

## Le coefficient de parenté et ses composantes proche et éloignée. Estimation à partir du registre de population «Vallouise en Briançonnais»

*The kinship coefficient and its close and distant components. Estimation based on the "Vallouise en Briançonnais" population register*

Michel Prost<sup>1</sup>, Francine M. Mayer<sup>2</sup> et Mireille Boivert<sup>2</sup>

<sup>1</sup> UMR 6578, Anthropologie Bioculturelle Université de la Méditerranée. CNRS, EFS. 51 Bd Dramard. 13916 Marseille Cedex 20, France.

<sup>2</sup> Université du Québec. Département des Sciences Biologiques. CP 8888, succursale A. Montréal, Québec H3C 3P8, Canada. Laboratoire EDYPH, Equipe de recherche sur la Dynamique des Populations Humaines.

**Mots Clés:** Généalogie, Parentés proche et éloignée, Population alpine, Registre de population.

**Keywords:** Alpine population, Close and remote consanguinity, Genealogy, Register of population.

### Résumé

Dans cet article, nous cherchons à évaluer les composantes proche et éloignée du coefficient moyen de parenté d'une population des Alpes françaises durant la période 1570-1929. Issu de la génétique, le concept de parenté intéresse nombre de chercheurs en sciences humaines, historiques et biologiques. Cependant, si son estimation globale reste réalisable, celle de ses deux composantes demeure délicate à appréhender par le fait qu'elle nécessite une importante profondeur généalogique. Cette recherche s'appuie sur le registre de population «Vallouise en Briançonnais» dont les généalogies s'étirent sur plus de 25 générations. Dans cette partie de l'Arc Alpin, la consanguinité moyenne sur presque quatre siècles avoisine 3,4‰, en augmentation d'un siècle à l'autre. Quant aux composantes, l'exemple vallouisien présente un résultat contradictoire. Quand la parenté se mesure en termes de quantité d'unions, la part éloignée prend constamment le pas sur son homologue proche. Par contre, si c'est «l'intensité» du coefficient de consanguinité qui est considérée, le résultat s'inverse.

## Abstract

This article estimates and measures one of the major parameters of the dynamics of the populations according to several methods. Stemming from the genetics of the populations, the concepts of kinship of unions and consanguinity of the individuals interest number of researchers in human, historic and biologic sciences. However, if the global estimation of the kinship remains known for a long time, that of the close and remote constituents remains delicate to know by the fact that it requires important genealogical depths. It is by means of a computerized register of population the genealogies of which stretch on approximately 23 generations that will be made these measures. After all, in this valley of the French Alps, the part remote from kinship sets quantitatively and constantly the step on his close homologue. On the other hand, if it is the amplitude which is considered, the result is reversed.

*«Un coefficient de parenté n'est pas une caractéristique intrinsèque du couple formé par deux individus, il est une mesure attachée à l'information possédée au sujet de ces deux individus. Si cette information est complétée, le coefficient est modifié en conséquence sans, évidemment, que la réalité qu'il est censé mesurer soit modifiée pour autant».*  
Albert Jacquard (1970).

## Introduction

Dans un «essai de mesure dans un village breton», des comparaisons furent menées entre les composantes proche (*close consanguinity*) et éloignée (*remote consanguinity*) de la consanguinité dans la population de Plozevet en France entre le 18<sup>e</sup> et le 20<sup>e</sup> s. (Jakobi, Jacquard, 1971). Dans le cas étudié, les auteurs constatèrent un écart de 20% entre les mesures selon que l'on prenait en compte quatre ou huit générations. Au Québec, la même démarche avait conduit à observer un écart de 63% pour une période plus contemporaine: 1838-1965 (Gomila, Guyon, 1969). Au Honduras, dans un isolat devenu célèbre dans les annales de l'anthropologie, l'écart constaté entre les deux évaluations atteignait 96% (Chapman, Jacquard, 1971). Sur le même continent, au Brésil, l'estimation de la consanguinité de la population Xavante aboutit à une mesure de 0,186 en comptabilisant les mariages les plus récents et à celle de 0,0094 en prenant tous les mariages connus (Neel *et al.*, 1964). Ainsi, d'une population à l'autre, il existe une hétérogénéité de comportements matrimoniaux, en particulier concernant les mariages au sein de la parenté, qui peuvent générer des descendance consanguines. Au fil des générations, des réseaux familiaux plus ou moins imbriqués s'établissent pour lesquels il est possible de mesurer différents indices dont en particulier les deux composantes de la consanguinité. D'ailleurs, cet indicateur est un des premiers que l'on tente d'appréhender quand on étudie la structure génétique des groupements humains car il constitue un élément important du mécanisme évolutif des populations: la transmission du patrimoine génétique.

En termes probabilistes, si deux personnes A et B sont apparentées, c'est que figurent parmi leurs ascendants une ou plusieurs personnes communes. De ces ancêtres communs, découle la possibilité pour les gènes possédés par A et B, d'être des copies d'un gène ancêtre. Pour calculer rigoureusement le coefficient d'apparentement entre deux individus, quinze situations possibles sont à examiner (Gillois, 1969), mais dans la plupart des cas, le coefficient de parenté  $\Phi_{AB}$  initié par Malécot en 1966 suffit. Le coefficient  $\Phi_{AB}$  de deux personnes A et B est la probabilité pour qu'un gène pris au hasard chez A et un autre pris dans les mêmes conditions chez B, soient identiques par descendance. Ce concept possède un avantage certain car il est possible de l'étendre à toute une population lorsque celle-ci est définie précisément comme un ensemble déterminé d'individus. L'équation servant à calculer le coefficient de parenté d'un couple fait appel à l'ensemble du réseau généalogique des personnes considérées:

$$\Phi_{AB} = \sum (1/2)^{ni+pi+1}(1+ f_{ci})$$

Dans cette sommation,  $n_i$  et  $p_i$  figurent les nombres de générations séparant respectivement A et B de l'ancêtre commun  $c_i$ ,  $f_{c_i}$  étant le coefficient de consanguinité de cet ancêtre (Wright, 1922). Soulignons que:

- le coefficient de parenté s'applique aux couples ou aux unions dont les membres peuvent avoir des parents en commun. Le coefficient de consanguinité, lui, concerne les individus, il est égal au coefficient de parenté de leurs parents.

- le coefficient moyen de consanguinité d'une population est défini comme la moyenne des coefficients de consanguinité des individus qui la compose: c'est une estimation (*cf.* la citation de Jacquard en exergue).

Le sujet d'étude étant d'explicitier les parts respectives de l'apparentement proche et éloigné dans une population endogame, la problématique d'ensemble se formulera en trois questions :

- que mesure-t-on quand on calcule la parenté moyenne des couples ?
- comment, sur un concept de génétique de population aussi complexe peut-on rendre compte, au mieux, de son évolution, de sa dynamique sur une période continue de plusieurs siècles ?
- comment opérer la scission entre les composantes, celle provenant de la fraction proche et celle, beaucoup plus délicate à évaluer, figurant la composante dite éloignée, preuve probante de l'interpénétration des réseaux généalogiques aux temps les plus anciens ?

### Matériel et Méthode

L'évaluation de la consanguinité s'élabore au moyen de généalogies ascendantes reconstruites pour une population entière. Pour cela, il est nécessaire de posséder des *corpus* d'archives continus et conséquents pour pouvoir recouper et croiser différentes informations qui peuvent s'avérer très utiles lorsque l'on est en présence d'homonymie fréquente comme c'est souvent le cas dans la montagne alpine (Boëtsch, Prost, 2001b). D'abord, il s'agit de reconstituer les familles selon une méthode de démographie historique, en utilisant des fiches familiales. Dans la phase suivante, dite diachronique, ces dernières sont couplées les unes aux autres en recherchant les liens générationnels qui relient aussi bien les hommes et les femmes, c'est la création de généalogies agnatiques ascendantes. Enfin on procède à la fusion des généalogies entre-elles. Au final, cette reconstruction complexe, s'intègre dans un programme informatique qui gère l'ensemble sous la forme d'un registre de population (Prost, Boëtsch, 2001). Depuis les années '90, divers programmes informatiques performants ont permis de générer d'importants progrès dans la connaissance des structures biodémographiques des populations humaines. En réalité, ces technologies nouvelles associées à des reconstitutions familiales sous forme de généalogies font que les deux premières problématiques peuvent être résolues relativement aisément.

