	443	333	293	386	28.139	< 0.001
	théor.	392.53	383.47	343.47	335.53		

des χ^2 se rapportent à la différence que présente la distribution observée des paires de fratries dans les sous-échantillons (familles de 2, 3, ... 4 enfants) avec une distribution telle que le voudrait le hasard en quatre catégories pour des paires aîné-cadet respectivement de phénotypes RR, RL, LR et LL en adoptant comme fréquences de R et L, les fréquences observées dans chacun des sous-échantillons c'est-à-dire les fréquences marginales.

Le résultat est significatif pour les fratries de 3, 5, 9 et 10 enfants, non significatif pour les autres fratries. Il est de plus hautement significatif pour l'ensemble de l'échantillon.

On voit en effet que les fréquences observées des paires R-R et L-L sont plus élevées que les fréquences théoriques et si on considère séparément les fratries composées d'un nombre déterminé d'enfants, on peut faire la même constatation dans 8 échantillons sur 11 pour les paires R-R et dans 8 échantillons pour les paires L-L.

On peut donc affirmer que les paires de germains ont plus fréquemment des phénotypes identiques que des sujets non apparentés.

Ce résultat confirme donc celui qui avait été obtenu au moyen de l'analyse des familles, c'est-à-dire qu'on a plus fréquemment un même phénotype quand on appartient à la même famille.

Nous avons également calculé le χ^2 en groupant les paires R-L et L-R en une seule catégorie et en conservant la même hypothèse. Le χ^2 a pratiquement la même valeur ($\chi^2 = 28.09$; 1 dl. ; $P < 0,001$). Un dernier type de comparaison pouvait être établi en confrontant dans chaque sous-échantillon la distribution observée des paires RR, RL et LR groupées, et LL avec une distribution théorique établie à partir des fréquences R et L tirées de l'ensemble de l'échantillon. Les résultats de cette analyse figurent dans le tableau 13 : le χ^2 a sensiblement la même valeur, ce qui nous indique bien que la part due aux erreurs d'échantillonnage est peu importante en comparaison de celle due aux excès de paires RR et LL.

4. Conclusion : Hasard, hérédité ou éducation

1. On peut rejeter l'hypothèse que le hasard intervient seul dans le choix de la position adoptée en prenant en considération le fait que les fréquences des deux phénotypes varient sensiblement selon les groupes étudiés tout en se montrant plus semblables pour des populations biologiquement plus similaires.

2. Les différences entre les deux sexes ne sont pas significatives quoique, d'une façon presque régulière, les femmes aient une plus forte proportion de sujets R que les hommes.

3. On n'a pas pu mettre en évidence une influence de l'âge mais on constate toutefois que les pourcentages des enfants R présentent des fluctuations importantes et très irrégulières avec les catégories d'âges.

4. L'ensemble des résultats concernant les données familiales tend à démontrer que les enfants adoptent une position plus souvent sem-

TABLEAU 13

Distributions des associations des phénotypes R et L par paires aîné-cadet des diverses fratries, comparées à des distributions théoriques tirées des fréquences R et L de l'ensemble de l'échantillon des enfants

Familles de n enfants	Fréquences	Phénotypes des paires de germains			χ^2	P pour 1 d.l.
		RR	RL	LL		
2	obs.	20	44	33	4.546	—
	théor.	24.44	48.5	24.06		
3	obs.	55	84	56	3.775	—
	théor.	49.14	97.5	48.36		
4	obs.	60	90	42	3.829	—
	théor.	48.38	96	47.62		
5	obs.	64	68	68	20.74	< 0.001
	théor.	50.4	100	49.6		
6	obs.	18	39	33	6.876	0.01 - 0.001
	théor.	22.68	45	22.32		
7	obs.	42	72	33	1.023	—
	théor.	37.04	73.5	36.46		
8	obs.	67	83	18	27.81	< 0.001
	théor.	42.34	84	41.66		
9	obs.	23	42	43	13.15	< 0.001
	théor.	27.22	54	26.78		
10	obs.	37	54	44	6.27	0.01 - 0.02
	théor.	34.02	67.5	33.48		
11	obs.	36	18	1	50.36	< 0.001
	théor.	13.86	27.5	13.64		
13	obs.	21	42	15	1.296	—
	théor.	19.66	39	19.34		
Total	obs.	443	636	386	28.89	< 0.001
	théor.	369.18	732.50	363.32		

blable à celle des parents quand ces derniers ont tous les deux le même phénotype et que les germains sont plus fréquemment de même phénotype que des individus quelconques.

Cette observation est justifiable de deux explications :

a. L'adoption d'une position de préférence à l'autre est déterminée par une éducation systématique sur ce point, ce qu'on imagine difficilement, ou par imitation et en raison d'un ensemble d'habitudes qui se renforcent au cours du premier âge, ce qui serait plus aisé à admettre.

Nous savons cependant que la fréquence des droitiers est chez l'homme nettement plus élevée que celle des gauchers. On comprend donc difficilement qu'en ce qui concerne le hand claspings il n'y ait pas également toujours une nette prédominance d'une position sur l'autre.

