

PARENTE ET CONSANGUINITE EN LIMOUSIN

Gilles BOETSCH (*)

A la différence de bon nombre de populations vivant dans d'autres aires géographiques, les populations de l'Europe occidentale présentent le particularisme de rechercher leur conjoint à l'intérieur d'un champ matrimonial déterminé par les proximités géographiques et sociales (GIRARD - 1964). Dans nos sociétés rurales, l'endogamie géographique se conjugue avec l'homogamie socio-économique (SEGALEN et JACQUARD - 1971 ; AUGUSTINS - 1985) mais la dimension démographique souvent peu importante des populations paysannes par rapport à celle des populations urbaines devrait favoriser l'alliance au sein de la parenté.

C'est tout du moins ce que laissent supposer certaines hypothèses de l'anthropologie sociale suggérant qu'au-delà d'un "certain" tumulte de l'alliance, une régularité dans le choix du conjoint apparaîtrait en filigrane (LEVI-STRAUSS - 1947 ; HERITIER - 1981 ; ZONABEND - 1981 ; SEGALEN - 1985). L'alliance s'effectuerait de manière préférentielle au plus près de l'interdit religieux, c'est-à-dire avec un parent du sixième degré (entre cousins issus de germains) à plus ou moins un degré près. Ce type d'alliance serait la règle implicite dans nos sociétés à structures de parenté complexes (ZONABEND - 1981).

(*) E.R. 221 du CNRS et LABORATOIRE
d'ECOLOGIE HUMAINE DE L'UNIVERSITE d'AIX-
MARSEILLE III.

Si ce type d'alliance se reproduisait régulièrement de génération en génération au sein d'une population, les conséquences sur la structure génétique de celle-ci intéresseraient l'anthropobiologiste.

En effet, si un tel type de mariage s'avérait généralisé à l'intérieur d'une population d'effectif relativement limité, il maintiendrait constant un certain degré d'apparentement entre les conjoints donc un taux de consanguinité puisque $\phi = F$ (le coefficient de consanguinité d'un individu est égal au coefficient d'apparentement de ses parents). Celui-ci se maintiendrait autour de .0156, valeur du coefficient d'apparentement entre cousins issus de germains, si l'on prend uniquement en compte la consanguinité apparente de la population (en théorie, le coefficient de consanguinité absolu tendrait même vers 1, si la population était limitée, formée et les générations nombreuses).

La question du rapport pouvant exister entre la dimension de la population à l'intérieur de laquelle un individu a une probabilité élevée de trouver un conjoint et la fréquence des mariages consanguins, s'est vu proposer une réponse théorique dans le modèle de l'isolat.

C'est en effet à partir du concept d'isolat proposé par WALHUND (1928) que DAHLBERG (1929) a rendu ce modèle applicable à la réalité des populations humaines, mais à condition que les unions soient en régime panmictique, en associant la taille de l'isolat à la fréquence de unions entre cousins germains en fonction de la taille de la famille.

L'isolat a été généralisé comme étant la dimension de la population à l'intérieur de laquelle chaque individu a, théoriquement, la possibilité de trouver un conjoint (SUTTER - 1951). Mais à la différence de DAHLBERG, SUTTER préconise, sur le plan méthodologique, de prendre en considération la fréquence des mariages entre cousins issus de germains, dans la mesure où celle-ci devrait être en régime panmixtique, quatre fois plus élevée que la fréquence des mariages entre cousins germains.

Pour JACQUARD (1970), ce rapport entre le nombre de mariages entre cousins du 6ème degré et le nombre de mariages entre cousins du 4ème degré, bien que fondé sur un plan théorique, ne s'observe pas dans la réalité : d'une part, si les unions s'effectuaient au hasard, l'augmentation des unions entre cousins germains correspondrait à un report des mariages prohibés entre germains, d'autre part, dans nos sociétés à filiation indifférenciée, le mariage au sein de la parenté proche peut permettre de résoudre les problèmes de transmission du patrimoine dans certains groupes sociaux.