La réalisation de cette étude s'appuie sur un registre nommé «Vallouise en Briançonnais». Il s'agit d'une base de données informatisée au moyen du logiciel canadien *AnalyPop*, du laboratoire Ediph de l'Université du Québec à Montréal (Boisvert *et al.*, 1996). Celle-ci recense, en deux fichiers principaux, les individus nés, mariés et décédés dans une vallée alpine française. Ces deux fichiers dénommés «individus» et «unions» étant reliés par des champs communs. L'ensemble se structure en réseaux généalogiques et ne forme pas de simples listes chronologiques ou alphabétiques. «Vallouise en Briançonnais» est la reconstitution d'une population de l'actuel département français des Hautes-Alpes.

La reconstitution d'une population en généalogies sur 7 siècles est une tâche très complexe. Elle l'est d'autant plus au fur et à mesure de la remontée dans le temps. Même si la technique est avérée, la plupart des études mentionnent des lacunes ou des manques dans les archives qui obèrent toutes possibilités dans la connaissance des familles. Ici, il a fallu examiner une importante quantité d'archives différentes pour parvenir à un résultat pertinent. Ailleurs, dans les Pyrénées, on mentionne la méthodologie succinctement: «The method of analysis was of necessity long and laborious, as are all investigations of this type...» (Serre *et al.*, 1985). Ailleurs encore, dans le Pays de Sault: «Dans de nombreuses études de génétique de populations humaines, l'étude de la consanguinité est menée non pas à partir de la reconstitution des généalogies (méthode longue et laborieuse), mais au moyen de méthodes plus rapides telles que l'étude de la consanguinité apparente ou celle de l'isonymie». (Vu Tien Khang, Sevin, 1977).

Le fichier des personnes compte actuellement près de 45000 personnes, celui consacré aux mariages en dénombre 12500. Mais ce qui détermine une des originalités de cet instrument de recherche, c'est sa dimension diachronique. Les fondateurs autochtones étant repérés dans la seconde moitié du 14<sup>e</sup> s., des suivis longitudinaux peuvent être effectués sur plus de 23 générations. A l'origine, le logiciel *Analypop* a été élaboré «en interne» pour des recherches concernant le dépistage de maladies génétiques au Québec et au Portugal (Bachand *et al.*, 1997; Lima *et al.*, 1997). En 1996, une copie fut adaptée pour des travaux d'anthropologie biologique concernant les populations de l'ancienne province française de Dauphiné. L'adaptation a principalement consisté en l'adjonction, sur la grille de saisie, de nombreuses informations spécifiques concernant les anciennes populations briançonnaises: professions, dispenses, contrats de mariage, indicateur de la migration, dates d'arrivée sur le site, date de départ, etc.

La base de données n'est pas figée. C'est l'un des avantages de l'informatique, il est possible d'ajouter ou de modifier une quantité plus ou moins importante de personnes et/ou d'unions. Ainsi, «Vallouise en Briançonnais» évolue d'années en années au fur et à mesure des nouvelles entrées aussi bien pour les familles du 20<sup>e</sup> s. et 21<sup>e</sup> s., que pour les recherches qui se poursuivent aux 14, 15 et 16<sup>e</sup> s. dans les archives notariales et fiscales. De fait, les calculs qui émanent de la structure généalogique, présentent, d'une étude à l'autre, des différences dues à ces compléments que l'on agrège presque continuellement.

### **Structure des généalogies**

«*les pédigrés dont on dispose étant limités, et parfois très limités, quelle fraction de la consanguinité totale a-t-on mesuré ? Que faudrait-il ajouter au résultat pour tenir compte des liens de parenté résultant des ancêtres éloignés ?*» (Jacquard, 1970). Afin de rendre compte de la réalité du registre, différents tableaux seront présentés dont le découpage temporel, en cohortes trentenaires, figure les générations humaines successives. Spécifions encore que, tributaires des nombreuses procédures d'*Analypop*, nous ne pouvons ici utiliser les mesures classiques de complétude des généalogies. Mais plusieurs de celles-ci sont utilisées pour critiquer l'information généalogique. En particulier celle de la complétude développée à la fin des années '80 (Létourneau, Mayer, 1988) et reprise par Jetté en 1991.

Quand on travaille sur des généalogies, le premier critère que l'on mesure est la profondeur générationnelle. Ici, la profondeur générationnelle (*i.e.* PG) est obtenue par une instruction particulière d'*Analypop*. On l'effectue chaque fois qu'une personne est intégrée dans la base de données: un algorithme attribue des numéros de génération par composante connexe. D'après le concepteur, la procédure établit le tri de tous les individus et impute une composante connexe (*i.e.* CC) en établissant une «tranche générationnelle» au moyen des liens familiaux. Ainsi, une CC regroupe, sous le même numéro, toutes les personnes ayant des liens filiaux et conjugaux entre-elles. Une génération est donc le regroupement, sous un numéro identique, d'individus contemporains c'est-à-dire ayant vécu à la même époque. Le tri par génération forme en quelque sorte une «extension linéaire» des individus d'une composante connexe. Les règles d'attribution des numéros de générations sont celles-ci:

- les fondateurs des généalogies (ce sont les individus sans indication de parent(s)) sont initialement à la génération 0.
- les individus sont de la génération suivante de celle de leurs parents.
- les conjoints sont contemporains et tous les individus d'une même fratrie appartiennent à la même génération.

Dans les Pyrénées, une autre méthode est employée : "Their length (des générations) was established by the average age at the birth of the first child. Fourteen generations were defined of 25-year length between 1625 and 1674." (Serre *et al.*, 1985).

Cependant, deux autres mesures permettent de décrire plus complètement la réalité généalogique d'un arbre d'ascendance: l'entropie [S] et la variance [V]. Mis au point en 1986, lors du programme *SOREP* de recherche en génétique humaine au Canada (Kouladjian, 1986) et employés à plusieurs reprises par des spécialistes (de Braekeleer *et al.*, 1991; Boisvert, Meyer, 1994), ces deux paramètres s'établissent respectivement au moyen des équations

$$S = \sum_i \frac{N_i}{2^{G_i}}$$

et

$$V_g = \sum_{i=1}^n p_i^2 \log_2 p_i - \frac{S_g^2}{n(n-1)}$$

Ils rendent compte de l'information recueillie dans un *corpus* généalogique ascendant. L'entropie  $S_g$  du corpus généalogique d'une personne  $g$  peut s'écrire

$$S_g = \sum_i p_i \log_2 p_i$$

où  $p_i$  est la probabilité qu'un gène de cette personne provienne d'un fondateur  $i$  et où la somme est effectuée sur l'ensemble des fondateurs de la généalogie de  $g$ . Le logarithme est à base 2. Comme

$$p_i = (1/2)^{G_i}$$

avec  $G_i$  la génération du fondateur  $i$  par rapport à  $g$ ,  $S_g$  peut s'écrire, en considérant les fondateurs qui apparaissent plusieurs fois dans la généalogie comme des personnes distinctes:

$$S_g = \sum_i \frac{G_i}{2^{G_i}}$$

Quant à la variance  $V_g$ , elle s'établit selon la formule de König connue aussi sous le nom de «variance de Huygens». Elle est égale à l'espérance de la variable au carré moins le carré de l'espérance:

$$V_x = E(x^2) - [E(x)]^2$$

Ici la formule de la variance de la profondeur généalogique développée par Koulajian est directement inspirée de celle de König. S'agissant de généalogies, ces mesures sont calculées sur les seules unions ayant une descendance, les couples n'ayant pas d'enfants *in situ*, migrants ou stériles sont donc exclus. A titre indicatif, une évaluation opérée précédemment sur la période 1600-1800, avait montré qu'environ 29% des couples formés en Vallouise ne participaient aucunement au renouvellement générationnel de la vallée (Prost et al., 2002). Ici, sur une période plus large, une comptabilité sur les nouvelles données du *corpus* indique que le taux moyen des couples sans descendance est de 26,8% (Annexe 1).