Différents auteurs (LUTZ, 1908 ; WIENER, 1932) ont d'ailleurs montré qu'il y avait indépendance entre la manière de croiser les mains et le fait d'être gaucher ou droitier. D'autres (DOWNEY, 1926 ; KAWABE, 1949) ont, au contraire, constaté une association statistiquement significative. Nous reviendrons sur ce point dans une étude ultérieure.

b. Le caractère est héréditaire et il est transmis selon un mécanisme particulièrement complexe dont l'analyse semble pour le moins difficile au moyen des méthodes qui sont actuellement à notre disposition.

En effet, nous avons, parmi les familles de deux enfants, dénombré celles qui comptaient respectivement 0, 1 et 2 enfants R et nous les avons distribuées en quatre catégories selon les combinaisons des phénotypes des parents. Nous avons procédé de même respectivement pour les familles de 3, ... n enfants. Les résultats sont groupés dans le tableau 14 et ils suffisent à montrer qu'un mécanisme mendélien faisant appel à deux allèles situés en un seul locus ne constitue certainement pas une hypothèse susceptible d'expliquer les faits observés.

On ne peut finalement pas exclure l'idée que le phénotype adopté résulterait d'une influence combinée de l'hérédité et de l'éducation.

Des éléments susceptibles de nous fournir une solution au problème de l'hérédité du hand claspings pourraient éventuellement nous être fournis par :

TABLEAU 14

Relation entre le type d'union et le nombre d'enfants R
dans les familles de 2, 3, ... n enfants

Nombre d'enfants par famille	Nombre d'enfants R par famille	Types d'unions				Total
		RR	RL	LR	LL	
2	0	6	11	8	8	33
	1	12	5	14	13	44
	2	3	5	5	7	20
3	0	1	2	3	5	11
	1	4	7	7	5	23
	2	1	3	5	10	19
	3	7	1	2	2	12
4	0	—	1	1	—	2
	1	1	1	—	5	7
	2	3	4	2	—	9
	3	1	4	2	4	11
	4	1	—	—	2	3
5	0	—	1	1	—	2
	1	—	2	1	3	6
	2	1	—	1	1	3
	3	—	1	1	1	3
	4	—	1	—	1	2
	5	3	—	—	1	4
6	1	—	—	1	1	2
	2	—	2	—	—	2
	4	—	—	—	1	1
	5	1	—	—	—	1
7	1	1	—	—	—	1
	3	—	—	1	—	1
	4	1	2	—	1	4
	6	1	—	—	—	1
8	4	—	—	—	1	1
	5	1	1	2	—	3
	7	—	1	—	—	1
9	2	—	—	—	2	2
	7	1	—	—	—	1
10-11-13		2	2	1	0	5
Totaux		52	57	58	74	241

1) Une analyse comparative des résultats obtenus pour d'autres caractères du même type (arm-folding, petit palmaire, latéralité, empreintes digitales, œil dominant) en essayant de dégager les difficultés communes dans l'interprétation génétique des faits et en étudiant les associations de caractères.

2) La mise en relation avec divers aspects de la morphologie de la main, soit du point de vue externe comme les types de mains (BLINCOE, 1962) ou la longueur relative de l'index (PHELPS, 1952), soit interne comme la forme et les dimensions des os de la main (GREULICH, 1960).

3) Une application systématique d'un nombre aussi grand que possible d'hypothèses génétiques : FREIRE-MAIA (1961) a notamment montré que les données de Dahlberg sur des jumeaux ne démontreraient pas nécessairement, comme l'auteur le croyait, l'absence de tout facteur génétique dans le hand clasping. De plus, en admettant avec RIFE (1950) et MERRELL (1957) que les hétérozygotes peuvent avoir indifféremment (quoique définitivement) le phénotype R ou L, FREIRE-MAIA (1961) affirme que l'accord entre les valeurs théoriques et les valeurs de la littérature est « reasonably good although not exact ».

Dans le cas de notre échantillon, l'accord est mauvais comme on peut en juger par les valeurs ci-dessous :

UNIONS	R		L	
	obs.	théor.	obs.	théor.
R × R	136	166.74	86	55.26
R × L	196	212.97	229	212.03
L × L	126	66.54	139	198.46

L'hypothèse selon laquelle les hétérozygotes sont tellement labiles qu'ils ont tantôt un phénotype, tantôt l'autre, revient d'ailleurs pratiquement à réintroduire l'intervention du hasard.

Il serait donc absolument nécessaire d'avoir recours à des hypothèses faisant appel à au moins deux loci.

Nous exprimons en terminant nos vifs remerciements aux nombreux professeurs de sciences de l'enseignement secondaire qui ont bien voulu nous apporter leur aide dans la collecte des données fami-

liales, à M^{lle} A. de Feaupré qui a effectué le long et ingrat travail de mise en ordre des données, à M^{me} Deshommes et à M. Van Cauwe-laert, directeurs d'école de la ville de Bruxelles qui nous ont autorisé à compléter nos observations sur les élèves fréquentant leurs établissements.