METHODOLOGIE

A partir de 90 couples d'agriculteurs vivant dans le canton de CHATEAUPONSAC (Hte-Vienne), des généalogies cognatiques ont été remontées jusqu'à la fin du XVIIIème siècle afin de montrer les conséquences du choix du conjoint sur la structure génétique d'une population rurale.

Nous avons pu retrouver 840 couples d'ancêtres ayant vécu dans le canton au début du XIXème et au XXème siècle. Les ascendants de chacun de ces couples ont été recherchés au minimum jusqu'aux bisaïeux (1920 ancêtres ayant vécus dans le canton durant le XVIIème siècle ont été retrouvés).

Contrairement aux recherches en démographie historique, ou bien souvent, on se contente de reconstituer les généalogies dans le seul cadre cantonal, voire communal, ces généalogies ont fait l'objet de recherches à travers un espace géographique couvrant les seize communes limitrophes du canton de CHATEAUPONSAC.

Cet aspect méthodologique a permis de retrouver les réenchaînements d'alliances inter-communales. En effet, l'habitat limousin étant semi-dispersé, c'est davantage le réseau de connaissance inter-hameaux qui favorise les unions que le sentiment d'appartenance communale : les limites communales ne sont pas vécues comme des frontières (BLEY - 1984). Sur les 1108 ancêtres identifiés dans les communes voisines, plus d'une centaine sont originaires du canton. Les implications de cette démarche qui consiste à considérer les conjoints originaires des communes voisines comme susceptibles d'avoir une partie de leurs ancêtres issus du canton sont importantes pour saisir à la fois la structuration sociale du groupe que les conséquences de celle-ci sur le plan biologique.

Cette méthodologie convient d'autant mieux à notre problématique que nous avons pu constater une absence systématique de dispenses dans les actes de mariages entre cousins : les seules unions qui en font l'objet sont celles entre oncle et nièce.

1 - STRUCTURE DES MARIAGES CONSANGUINS

L'analyse des structures de parenté entre époux s'est effectuée à partir des données démographiques recueillies sur les couples d'ancêtres d'agriculteurs. Ces couples n'ont pas été tirés aléatoirement au sein d'une vaste population ; ils ne représentent pas non plus la diversité des groupes sociaux que l'on rencontre dans un canton rural car la population des bourgs est très peu présente.

Cette population est représentative des agriculteurs ayant résidé à l'intérieur de l'espace cantonal au cours des deux derniers siècles : l'ensemble de ces individus forme la population "souche" historique agricole du canton et leurs descendants actuels ont le sentiment d'être "plus ou moins" cousins les uns par rapport aux autres. Ces couples reconstitués par filiation cognatique, ont tous été féconds par leur définition même. Cette population ne vit pas de manière isolée par rapport aux populations voisines. Elle constitue une population agricole française typique ne présentant pas de spécificité particulière qui permette de la singulariser des populations voisines, voire de la moyenne des populations agricoles françaises, à la différence de certaines populations rurales qui sont étudiées par les anthropologues pour leur spécificité socio-culturelle (béarnais ou bretons, par exemple).

Essentiellement paysanne, cette population était composée de cultivateurs sédentaires (petits propriétaires ou métayers) et de travailleurs migrants du bâtiment, généralement fils d'agriculteurs, qui le redevenaient après des séjours plus ou moins longs à la ville.

Les mariages contractés entre parents "pas trop lointains" auraient dû atteindre une fréquence relativement élevée si les stratégies matrimoniales des agriculteurs, essentiellement petits propriétaires, étaient d'assurer le maintien des structures foncières par le biais de l'alliance au sein de la parenté. Or, il n'en est rien : la fréquence des unions entre apparentés n'atteint que 3,3%.