Dans le tableau 1, sont regroupées 3 mesures ( $PG_m$ ,  $S$  et  $V$ ) concernant 12 générations (*i.e.* cohortes) du registre. Dans la génération qui termine le 16<sup>e</sup> s., le registre de population présente une profondeur générationnelle moyenne ( $PG_m$ ) proche de quatre, tandis qu'à la fin du règne de Louis XIV, cette mesure s'établit à neuf générations. Quant aux Vallouisiens mariés dans le premier quart du 20<sup>e</sup> s., ils ont une connaissance proche de dix huit générations d'ancêtres. Pour ces derniers, s'agissant d'une mesure moyenne, on précisera que la  $PG_m$  intègre aussi bien les personnes originaires du lieu que celles venant s'unir dans la vallée, pour lesquelles aucun ancêtre n'est répertorié. L'entropie moyenne [ $S_\mu$ ] des généalogies croît de façon significative au cours du temps. Elle adopte un coefficient multiplicateur de plus de 4,5 de la première à la dernière période. Ainsi, pour des personnes mariées entre 1720-1749 par exemple, on recueille 5,32 exactement. Ceci indique qu'en moyenne, les généalogies de chacun des époux sont complètes au-delà du seuil de 32 ancêtres (Tableau 2). Un siècle plus tard, entre 1810 et 1839, l'entropie dépassant sept, les autochtones possèdent des arbres généalogiques s'étendant jusqu'à la connaissance de 128 ancêtres. A titre comparatif, l'entropie moyenne des généalogies de l'Île-aux-Coudres au Québec, durant une période synchrone, 1800-1839, s'élève à 3 soit une connaissance de 8 ancêtres en moyenne (Boisvert, Mayer, 1994). Quant à la variance qui demeure faible jusqu'à la fin du 18<sup>e</sup> s. montrant ainsi une bonne

homogénéité dans les généalogies, elle augmente significativement au siècle suivant. Cela provient du fait que, pour les immigrants des années 1800-1929, aucune ascendance n'est vraiment répertoriée. On observe alors des généalogies pour lesquelles des branches s'étendent sur plus de dix sept générations, les autres n'en intégrant aucune. Ceci provoque un déséquilibre que justifie cette variance qui atteint forcément son acmé au 20<sup>e</sup> s. Les trois distributions étudiées ne présentent aucune dépendance puisque les  $\chi^2$  (ddl=11) ne sont pas significatifs. Entre la PG<sub>m</sub> et S, puis V, on recueille respectivement 0,035\* (p=1,000, 4,679\* (p=0,946). De même, entre S et V:  $\chi^2=3,892*$  (p=0,973). Par contre, une très forte corrélation positive s'établit entre les trois paramètres pris deux à deux:  $\tau_{de}$  Spearman =1,000\* (p=0,000).

Périodes	$\mu$ PG <sub>m</sub> [cv]	(S) $\mu$ Entropie [cv]	(V) $\mu$ Variance [cv]
1570-1599	3,5 [37]	1,90 [19]	1,05 [40]
1600-1629	4,8 [28]	2,38 [22]	1,30 [38]
1630-1659	6,3 [22]	2,99 [23]	1,54 [37]
1660-1689	7,6 [17]	3,82 [19]	1,81 [35]
1690-1719	9,0 [13]	4,59 [15]	2,01 [34]
1720-1749	10,4 [10]	5,32 [15]	2,42 [44]
1750-1779	11,7 [8]	6,06 [15]	2,80 [53]
1780-1809	13,0 [7]	6,86 [14]	3,45 [64]
1810-1839	14,2 [6]	7,40 [18]	4,51 [75]
1840-1869	15,3 [5]	7,80 [22]	6,15 [76]
1870-1899	16,3 [5]	8,28 [23]	8,10 [75]
1900-1929	17,6 [4]	8,62 [24]	10,9 [69]
1570-1929	10,8 [43]	5,50 [43]	3,83 [80]

**Tableau 1.** Profondeur générationnelle moyenne du corpus (PG<sub>m</sub>) et coefficient de variation [cv= $\sigma/\mu$ \* 100] par périodes trentenaires et distribution de l'entropie (S) et de la variance (V) moyennes dans le registre de population.  
**Table 1.** Mean corpus generational depth (PG<sub>m</sub>) and coefficient of variation [cv= $\sigma/\mu$ \* 100] by thirty-year periods and distribution of mean entropy (S) and variance (V) in the population register.

Rangs	S=1	S=2	S=3	S=4	S=5	S=6	S=7	S=8	S=9	S=10	S=11	$\Sigma$
	2	4	8	16	32	64	128	256	512	1024	2048	
1570-1590	62,2	37,6	0,2									100
1600-1629	24,5	60,5	15,0									100
1630-1659	7,7	33,9	53,3	5,1								100
1660-1689	2,2	9,7	35,6	51,1	1,4							100
1690-1719	0,3	2,7	9,7	52,7	34,4	0,1						100
1720-1749	0,2	0,0	0,9	3,8	13,1	61,1	20,9					100
1750-1779	0,0	0,7	3,7	2,7	19,6	69,4	9,8					100
1780-1809	0,2	0,6	2,6	3,3	5,1	27,5	58,7	2,0				100
1810-1839	0,3	1,2	0,7	6,7	3,3	9,9	35,7	41,5	0,6			100
1840-1869	1,1	0,6	1,7	8,0	5,0	8,4	9,7	41,6	24,0			100
1870-1899	1,2	0,9	1,2	2,1	11,4	2,7	15,6	14,1	36,8	14,1		100
1900-1929	1,6	0,8	2,4	4,8	11,2	6,4	7,2	9,6	21,6	32,8	1,6	100

**Tableau 2.** Distribution des fréquences (%) de l'entropie généalogique (S) dans les 12 générations (le rang précise le nombre d'ancêtres théoriques possédés dans une ascendance).  
**Table 2.** Frequency distribution (%) of genealogical entropy (S) across 12 generations (the rank specifies the number of theoretical ancestors in an ancestry).

Avec les données incluses dans le tableau 2, c'est le double aspect quantitatif et qualitatif des généalogies qui est abordé. Au début de l'observation, c'est-à-dire à la fin du 16<sup>e</sup> s., plus des 3/5 des individus répertoriés ont leurs deux parents connus. Synchroniquement, pour près de 38% d'entre eux, ce sont les quatre grands-parents qui sont identifiés —entropie S=2, 4 rangs d'ascendance—. Pour cette première cohorte, l'évaluation de la parenté pourra s'effectuer, mais le manque de profondeur généalogique ne restituera pas toute l'information, ce ne sera qu'un seuil. Moins d'un siècle plus tard, dès 1660-1689, 87% (35,6%+51,1%) des personnes qui s'unissent dans la vallée, ont leurs bi- et trisaïeuls connus —entropie S=3 et 4, soit 8 et 16 rangs d'ascendance pour chacun des époux—. A ce stade, l'évaluation devrait être plus pertinente, la profondeur recueillie permettant d'accéder à la composante éloignée du coefficient de parenté. Au-delà, entre 1780-1809, près de 30% des individus possèdent un arbre généalogique complet au niveau des 64 ancêtres, tandis que 60% atteignent les 128 ancêtres. Les 10% restants étant le reflet du marché matrimonial, pour lequel l'exogamie avait été ée dans une fourchette comprise entre 2 et 10% entre le 16<sup>e</sup> et le 19<sup>e</sup> s. En

définitive, «Vallouise en Briançonnais» possède une structure généalogique apte à estimer la consanguinité moyenne avec une marge d'erreur relativement faible (Boëtsch *et al.*, 2002).