*Laboratoire d'Anthropologie. Institut Royal des
Sciences naturelles de Belgique.*

BIBLIOGRAPHIE

- AGUIAR, W. C. et N. FREIRE-MAIA.
1953 Nota sobre algumas características hereditárias na espécie humana.
Cienc. e Cult., **5** : 203.
- BECKMAN, L. et R. ELSTON.
1962 Data on bilateral variations in man : handedness, hand claspings and arm folding in Swedes.
Hum. Biol., **34** : 99-103.
- BEIGUELMAN, Bernardino.
1962 Estudo genético e antropológico de imigrantes japoneses e seus descendentes não miscigenados.
Rev. Antropol., *Sao Paulo*, **10** (1/2) : 109-142.
- BLINCOE, H.
1962 Significant hand types in women according to relative lengths of fingers.
Am. J. phys. Anthropol., **20** (1) : 45-48.
- BONNE, B.
1966 Genes and phenotypes in the Samaritan isolate.
Am. J. phys. Anthropol., **24** : 1-20.
- COLLINS, E. H.
1961 The concept of relative limb dominance.
Hum. Biol., **33** (4) : 294-318.
- DAHLBERG, J. E.
1962 Twin births and twins from a hereditary point of view.
Stockholm, Bokförlags A.B., 296 p.
- DOWNEY, J. E.
1926 Further observations on the manner of clasping the hands.
Am. Nat., **60** : 387-390.
1927 Types of dextrality.
Am. J. Physiol., **38** : 317-367.

- ETTLINGER, G. et A. MOFFET.
1964 Lateral preferences in the monkey.
Nature, **204** (4958) : 606.
- FREIRE-MAIA, A.
1961 Twin data on hand clasping : a reanalysis.
Acta Genet. Med. Gemell., **10** (2) : 207-211.
- FREIRE-MAIA, A., N. FREIRE-MAIA et A. QUELCE SALDADO.
1960 Genetic analysis in Russian immigrants.
Am. J. phys. Anthrop., **18** : 235-240.
- FREIRE-MAIA, N., A. QUELCE SALGADO et A. FREIRE-MAIA.
1958 Hand clasping in different ethnic groups.
Hum. Biol., **30** : 281-291.
- FREIRE-MAIA, A. et J. DE ALMEIDA.
1966 Hand clasping and arm folding among African Negroes.
Hum. Biol., **38** (3) : 175-179.
- FUJIKI, K.
1960 The genetical mechanism of hand clasping.
Japanese J. Genet., **36** (8) : 238-246.
- GREULICH, W. W.
1960 Value of X-ray films of hand and wrist in human identification.
Science, **131** (3394) : 155-156.
- KAMM, B.
1930 Händigkeit und Variationsstatistik.
Klinische Woch., **9** : 435-440.
- KAWABE, M.
1949 A study of the mode of clasping the hands.
Trans. Sapporo Nat. Hist. Soc., **18** : 49-52.
- LAI, L. Y. C. et R. J. WALSH.
1965 The patterns of hand clasping in different ethnic groups.
Hum. Biol., **37** (3) : 312-319.
- LEGUEBE, A.
1962 Proposition d'une enquête de génétique humaine à l'échelle nationale.
Assoc. nation. Prof. Biol. Belgique, **8** (4) : 182-190.
- LUDWIG, W.
1932 Das Rechts — Links Problem im Tierreich und beim Menschen.
Berlin, J. Springer, 496 p.
- LUTZ, F. E.
1908 The inheritance of the manner of clasping the hands.
Am. Nat., **42** : 195-196.

- MERRELL, D. J.
1957 Dominance of eye and hand.
Hum. Biol., **29** (4) : 314-328.
- PONS, J.
1961 Hand clasping (Spanish data).
Ann. hum. Genet., **25** : 141-144.
1963 A contribution to the genetics of hand clasping and arm folding.
Proc. Second Intern. Congress hum. Genet., Rome 1961, **1** : 442-446.
- RIFE, D. C.
1950 An application of gene frequency analysis to the interpretation of data from twins.
Hum. Biol., **22** (2) : 136-145.
- ROTHSCHILD, F. S.
1930 Über Links und Rechts. Eine Erscheinungswissenschaftliche Untersuchung.
Zeit. f. gesamte Neur. u. Psych., **124** : 451-511.
- SALDANHA, P. H., O. FROTA-PESSOA, P. EVELETH, F. OTTENSOOSER, A. B. CUNHA et M. A. A. CAVALCANTI.
1960 Estudo genético e antropológico de uma Colonia de Holandeses do Brasil.
Rev. Antropol., Sao Paulo, **8** (1) : 1-42.
- WIENER, A. S.
1932 Observations on the manner of clasping the hands and folding the arms.
Am. Nat., **66** : 365-370.
- YAMAURA, A.
1940 On some hereditary characters in the Japanese race including the Tyosenese (Coreans).
Japanese J. Genet., **16** : 1-9.
- YOSHIWARA, Y.
1957 On the inheritance of the manner of clasping hand.
Japanese J. hum. Genet., **2** (2) : 73-74.

Adresse de l'auteur : A. LEGUEBE,
31, rue Vautier, Bruxelles 4.