Le nombre élevé de mariages entre individus non-apparentés prouve que l'exogamie (dans les sens de la recherche de l'alliance hors du groupe familial) constitue la coutume matrimoniale de cette population suivant l'usage religieux. Lorsque cette coutume est transgressée, l'alliance s'effectue principalement entre individus très proches (oncle/niece ; cousins germains). Ces deux types de mariage sont plus nombreux que ceux entre cousins issus de germains (Tableau 1). La position des femmes dans les chaînes généalogiques pourrait expliquer ces types d'alliance dans le cas où les mères interviendraient dans l'arrangement des mariages. Si pour l'ensemble des unions entre apparentés, le nombre de femmes est sensiblement le même que le nombre d'hommes parmi les ancêtres appartenant à la génération supérieure à celle des époux (29 et 34), par contre, le nombre de femmes augmente dans le cas de mariages entre cousins germains (12 pour 8). Les femmes (mères et tantes) interviendraient davantage dans l'arrangement des mariages concernant deux individus généalogiquement proches. BARRAI (1962) avait déjà constaté ce fait en Italie. Ces alliances consanguines peuvent être porteuses d'un déséquilibre démographique (unions entre individus appartenant à des classes d'âge, voire à des générations différentes). Le choix préférentiel pour une niece de la mère dans le cas de mariages entre cousins germains, n'entraîne pas de déséquilibre dans les

classes d'âge, car ce choix s'explique par le fait que la mère du mari, généralement plus jeune que son père, les frères et soeurs de cette dernière le seront aussi, donc leurs enfants seront plus jeunes que ceux des frères et soeurs du père. (HAJNAL - 1963).

C'est la raison pour laquelle la différence d'âge entre cousins germains est la plus faible ($2,1 \pm 2,8$ ans). Pour les mariages entre cousins issus de germains, l'écart d'âge moyen entre les époux double ($4,2 \pm 4,4$ ans) ; ce qui est lié au fait que l'écart d'âge entre les mères s'ajoute à celui des grands-mères (cf. CONTERIO - 1974 ; MARTIN - 1981). L'écart d'âge maximum s'observe entre l'oncle et la nièce ($9,6 \pm 7,3$) ; chez ces derniers, la moyenne des écarts d'âge correspond à une durée bien inférieure à celle d'une génération car c'est souvent le plus jeune des frères qui épouse l'aînée des filles du frère aîné. Dans l'ensemble, l'écart d'âge moyen entre conjoint appartenant à une même génération est faible ($2,5 \pm 3,1$ ans) par rapport à celui observé entre deux individus ayant une génération de différence (par exemple les cousins germains de degré inégal) où il atteint $8,8 \pm 5,6$ ans.

Si l'on se réfère à l'écart d'âge moyen entre les époux agriculteurs du canton de CHATEAUPONSAC pour le dernier siècle ($2,5$ ans), on constate que cette moyenne est la même que celle observée entre époux consanguins appartenant à la même génération. Ce type de mariage n'induit pas de déséquilibre sur le marché matrimonial. Par contre, les mariages consanguins entre époux appartenant à deux générations différentes s'associent à un écart d'âge plus élevé et, s'ils étaient plus fréquents, risqueraient de renforcer le célibat masculin, à moins qu'il n'existe un sex-ratio déséquilibré ou une reproduction systématique de ce type d'alliance au cours du temps.

$\phi_4 = .0313$ $n=4$ ($f_4 = .0043$)

1 structure :
 - cousins germains de
 degré inégal FZDD(n=1)
 MBSD(n=1)
 MZSD(n=1)
 MMBD(n=1)

$\phi_5 = .0156$ $n=5$ ($f_5 = .0054$)

1 structure :
 - cousins issus
 de germains FMZSD(n=1)
 FMBDD(n=1)
 FFBSD(n=1)
 MFZSD(n=1)
 MMZSD(n=1)

$\phi_6 = .0078$ $n=2$ ($f_6 = .0022$)

1 structure :
 - cousins issus
 de germains de
 degré inégal FFBSD(n=1)
 FMZSDD(n=1)

TABLEAU 1: Répartition des mariages consanguins en fonction du coefficient d'apparement (ϕ) et de la structure de parenté entre les époux. Nous avons utilisé les abréviations anglo-saxonnes de parenté : M = Mother, F = Father, B = Brother, Z = Sister, S = Son, D = Daughter, (par exemple : MBD = mother's brother's daughter) cf. HERITIER - 1981, P.19.