## Résultats et Discussion

### *Coefficient moyen de parenté*

Une fois élaboré et informatisé l'ensemble de la structure généalogique, la parenté moyenne des couples peut être établie. Toutefois dans cet environnement alpin, les renchaînements d'alliances se pratiquent fréquemment. Une personne née dans la montagne briançonnaise venant se marier dans la vallée entraîne potentiellement une fausse union exogame, car elle possède, à plus ou moins brève échéance, une ascendance *in situ*. Ce type de migrations alternatives est connue, elle se nomme migrations alléliques de retour (Heyer, Cazes, 1999). Pour pallier ces manques, on doit reconstituer des généalogies «externes», c'est-à-dire, étudier les ascendances des personnes se trouvant généralement dans les paroisses limitrophes de la Vallouise. Cela entraîne des collectes considérables, qui s'avèrent nécessaires pour l'exactitude de la recherche (Sauvain-Dugerdil, Richard, 1998).

D'emblée, une croissance quasi-continue de la parenté apparaît d'un siècle à l'autre, mais ceci n'est qu'un faux-semblant, au moins pour le premier siècle d'observation (Tableau 3). Les réseaux généalogiques n'étant pas complets, le coefficient calculé provient uniquement de sa composante proche. Dès la première cohorte, le coefficient est différent de zéro, il est équivalent à celui calculé pour une population dont les individus seraient cousins au 6<sup>e</sup> degré canonique [12D civil=0,0002441]. Ceci atteste que, dès le 16<sup>e</sup> s., les généalogies présentent des réseaux familiaux déjà relativement imbriqués. A cet égard, le premier mariage conclu entre apparentés est repéré en 1563 dans le registre informatisé. Il unit deux autochtones isonymes, le coefficient s'établit à 0,000976563. Ceci décrit une union au 5<sup>e</sup> degré canonique [*i.e.* 10D civil] et l'examen attentif des généalogies, permet de cerner l'ancêtre commun: il s'est marié dans les années 1430-1435. Dès la période 1691-1720, la majorité des couples intègrent 64 et même 128 ancêtres, la réalité du coefficient moyen de consanguinité est accessible. A partir de là, il est possible d'apprécier l'évolution de ce paramètre en concluant à une importante croissance qui double en l'espace de trois générations depuis 1720-1749. Plusieurs explications culturelles et historiques ont été émises, elles restent d'actualité (Prost, Boëtsch, 2005). Ainsi, un coefficient évalué entre 0,0048 et 0,0053, pour la période 1780-1839, signifie que ces montagnards ont un patrimoine génétique d'environ 5‰ de gènes communs. Le fait le plus déroutant se situe dans la dernière cohorte observée. Les travaux menés en France au début du 20<sup>e</sup> s. (Sutter, Goux, 1962), indiquent qu'une baisse significative aurait dû être enregistrée. Or, ici, c'est d'une forte augmentation dont il s'agit. Cet important apparemment suggère que certaines vallées alpines ne sont pas encore sorties de leur isolement. Le phénomène «de rupture de l'isolat» (Jacquard, 1976; Crawford, 1980) n'a pas encore eu lieu en Vallouise à l'aube du second conflit mondial, en dépit d'un réseau routier analogue à celui existant actuellement. Certes, la première guerre mondiale a bien réduit le nombre des hommes, mais les Briançonnaises restées dans la vallée ont cherché et trouvé leur conjoint davantage localement, au point de faire croître significativement la parenté moyenne. En matière d'homogénéité génétique, dans le premier tiers du 20<sup>e</sup> s., les unions se sont effectuées entre cousins du 3 au 4<sup>e</sup> degré canonique [7D civil=0,0078125]. Aucune dépendance significative n'est repérée entre le coefficient estimé à partir des généalogies et les trois mesures définies dans le tableau 1. Les  $\chi^2$  calculés respectivement entre les distributions de la consanguinité et la profondeur générationnelle, l'entropie et la variance montrent même une indépendance marquée: 0,008\*\*(p=1,000), 0,008\*\*(p=1,000) et 0,006\*\*(p=1,000). Seules, des corrélations positives très significatives sont enregistrées entre les mêmes paramètres:  $\tau$  de Spearman 0,979\*(p=0,002).

Cette situation ne semble pas exceptionnelle, du moins dans les populations de l'Arc alpin, car en se référant d'abord à la fréquence de l'endogamie, quelques comparaisons sont possibles. Le concept d'endogamie géographique mesure l'isolement reproductif d'une population: c'est le fait que pour une union quelconque, les conjoints soient originaires d'un même lieu *i.e.* village. En Vallouise, l'endogamie moyenne s'établissait à 73,2% au cours des années 1900-1930, tandis que dans les Alpes Occidentales, cette dernière est encore plus importante. En Suisse au début du 20<sup>e</sup> s., l'endogamie s'élevait à 78% à Kippel, à 83% dans la vallée de Saas et à 85% à Törbel (Friedl, Ellis, 1974; Hussels, 1969; Hagaman *et al.*, 1978). En Italie, en vallée de Maïra, celle-ci s'établissait à 94% (Crawford, 1980). Mais d'autres rapprochements numériques peuvent être effectués. En comparant les résultats

obtenus par la méthode des généalogies en Dauphiné avec ceux des Pyrénées, on constate que ces derniers restent bien en deçà de ceux des Alpes. En effet, les données pyrénéennes sur la consanguinité totale (Serre *et al.*, 1985) permettent d'établir que, de la 6<sup>e</sup> à la 12<sup>e</sup> génération, on estimait le coefficient moyen à 0,001291. Or, si l'on considère que ces générations correspondent environ à la période 1755-1936, en Vallouise, ce même coefficient s'établit à 0,005864 soit exactement 4,5 fois plus. Par contre, en Suisse, on aboutit à une identité de résultats, en dépit d'une démographie très différente. A Törbel, où l'on dénombrait environ 600 personnes entre 1665 et 1950, la consanguinité moyenne s'estimait à 0,00583. A Saas, peuplé d'environ 1800 individus entre 1500 et 1950, on parvient, à 0,00536 (Ellis, Starmer, 1978; Hussels, 1969).

	$\Phi_{AB} (\mu)$ [cv]
1570-1599	0,189718 [1528]
1600-1629	0,319532 [1157]
1630-1659	0,293891 [919]
1660-1689	0,886979 [541]
1690-1719	1,308266 [290]
1720-1749	2,711457 [218]
1750-1779	3,686267 [209]
1780-1809	5,383914 [219]
1810-1839	4,851558 [196]
1840-1869	6,514901 [219]
1870-1899	6,459324 [237]
1900-1929	8,292948 [238]
1570-1929	3,40823 [84]

**Tableau 3.** Evolution du coefficient de parenté (x 1 000) moyen des unions en Vallouise durant la période 1570-1929.

**Table 3.** Evolution of the average kinship coefficient (x 1,000) of unions in Vallouise during the period 1570-1929.

Les coefficients mentionnés dans le tableau 3 se construisent sur des moyennes et les CV calculés sont importants, les *extrema* allant de 209 à 1528%. De 1570 à 1929, le plus petit coefficient observé s'adresse à une union de septembre 1788: 0,000000119 signifiant ainsi que les deux époux ont un ancêtre commun au-delà de la 12<sup>e</sup> génération. *A contrario*, l'union la plus apparentée date de septembre 1903 avec un patrimoine de 18,4% de gènes communs, exactement: 0,18423337. Il s'agit là d'un enchevêtrement de liens familiaux superposant cinq degrés différents: 3D+5D+6D+7D+8D degrés civils. Ainsi, la parenté procède d'une composante proche et d'une autre éloignée, l'une et l'autre recouvrant, des réalités bien différentes. Afin de bien discerner la situation, deux positionnements ont été distingués parmi les mariages possédant un coefficient différent de 0:

- ceux qui équivalaient à un degré non complexe [*i.e.* 1/8=0,125, 1/16=0,0625, 1/32=0,03125, etc.].

- ceux résultant d'un assemblage plus ou moins compliqué à l'image de celui datant de 1903.

Toutes les unions dont le coefficient de parenté était compris entre 0,1250000 ou plus et 0,0039062 ont été regroupées. Avec un coefficient situé entre le 3D et le 8D civils [*i.e.* 1<sup>er</sup>/2<sup>e</sup> et 4<sup>e</sup> degrés canoniques], elles sont particulières puisque qu'elles nécessitent une dispense canonique. 1402 mariages de ce type ont été trouvés durant les 360 ans d'observation (tableau 4). Là, nous avons pris le parti de les filtrer pour obtenir uniquement ceux qui possèdent un coefficient non complexe, comme une union au 3<sup>e</sup> degré canonique [1/64=0,0156250] par exemple. Le total obtenu est de 103 unions soit 7,3% de l'ensemble. C'est surtout dans les premières périodes observées que l'on rencontre ce type d'unions. Cela suggère que, dans les unions entre apparentés proches, les familles des époux sont imbriquées. Mais, dès le milieu du 18<sup>e</sup>s., elles sont presque inexistantes, les maillages familiaux montagnards étant alors fortement enchevêtrés. Néanmoins, il peut aussi s'agir d'un faux-semblant du fait que les réseaux généalogiques n'étant pas tous forcément complets à ces périodes-là, on ne recueille que les parentés les plus évidentes. A l'opposé, le premier coefficient «complexe» est repéré dans la période 1660-1689: 0,017578125. C'est une union doublement apparentée au 3<sup>e</sup> degré canonique [6D=0,0156250] à laquelle s'agrège une autre au 4<sup>e</sup>/5<sup>e</sup> degré canonique [9D=0,0019531]. Ici, c'est le domaine de l'apparentement proche, composante souvent étudiée (Abelson, 1978; Mc Cullough, O'Rourke, 1986; Lusiardo *et al.*, 2004). Mais l'homogénéité génétique d'une population ne peut se satisfaire d'une simple observation, sa structure n'est surtout pas figée. Elle s'élabore au cours des générations successives au gré des entrées, des sorties et des reproductions qui s'y déroulent (Sauvain-Dugerdil, 1996). Ce sont d'abord les migrants qui ajoutent ou non leurs gènes au patrimoine

existant (Hagaman *et al.*, 1978; Prost, Boëtsch, 2005). Ce sont aussi toutes les stratégies d'unions préférentielles mises en place par les familles d'où découlent des systèmes de reproductions différentielles (Boëtsch, Prost, 2001a). Ce sont toujours des stratégies mais de transmission de patrimoine qui font que les familles s'éparpillent ou se recomposent (Brennan *et al.*, 1982).

***Composantes proche et éloignée.***

Il s'agit maintenant d'estimer la part éloignée du coefficient de parenté dans les unions qui se sont déroulées en Vallouise.

Le tableau 4 partage doublement l'information recueillie. D'abord, elle distribue, dans la deuxième colonne, les fréquences des unions entre apparentés relativement à celles recensées durant les 12 générations d'observation. Puis, parmi ces unions ayant un coefficient de parenté différent de zéro, on discrimine celles avec une dispense formant la parenté proche de celles du reliquat qui composent la parenté éloignée. Au cours des 360 ans de l'étude, presque 8200 mariages ont été répertoriés dans la base de données. Néanmoins, seules les unions dont les deux époux sont identifiés ont été prises ici en considération. Les premières cohortes étant déficitaires quant à l'information généalogique, ce sont trois mariages sur cinq qui s'accomplissent entre cousins plus ou moins proches. Cette situation atteint une acmé durant la période 1780-1839 où là, ce sont neuf mariages sur dix dont les époux ont un ou plusieurs ancêtres communs. Ceci est un raisonnement qui s'effectue en termes d'unions, donc de parenté. Mais si l'on s'intéresse aux personnes naissant dans la vallée, ce sont les années 1750-1839 qui enregistrent les plus forts taux de consanguinité parmi les autochtones, passant de 90,7% à 92% d'un bout à l'autre de la période. De ce point de vue, la Vallouise se rapproche de l'isolat génétique complet, modèle non encore recensé en Europe (Sauvain-Dugerdil, 1990). La seconde partie de le tableau 4 distingue la part proche de celle éloignée. Là, hormis quelques cohortes, on assiste à une répétition des proportions autour d'une moyenne quasi constante de 70%. A dire vrai, cette récurrence qui s'établit d'un bout à l'autre de l'observation donne à penser que ce marché matrimonial alpin est étroitement contrôlé, les montagnards ayant des comportements qui perdurent depuis le 13<sup>e</sup> s. au moins (Falque-Vert, 1997). Tout semble se passer comme si une certaine quantité de la population, 30% environ, s'alliait continuellement entre cousins proches, alors que complémentirement l'autre partie, par effet mécanique de l'endogamie géographique, pratiquait une parenté plus lointaine. Plusieurs investigations sur cet aspect avaient permis de montrer que c'était davantage la strate sociale supérieure qui avait recours aux dispenses et que, justement, cette dernière s'inscrivait dans une fourchette de 20-25% (Boëtsch *et al.*, 2002).

	Unions observées [n.a]	Unions entre apparentés (%)	Parenté proche [n.a]	Parenté éloignée (%)
1570-1599	480	11 (2,3)	5	6 (54,5)
1600-1629	634	23 (3,6)	7	16 (69,6)
1630-1659	802	83 (10,3)	12	71 (85,5)
1660-1689	832	223 (26,8)	45	178 (79,8)
1690-1719	812	401 (49,4)	86	315 (78,6)
1720-1749	778	608 (78,1)	179	429 (70,6)
1750-1779	790	699 (88,5)	214	485 (69,4)
1780-1809	651	585 (89,9)	187	398 (68,0)
1810-1839	795	713 (89,7)	229	484 (67,9)
1840-1869	663	558 (84,2)	182	376 (67,4)
1870-1899	564	440 (78,0)	145	295 (67,0)
1900-1929	396	282 (71,2)	111	171 (60,6)
1570-1929	8197	4626 (56,4%)	1402	3224 (69,9)