II - L'évolution de la structure génétique

L'évolution de la structure génétique de cette population est étudiée transversalement. Nous avons pris en considération la consanguinité apparente des couples appartenant à une même génération démographique, c'est-à-dire contemporains les uns des autres. Cette méthode d'analyse transversale, déjà utilisée par ROBERTS (1968), permet d'observer la variation du coefficient de consanguinité dans le temps. Cette distribution des mariages consanguins n'est pas régulière : trois périodes distinctes se dégagent entre le début du XIX^{ème} siècle et aujourd'hui.

De 1810 à 1849, la fréquence des mariages consanguins est faible, sous-tendant ainsi une aire matrimoniale relativement étendue. Entre 1850 et 1889, un accroissement de cette fréquence apparaît : les facteurs socio-économiques de l'époque en seraient les principaux responsables. Cette période correspond à l'apogée des migrations temporaires de maçons vers Paris. La prospérité du bâtiment et, dans une moindre mesure, celle de ses travailleurs se sont répercutées sur le niveau économique des populations vivant dans ces régions d'émigrations (CORBIN - 1975). La conjugaison des deux phénomènes aura comme conséquence l'accroissement de la consanguinité : d'une part, l'éloignement de ces migrants renforce leur lien avec la structure familiale qui devient le relais de la vie sociale locale, et, d'autre part, l'afflux monétaire de la ville vers la campagne limousine provoque une augmentation du prix des terres ainsi que leur rareté. La nécessité de préserver le capital foncier devient alors un facteur prédisposant au mariage au sein de la parenté ; mais il ne saurait être le seul facteur explicatif (1).

Décennie	nb de mariages consang. ($\geq 7^{\text{ème}}$ degré)	nb de mariages consang. ($\geq 7^{\text{ème}}$ degré)	fréq. des mariages consang. ($\geq 7^{\text{ème}}$ degré)	Coeff moyen de consang. apparente ($\times 10^{-5}$)
1800-09	4	0	.000	.000
1810-19	28	0	.000	.000
1820-29	77	1	.013	.162
1830-39	123	1	.008	.102
1840-49	97	2	.021	.081
1850-59	68	6	.088	.681
1860-69	87	5	.057	.395
1870-79	65	4	.062	.240
1880-89	57	5	.088	.549
1890-99	50	2	.040	.266
1900-09	56	2	.036	.084
1910-19	24	1	.042	.260
1920-29	56	2	.036	.084
1930-39	30	0	.000	.000
1940-49	39	0	.000	.000
1950-59	30	0	.000	.000
1960-69	22	0	.000	.000
1970-79	17	0	.000	.000
TOTAL	930	32	moyen. .034	.204

TABLEAU II: Evolution décennale de la fréquence des mariages consanguins et du coefficient moyen de consanguinité apparente.

A partir de 1890, le reflux des migrations temporaires s'associe à un retour vers une modalité exogamique de l'alliance (2).

La fréquence des mariages consanguins, en particulier celle entre cousins germains (1%) correspond à celle généralement observée pour les pays européens (entre 0,5 et 2% cf. FREIRE-MAIA 1957). A partir des années 30, la chute du nombre de mariages consanguins en Limousin s'accorde avec celles qui ont été constatées pour d'autres régions françaises (SUTTER et TABAH - 1955) ainsi que pour des régions d'Italie (SERRA et SOINI - 1959). Mais la fréquence des mariages consanguins ne rend pas compte de l'intensité de la consanguinité de cette population. Pour calculer celle-ci, nous avons utilisé le coefficient de consanguinité de BERSTEIN en le réduisant aux chaînes de parenté incluant les cousins au 7ème degré (cousins de germains de degré inégal). Nous obtenons un coefficient de consanguinité "apparente" (JACQUARD - 1970).

$$C = \frac{1}{8}v_3 + \frac{1}{16}v_4 + \frac{1}{32}v_5 + \frac{1}{64}v_6 + \frac{1}{128}v_7 + \frac{1}{8}v_d$$

(v_3 =fréquence des unions entre oncles et nièces, v_4 =fréquence des unions entre cousins germains, v_5 =fréquence des unions entre cousins germains de degré inégal, v_6 =fréquence des unions entre cousins issus de germains, v_7 =fréquence des unions entre cousins issus de germains de degré inégal, v_d =fréquence des unions entre double cousins germains).