**Tableau 4.** Distributions des deux composantes de la parenté en Vallouise en termes de quantité d'unions.

**Table 4.** Distributions of the two components of kinship in Vallouise in terms of number of unions.

En Italie, de nombreuses études utilisant la consanguinité apparente C (Jacquard, 1970) permettent quelques comparaisons. La fréquence des unions entre apparentés proches (*i.e.* dispensées) dans les vallées de la Non, l'Upper Sole et la Fersina aboutissent respectivement à 14,5%, 26,7% et 39,5% pour des périodes allant de 1800 à 1923 (Pettener *et al.*, 1994; Martuzzi-Veronesi *et al.*, 1996; Guerresi *et al.*, 2001). En Vallouise, entre 1810 et 1929, cette même fréquence s'élève en moyenne à 34,3%, il y a bien similarité avec deux populations italiennes sur trois. De même, si l'on

s'intéresse au coefficient de parenté produit par ces dispenses (Tableau 5), les trois populations italiennes enregistrent respectivement 0,32%, 0,60% et 0,70%. Entre 1810-1929, le même calcul pour la Vallouise conduit à un coefficient moyen de 0,49%. Les vallées alpines Occidentales présentent donc, en la matière, une réelle analogie. Cependant ces analyses et autres comparaisons s'établissent en termes de proportions d'unions. Cela diffère véritablement du protocole initial adopté à Plozevet où le raisonnement repose sur des fréquences moyennes pour des coefficients de parenté et/ou de consanguinité. Au préalable, la meilleure corrélation possible a été recherchée entre les différentes possibilités d'estimation de la parenté. Quatre choix sont envisageables: la méthode généalogique  $\Phi_{AB}$ , la consanguinité apparente C, la méthode isonymique et la consanguinité moyenne dite  $\alpha$  de Bernstein. Dans l'exemple vallouisien, c'est la méthode généalogique et celle de la consanguinité apparente qui produisaient une corrélation optimale:  $R^2 = 0,877$ , les autres n'atteignant pas le seuil des 5%.

	$\Phi_{AB}$ (coefficient de parenté moyen)	C composantes proche	Complément à 100% composante éloignée
1570-1599	0,189 (100%)	0,130 (68,8%)	31,2%
1600-1629	0,319 (100%)	0,271 (84,9%)	15,1%
1630-1659	0,293 (100%)	0,194 (66,2%)	33,8%
1660-1689	0,886 (100%)	0,563 (63,5%)	36,5%
1690-1719	1,308 (100%)	0,935 (71,5%)	28,5%
1720-1749	2,711 (100%)	1,144 (42,2%)	57,8%
1750-1779	3,686 (100%)	1,522 (41,3%)	58,7%
1780-1809	5,384 (100%)	2,845 (52,8%)	47,2%
1810-1839	4,851 (100%)	2,165 (44,6%)	55,4%
1840-1869	6,514 (100%)	4,692 (72,0%)	28,0%
1870-1899	6,479 (100%)	4,945 (76,3%)	23,7%
1900-1929	8,268 (100%)	7,982 (96,5%)	3,50%
1570-1929	3,407 (100%)	2,282 (65,0%)	35,0%

**Tableau 5.** Distribution des coefficients de parenté (\*1 000) calculés selon la méthode généalogique ( $\Phi_{AB}$ ) et selon celle de la consanguinité apparente (C) et proportions des deux composantes.

**Table 5.** Distribution of parentage coefficients (\*1,000) calculated using the genealogical method ( $\Phi_{AB}$ ) and the apparent inbreeding method (C), and proportions of the two components.

Sous cet aspect, la Vallouise présente une autre configuration. Certes, figure bien dans le tableau 5 la distribution du coefficient  $\Phi_{AB}$  déjà exposée (Tableau 3), mais celle de la consanguinité C, figurant la part proche, permet d'obtenir des proportions inverses de celles observées précédemment. Le  $\chi^2$  appliqué sur les deux distributions ne renvoie pas de dépendance. Les résultats obtenus par les deux modes de calcul montrent même une indépendance marquée,  $\chi^2=1,410^*$  ( $p=1,000$ ,  $ddl=11$ ).

Ainsi, la part prise par la parenté éloignée selon ce nouveau protocole correspond à seulement 35% sur l'ensemble des 360 ans, tandis que la parenté proche prend une place prépondérante, 65%. Néanmoins, cette situation précise n'est valable que pour neuf générations sur douze, dans ces cohortes la prééminence de la part proche est sans appel et même extrême lors des premières années du 20<sup>e</sup> s.. Ce retournement de situation s'explique dans la construction même des deux *corpus*. L'un se réfère à la quantité de mariages de tel ou tel type, l'autre s'établit selon « l'intensité » du coefficient de parenté (Serra, Soini, 1959). Le tableau 6 montre un exemple parmi des milliers présentant les détails structurels d'un calcul de parenté pour une union qui s'est déroulée en septembre 1846 entre deux personnes de la vallée.

Des 1675 ancêtres répertoriés dans cette ascendance qui s'étend sur quinze générations, on voit explicitement comment l'algorithme compile génération après génération, en fonction des 217 ancêtres communs, une partie du coefficient dont la somme figure au total. On remarque l'importance décisive que prend la composante proche dans le calcul final (Tableau 6). Les 4 ancêtres communs repérés à la 5<sup>e</sup> génération entrent pour plus de 70% dans la valeur totale de la parenté, alors qu'*a contrario*, les 62 ancêtres communs comptabilisés au niveau de la 11<sup>e</sup> génération n'y contribuent que pour 0,3%.

Génération	Ancêtres communs [n.a.]	Coefficient de parenté	%	Composantes de la parenté:
5 <sup>e</sup>	4	0,0117188	70,35	C. proche
7 <sup>e</sup>	20	0,0031738	19,05	
8 <sup>e</sup>	28	0,0014040	8,43	
9 <sup>e</sup>	19	0,0002289	1,37	
10 <sup>e</sup>	19	0,0000687	0,41	C. éloignée
11 <sup>e</sup>	62	0,0000553	0,33	
12 <sup>e</sup>	36	0,0000073	0,04	
13 <sup>e</sup>	24	0,0000017	0,01	
14 <sup>e</sup>	5	0,0000002	0,00	
	217	$\Sigma=0,01665863$	$\Sigma=100,0$	Coefficient total

**Tableau 6.** Distribution générationnelle de la parenté d'un couple selon la quantité d'ancêtres communs recueillis dans l'ascendance généalogique et compilation de l'ensemble.

**Table 6.** Generational distribution of a couple's kinship according to the quantity of common ancestors collected in the genealogical ancestry and compilation of the whole.

Les taux importants de personnes consanguines observés dans cette vallée, 92% au XIX<sup>e</sup> siècle, suggèrent qu'en dépit d'une forte propension à migrer, les montagnards contrôlent fortement le marché matrimonial au point de constater une permanence de ce type de comportement sur plusieurs siècles. Certes, les Alpains ne pratiquent pas le mariage traditionnel africain ou oriental pour lequel on s'unit systématiquement à sa cousine patri ou matrilinéaire d'où découleront de très forts taux de consanguinité (Burguière *et al.*, 1986). En Europe il s'agit davantage d'apparentement éloigné. De plus, l'importance numérique du groupement humain vallouisien [2000 à 3200 personnes selon les périodes] permettait des stratégies matrimoniales plus nombreuses que pour des communautés plus restreintes. Cependant, d'autres paramètres, tels les réaménagements de patrimoines fonciers après des partages égalitaires ancestraux dans les Alpes ont sans doute influé, de façon prégnante, sur le choix du conjoint. Ainsi, si l'on se réfère aux populations rurales du Limousin dont la parenté fut estimée par la méthode généalogique, on constate que les Dauphinois sont 3,3 fois plus consanguins durant la période 1800-1839 et encore 2,3 plus durant les premières années du 20<sup>e</sup> s., 1900-1939 (Boëtsch, Sevin, 1989). En poursuivant les comparaisons avec les données du village d'Arthez-d'Ausson, nous obtenons une différence très marquée entre les deux vallées. Le calcul de la moyenne de la consanguinité apparente (C) sur les générations 6-12 qui correspondent *grosso-modo* à la période 1755-1936 renvoie 0,000664 (Serre *et al.*, 1985). En Vallouise, durant une période similaire 1750-1929, la moyenne atteint 0,004025, exactement six fois plus que dans les Pyrénées. En outre, quand on effectue sur des données identiques le pourcentage de la part éloignée relativement à celle proche, on parvient à une fréquence moyenne de 43,2% à Arthez-d'Ausson contre 36,1% à Vallouise durant la même période d'observation. Par contre, en Savoie, dans le village de Burdignin, la consanguinité apparente calculée entre 1688 et 1899 aboutit à une moyenne arithmétique de 0,0124, alors qu'en Dauphiné, C n'atteint qu'une moyenne de 0,0026068 durant la même période (Dodinval, Klein, 1962). Les Savoyards sont, par cette estimation, 4,8 fois plus apparentés que leurs voisins Dauphinois, mais ici la taille de la population doit avoir un impact déterminant sur la consanguinité. A Burdignin on recense, selon les époques, de 600 à 700 personnes, c'est seulement l'effectif moyen d'un des 4 villages de la vallée de Vallouise.

## Conclusion

La parenté et la consanguinité sont des paramètres majeurs de la structure génétique des populations et nombre d'études ont déjà participé à leur connaissance. Toutes ont tenté de sérier les composantes proches et éloignées. Mais ces travaux ont débouché sur une variété de résultats qui donne à penser que ces deux indicateurs s'avèrent complexes à évaluer. Ceci, en sachant que les populations ont, probablement, chacune une structure génétique et une dynamique évolutionnelle propre. «En raison de la consanguinité qui s'y développe, les populations isolées se sont révélées intéressantes pour l'étude des effets de ce paramètre. Chaque population isolée étant unique, il est probable que le même ensemble d'effets ne sera pas observé dans deux d'entre elles, mais leurs comparaisons peuvent permettre éventuellement quelques généralisations » (Roberts, 1976).

Concrètement, la méthode d'estimation de l'ensemble s'est, depuis ces dernières années, réellement simplifiée grâce à l'avènement de l'informatique et des registres de population. Jadis, on

comptabilisait ce type d'informations sur des populations quantitativement modestes observées d'ailleurs sur de courtes périodes [chez les Jicaques, on comptabilise 565 personnes sur 5 générations (Chapman, Jacquard, 1971) et à Bois-Vert, les mariages sont observés entre 1930 et 1965 (Gomila, Guyon, 1969)], pas forcément susceptibles de représenter un modèle, une référence pour des sociétés anciennes rurales ou montagnardes. La vallée de Vallouise ne déroge pas au fait que la haute montagne est un écosystème qui tend à isoler les populations les unes des autres. Déjà aux 15<sup>e</sup> et 16<sup>e</sup> s., on comptabilisait, plus qu'ailleurs dans cette région, une demande continue de la part des futurs époux, de dispenses de consanguinité à l'évêché d'Embrun. La parenté pratiquée par les familles autochtones est une réalité récurrente voire permanente du mariage alpin. Plus tard, durant la longue période qui s'étend de la Révolution jusqu'au premier conflit mondial, neuf personnes sur dix qui naissent dans cette vallée ont un coefficient de consanguinité différent de zéro. Il paraissait donc pertinent d'étudier la structure même de la parenté en discriminant la part proche et celle éloignée de ce paramètre et de comparer les résultats à ceux d'autres populations. L'observation du «modèle» alpin débouche sur un résultat paradoxal dû uniquement à la méthodologie employée:

- Selon l'aspect quantitatif, c'est-à-dire en observant le nombre des unions, la Vallouise renvoie une composante proche minoritaire à 30%, et une autre éloignée atteignant en moyenne 70%.

- Selon le coefficient moyen de consanguinité, –Serra et Soini en 1959 précisent «l'intensité de la consanguinité dans la population»–, là, le contraste est saisissant puisque c'est la part proche qui devient majoritaire à 65%, celle éloignée assurant le complément, 35%. Cette inversion s'explique par le fait que les coefficients décroissent exponentiellement avec le degré de parenté. Un mariage entre un oncle et une nièce [1<sup>e</sup> au 2<sup>e</sup> degré canonique *i.e.* 3D civil] induit, pour les descendants, un patrimoine génétique commun de 125‰, une union au 4<sup>e</sup> degré canonique [8D civil] seulement 3,9‰. Néanmoins, dans les deux approches, on perçoit réellement une permanence de ces comportements matrimoniaux spécifiques. Les Dauphinois et plus généralement les Alpains reproduisent au cours des générations, des stratégies de parenté plus ou moins complexes. Plusieurs études médiévales montrent, déjà aux 13<sup>e</sup> et 14<sup>e</sup> s., cette tendance matrimoniale marquée, basée sur la double proximités géographique et génétique des époux. Cette attitude particulière provient essentiellement du mode de dévolution des biens patrimoniaux, c'est-à-dire du partage égalitaire dans les familles montagnardes alors que le terroir à mettre en œuvre demeure très restreint. Il en résulte des *pools* géniques qui tendent vers l'homogénéisation et, si l'on s'en réfère à la Vallouise, cette situation va perdurer tardivement, jusque dans la première moitié du 20<sup>e</sup> s..

## Bibliographie

- Abelson A., 1978, Population structure in the Western Pyrenees: social class, migration and the frequency of consanguineous marriage, 1850 to 1910. *Annals of Human Biology* 5-2:165-178.
- Bachand M., Vachon N., Boisvert M., Mayer F.M. and Chartrand D., 1997, Clinical reassessment of malignant hyperthermia in Abitibi-Témiscamingue. *Canadian Journal of Anaesthesia*; 44-7:696-701.
- Boëtsch G., Prost M. and Rabino-Massa E., 2002, Evolution of consanguinity in a French alpine valley: the Vallouise in the Briançon region. (17<sup>th</sup>-19<sup>th</sup> centuries). *Human Biology*. 74-2:285-300.
- Boëtsch G., Prost M., 2001a, Descendances différentielles, reproduction générationnelle et enfants-utiles dans une population isolée de la montagne alpine. *Bull. et Mém. de la Soc. Anthro. de Paris*. 13. (1-2):39-59.
- Boëtsch G., Prost M., 2001b, Apparement et ressemblance patronymique en Dauphiné du XV<sup>e</sup> au XX<sup>e</sup> siècle, Dans *Le patronyme: Histoire, Anthropologie, Société*. (Brunet & al. édit.), CNRS-Editions, Paris. 301-317.
- Boëtsch G., Sevin A., 1989, Inbreeding in a French peasant population. *International Journal of Anthropology*. 4 (1-2):27-37.
- Boisvert M., Mayer F.M. et Labelle E., 1996, Multi-usage du registre de population et pluridisciplinarité (biologie, démographie, anthropologie, histoire) au service d'une problématique unique. *Cahiers de la Société Historique Acadienne*. 27/2-3:60-74.
- Boisvert M., Mayer F.M., 1994, Mortalité infantile et consanguinité dans une population endogame du Québec. *Population*. 3:685-724.