Remarquons que ce coefficient diffère du coefficient de BERSTEIN dans la mesure où il n'est pas tenu compte de l'ensemble des ancêtres lointains réellement communs entre deux individus, mais seulement des ancêtres communs sur quatre générations environ (3).

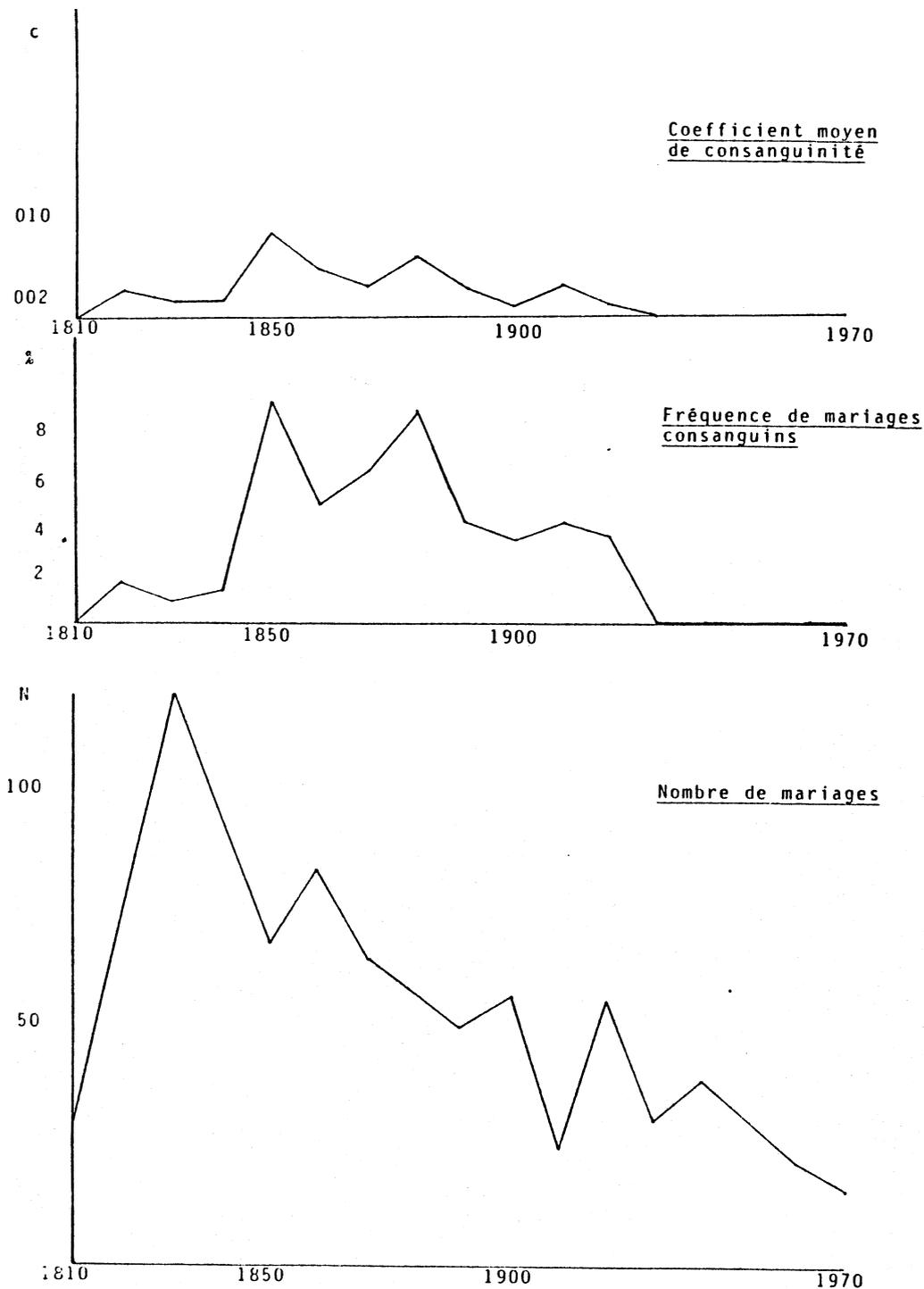


Figure 1 : Evolution décennale du nombre de mariages étudiés, de la fréquence des mariages consanguins et du coefficient moyen de consanguinité.