- Brennan E.R., James A.V. and Morrill W.T., 1982, Inheritance, demographic structure and marriage: a cross-cultural perspective. *Journal of Family History*. 7:289-298.
- Burguière A., Klapisch-Zuber C., Segalen M. et Zonabend F. (eds.), 1986, *Histoire de la famille*, Paris, Colin.
- Chapman A.M., Jacquard A., 1971, Un isolat d'Amérique central: les indiens Jicaques du Honduras. *Génétique et Populations. Travaux et Documents. Cahier 60*. PUF-INED. 163-185.
- Crawford M.H., 1980, The breakdown of reproductive isolation in an alpine genetic isolate: Acceglio, Italy. (Erickson eds.). *Population structure and genetic disorders*. Academic Press; New-York. 57-71.
- de Braekeleer M., Bouchard G. et Gradie M., 1991, Consanguinité et parenté au Saguenay. dans *Histoire d'un Génome*, Bouchard & de Braekeleer (eds.),. PUQ. Montréal. 325-342.
- Dodinval P., Klein D., 1962, Caractères démographiques et génétiques d'un petit village savoyard. *Journal de Génétique Humaine*. 11:1-15.
- Ellis W.S., Starmer W.T., 1978, Inbreeding as measured by isonymy, pedigrees and population size in Törbel, Switzerland. *American Journal of Human Genetics*, 30:366-376.
- Falque-Vert H., 1997, *Les hommes et la montagne en Dauphiné au XII<sup>e</sup> siècle*, Grenoble, PUG.
- Friedl J., Ellis W.S., 1974, Inbreeding Isonymy and Isolation in a Swiss Community. *Human Biology*, 46-4: 699-712.
- Gillois M., 1969, *La relation d'identité génétique*, Thèse de la Faculté des Sciences, Paris.
- Gomila J., Guyon L., 1969, Etude comparative de petites communautés rurales. Méthode et premiers résultats à propos de la consanguinité à Bois-Vert (Québec). *Population*, 1127-1153.
- Gueresi P., Pettener D., and Martuzzi-Veronesi F., 2001, Marriage behaviour in the Alpine Non Valley from 1825 to 1923. *Annals of Human Biology*, 28-2:157-171.
- Hagaman R.M., Ellis W.S. and Netting R.M., 1978, The genetic and demographic impact of immigrants in a largely endogamous community. *Annals of Human Biology*, 5-6:505-515.
- Heyer E., Cazes M.H., 1999, Les enfants utiles. Une mesure démographique pour la génétique des populations. *Population*, 54 (4-5):677-692.
- Hussels I., 1969, Genetic structure of Saas, a Swiss isolate. *Human Biology*, 41-4: 469-479.
- Jacquard A., (eds.), 1976, *L'étude des isolats. Espoirs et limites*. INED-EPHE, Paris.
- Jacquard A., 1970, *Structures génétiques des populations*. Masson, Paris.
- Jakobi L., Jacquard A., 1971, Consanguinité proche, consanguinité éloignée. Essai de mesure dans un village breton. *Génétique et Populations. Travaux et Documents. Cahier 60*. INED-PUF. 263-268.
- Jetté R., 1991, *Traité de généalogie*. PUM, Montréal.
- Kouladjian K., 1986, Une mesure d'entropie généalogique. Document III-C-43. Programme de recherches en génétique humaine. Sorep. cf. projet BALSAC, [http://sdeir.uqac.ca/doc\\_numérique/format/PDF/13827367.pdf](http://sdeir.uqac.ca/doc_numérique/format/PDF/13827367.pdf)
- Létourneau E. et Mayer F.M., 1988, Un modèle d'analyse de généalogie ascendante. *Cahier Québécois de Démographie*. 17-2:213-232.
- Lima M., Mayer F.M., Coutinho P., and Abade A., 1997, Prevalence, geographical distribution and genealogical investigation of Machado-Joseph disease in the islands of the Azores (Portugal). *Human Biology*. 69-3:383-393.
- Lusiardo A., Barreto I., Hidalgo P.C., Bonilla C., Bertoni B., Portas M. and Sans M., 2004, Consanguinity in two Uruguayan cities: historical evolution and characteristics (1800-1994). *Annals of Human Biology*, 31-5:513-525.
- Malécot G., 1966, *Probabilités et Hérité*. PUF, Paris.
- Martuzzi-Veronesi F., Gueresi P., and Pettener D., 1996, Biodemographic analysis of Italian Alpine communities (Upper Sole Valley, 1725-1923). *Rivista di Antropologia*. 74:55-75.
- Mc Cullough J.M., O'Rourke D.H., 1986, Geographic distribution of consanguinity in Europe. *Annals of Human Biology*, 13-4:359-367.
- Neel J.F., Salzano M., Junqueira P.C., Keiter F., and Maybury-Lewis D., 1964, Studies on the Xavante Indians of the Brazilian Mato Grosso. *American Journal of Human Genetics*. 16:52-140.
- Pettener D., Gueresi P., and Martuzzi-Veronesi F., 1994, Struttura biodemografica delle valle del Fersina (Valle dei Mocheni) dal 1800 al 1914. *Bolletino di Demografia Storica*. 20:131-140.

- Prost M., Boëtsch G. et Revol M., 2002, Enfants naissants et enfants utiles. Le cas de la montagne briançonnaise à l'Époque Moderne (XVII<sup>e</sup>-XIX<sup>e</sup> s.). *Cahiers Québécois de Démographie*. 31-2:193-213.
- Prost M., Boëtsch G., 2001, Un outil au service de la transdisciplinarité appliquée aux sciences de l'homme: le registre de population informatisé. *Histoire & Mesure*. XVI. 1-2:93-111.
- Prost M., Boëtsch G., 2005, Biodémographie et migrations matrimoniales dans l'écosystème alpin. Les Populations montagnardes des massifs du Dauphiné du 16<sup>e</sup> au 19<sup>e</sup> siècle, *Antropo*, pp: 1-18, [www.didac.ehu.es/antropo/10/10-1/Prost.pdf](http://www.didac.ehu.es/antropo/10/10-1/Prost.pdf).
- Sauvain-Dugerdil C., 1990, Les isolats alpins ont-ils existé ? Réflexion à partir de 250 ans d'histoire généalogique d'une vallée valaisanne. (Chaventré & Roberts eds.) *Approche pluri-disciplinaire des isolats humains*. INED. Congrès et Colloques 3, Paris, 297-322.
- Sauvain-Dugerdil C., 1996, The reproductive cycle and population dynamics: the case of the Bagnes Valley (Valais, Switzerland) in the XIX<sup>th</sup> century. *International Journal of Anthropology*. 11, 2-4:167-183.
- Sauvain-Dugerdil C., Richard P., 1998, Le cercle des unions: une définition dynamique de la population. Le choix du conjoint. Les chemins de la Recherche N°43. Programme Rhône-Alpes: Recherches en Sciences Humaines. 27-45.
- Serra A., Soini A., 1959, La consanguinité d'une population. Rappel de notions et de résultats. Application à trois provinces de l'Italie du Nord. *Population*. 1:47-72.
- Serre J.L., Jakobi L. and Babron M.C., 1985, A genetic isolate in the French Pyrenees: probabilities of origin of genes and inbreeding. *Journal of Biosocial Sciences*, 17:405-414.
- Sutter J., Goux J.M., 1962, Evolution de la consanguinité en France de 1926 à 1958 avec des données récentes détaillées. *Population*. 17:683-702.
- Vu Tien Khang J., Sevin A., 1977, Choix du conjoint et patrimoine génétique. Etude de quatre villages du Pays de Sault de 1740 à nos jours, CNRS, Paris.
- Wright S., 1922, Coefficient of inbreeding and Relationship. *American Naturalist*. 56 : 330-338.

### Annexe 1.

Depuis la conception et la réalisation de cette recherche spécifique, la base de données informatisée a beaucoup évolué. Nous produisons ici une table avec des quantités d'unions sensiblement différentes: 9754 contre 8197 précédemment (Tableau 4). Au total, 26,8% des unions répertoriées en Vallouise n'ont pas, pour diverses raisons, de descendance. *A contrario*, 7140 unions participent au renouvellement générationnel et c'est sur ces dernières (73,2%) que se fondent les différents indices des tableaux 1 et 2.

Périodes	Unions observées	Unions avec descendance	%
1570-1599	744	659	88,6
1600-1629	759	609	80,2
1630-1659	869	701	80,7
1660-1689	921	736	79,9
1690-1719	929	687	74,0
1720-1749	911	664	72,9
1750-1779	970	669	69,0
1780-1809	780	552	70,8
1810-1839	857	684	79,8
1840-1869	725	538	74,2
1870-1899	626	405	64,7
1900-1929	663	236	35,6
1570-1929	9754	7140	73,2