Ce coefficient moyen de consanguinité C est de .00204 pour les 930 mariages (cf. tableau II).

La courbe de son évolution par segments décennaux suit sensiblement celle de la fréquence des mariages consanguins (cf. Fig. 1), tout en présentant, à partir des années 1890, une baisse plus rapide explicable par la diminution des unions entre individus génétiquement très proches.

Dans l'ensemble, la faible fréquence des unions consanguines au sein de cette population "souche" agricole historique, laisse supposer que les "stratégies" d'alliance préconisent le mariage hors de la parenté.

Cette exogamie suppose que les alliances se produisent au sein d'une population plus vaste que la population "souche". L'aire matrimoniale peut être définie théoriquement par la formule de DAHLBERG calculée en fonction de la fréquence des mariages entre cousins germains en présupposant que le nombre d'enfants utiles par famille suit une loi de POISSON d'ordre 2 ($m = V = 2$).

Cette formule :

$$(N = \frac{2b(b-1)}{v_4}),$$

avec b = au nombre moyen d'enfants utiles par famille) a été corrigée par JACQUARD (1970) :

$$(N = \frac{16}{v_4})$$

Pour saisir la variabilité de l'aire matrimoniale selon le type de mariages consanguins considérés. N a été calculé en fonction de la fréquence des unions entre oncle et nièce (v_3), entre cousins germains (v_4), entre cousins germains de degré Inégal (v_5), entre cousins issus de germains (v_6).

$$\text{avec } f(v_3) = \frac{4}{v_3}$$

$$\text{avec } f(v_4) = \frac{8}{v_4}$$

$$\text{avec } f(v_5) = \frac{16}{v_5}$$

$$\text{avec } f(v_6) = \frac{32}{v_6}$$

Le rapport entre le nombre de parents théoriques pour un degré donné et la fréquence d'unions observées entre parents de ce degré donne une indication sur la dimension de l'aire matrimoniale. Celle-ci varie suivant le type de mariage consanguin pris en compte. Elle s'établit entre 100 et 200 personnes pour $f(v_3)$ et $f(v_4)$ et entre 800 et 1600 pour $f(v_5)$ et $f(v_6)$ (cf. Fig. II).

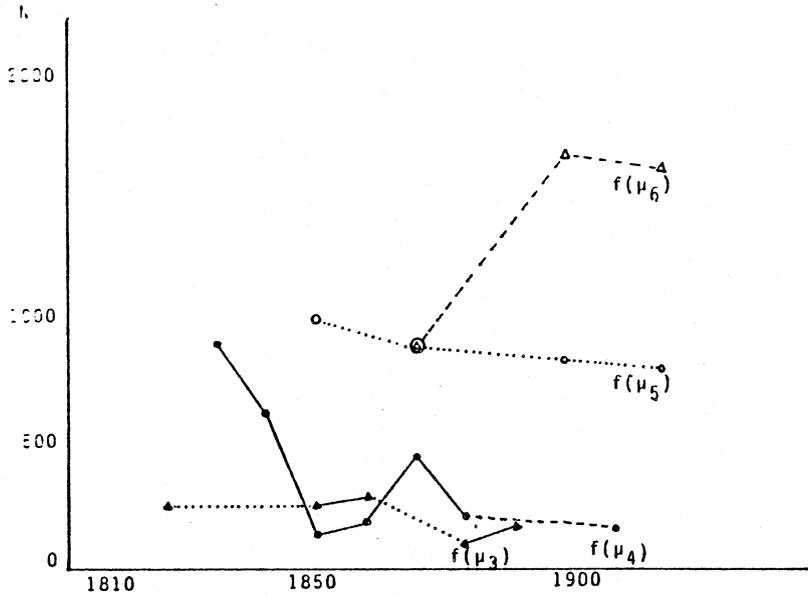


FIGURE II: Evolution de la taille de la population à l'intérieur de laquelle chaque individu a théoriquement la possibilité de trouver un conjoint, selon le type d'unions consanguines considéré ($\mu_3, \mu_4, \mu_5, \mu_6$).

Cette variabilité de l'aire matrimoniale en fonction de type de mariage consanguin indique un non-respect de la règle panmixtique car le nombre de mariages observés pour chacun des types d'apparentement envisagés ne correspond pas au nombre de mariages théoriques que l'on devrait trouver si ceux-ci s'effectuaient au hasard et/ou une variance du nombre d'enfants utiles différente de 2.

La réalité du vécu des populations humaines s'adapte assez mal au modèle de l'isolat car s'il y avait observation d'une règle d'alliance avec un parent au plus près de l'interdit culturel (cousin du 6ème degré), la dimension de l'aire matrimoniale d'un individu serait de 64 personnes

$$(N = \frac{32}{0,5})$$

dans le cas où les unions entre cousins issus de germains représenteraient la moitié des mariages).

Dans cette population agricole, l'alliance au sein de la parenté est généralement rejetée au profit de l'exogamie.

Contrairement à ce qui a pu s'observer en Gévaudan (LAMAISON - 1982) où l'alliance repose sur des stratégies matrimoniales à long terme qui conduisent, par leurs formes d'échanges généralisées, à une ansogamie ne pouvant qu'engendrer l'endogamie pour que le corps social ne soit pas paralysé (LEVI-STRAUSS - 1947), en Limousin, le choix du conjoint s'est effectué en fonction du court terme et non pas selon des stratégies matrimoniales à long terme qui n'auraient pas manqué de faire apparaître des réenchaînements d'alliance au sein de la parenté.

NOTES

- (1) A titre d'exemple, il est intéressant d'observer les mariages entre cousins germains durant la décennie 1850-1859, c'est-à-dire au cours de cette période de migration temporaire intense et de forte fréquence de mariages consanguins. Sur les quatre mariages de ce type, deux concernent des couples vivant sur la même exploitation et dans lesquels chacun des maris est propriétaire. Un autre est métayer ainsi que son père, mais son oncle (le père de son épouse) a pu acheter une propriété après avoir été maçon ; le gendre abandonne son statut de métayer pour devenir propriétaire.

Si dans les trois premiers cas, le mariage consanguin s'associe à la transmission du patrimoine, dans le dernier cas, l'union au sein de la parenté se fait en dehors d'une stratégie familiale, vraisemblablement en fonction des sentiments que les futurs époux éprouvent l'un pour l'autre. L'époux étant maçon, son mariage ne lui a pas permis d'avoir accès à la propriété : pour devenir propriétaire, le couple sera obligé d'acheter des terres sur une commune voisine de la sienne.

- (2) Cette articulation entre choix du conjoint et facteurs socio-économiques a déjà été mentionnée dans de nombreux travaux (cf. par exemple SEGALIN et JACQUARD - 1971). Il est intéressant de signaler une étude de 1933 (Dr. LEMERCIER citée par LANVAL - 1945) sur une commune du Loiret où un phénomène analogue à celui de CHATEAUPONSAC est constaté. Un accroissement de la consanguinité entre 1843 et 1893 s'associe à la prospérité de la vigne. Mais à partir des années 1890 on observe une chute des mariages consanguins liée à la crise du phylloxéra. Comme en Limousin, mais pour d'autres facteurs économiques, une phase de prospérité s'associe à un repliement matrimonial alors qu'au contraire une modification des conditions économiques provoque un éclatement des cercles de mariage.
- (3) JAKOBI et JACQUARD (1971) ont montré que la connaissance des apparentements lointains aboutissait parfois à des corrections relativement faibles. Dans le cas d'un village breton, le passage de quatre à huit générations dans la reconstitution généalogique de cette population a accru le coefficient moyen de consanguinité de 20%. Dans un village béarnais très endogame (SERRE, JAKOBI, BABRON - 1985) la connaissance des liens de filiation sur 14 générations accroît le coefficient de consanguinité de 35%.

BIBLIOGRAPHIE

- AUGUSTINS G. (1985) "Choix matrimonial et réseaux d'alliance en Beauce au XIXème siècle" Terrain - 4, 50-61.
- BARRAI I., CAVALLI-SFORZA L., MORONI A. (1962) "Fréquences of pedigrees of consanguineous marriages and mating structure of the population" Ann. Hum. Gen., 25, 347-376.
- BLEY D. (1984) "Diversité des emplacements humains et comportements matrimoniaux" dans Mariage en Limousin - CNRS - 75-93.
- CONTERIO F. ROSSI O. SOLIANI L. (1974) "Isolate size and the matrimonial structure of the population of the islands" Genus - XXX, 1-4, 101-117.
- CORBIN A. (1971) "Migrations temporaires et sociétés rurale au XIXème siècle : le cas du Limousin" Rev. Historique, 2, 293-344.
- CROGNIER E. (1985) "Consanguinity and social change : an isonymic study of a peasant population, 1870-1979" J. Biosoc. Sci., 17, 267-279.
- DAHLBERG G. (1948) Mathematical methods for population genetics. Karger, Basle, 182p.
- FREIRE-MAIA N. (1957) "Inbreeding levels in different countries" Eugenics Quart., 4, 127-138.
- FROTA-PESSOA O. (1957) "The estimation of the size isolates based on census data" Am. J. Hum. Gen., IX, 9, 9-16.
- GIRARD A. (1954) Le choix du conjoint. INED. 201p.
- HAJNAL J. (1963) "RANDOM MATING and The Frequency of Consanguineous marriages", Proc. Roy. Soc., B159, 125-177.

- HERITIER F. (1981) L'exercice de la parenté. Gallimard, 149 p.
- JACQUARD A. (1970) Structures génétiques des populations. Masson - 399p.
- JAKOBI L. et JACQUARD A. (1971) "Consanguinité proche, consanguinité éloignée" dans Génétique et population - INED - 263-268.
- LAMAISON P. (1979) "Les stratégies matrimoniales dans un système complexe de parenté : Ribennes-en-Gévaudan (1650-1830)" Annales E.S.C. - XXXIV, 721-743.
- LANVAL M. (1945) L'étiologie de la représentation de l'inceste - Ed. du Laurier-Bruxelles - 416 p.
- LEVI-STRAUSS C. (1947) Les structures élémentaires de la parenté. Ed. Mouton, 591 p.
- MARTIN J.F. (1981) "Genealogical structures and consanguineous marriage" Current Anthr. - 22,4, 401-412.
- ROBERTS D.F. (1968) "Differential fertility and the genetic constitution of an isolated population" VIIIth. Congres of Anthropological and Ethnological Sciences, Tokyo-Vol. I - 350-356.
- SEGALEN M. et JACQUARD A. (1971), "Choix du conjoint et homogamie" Population, 3, 487-498.
- SEGALEN M. (1984) "L'usage de la généalogie dans une recherche sur les structures de l'alliance dans le pays Bigouden sud" Ann. Dém. Hist. 71-78.
- SERRA A. et SOINI A. (1959) "La consanguinité d'une population" Population, 1, 47-72.
- SERRE J.L., MAYER M., FEINGOLD N., BENOIST J. (1982) "Etude d'un isolat des Antilles : estimation de la consanguinité" Ann. Génét. - 25, 1, 43-49.

- SERRE J.L., JAKOBI L., BABRON M.C.,(1985) "A genetic isolate in the french Pyrenees : probabilities of origin of genes and inbreeding" J. Bio. Soc. Sci., 17, 405-414.
- SUTTER J. et TABAH L. (1951) "Les notions d'isolat et de populations minimum" Population 3, 483-498.
- SUTTER J. et TABAH L. (1955) "L'évolution de deux isolats français : Loir-et-Cher, Finistère" Population, 4,675-690.
- WRIGHT S. (1943) "Isolation by distance", Genetics - 18, 114-138.