

# Mobilités et aires matrimoniales en Dauphiné

## Les vingt communautés de l'Oisans du XVI<sup>e</sup> au XIX<sup>e</sup> siècle

Michel PROST et Gilles BOËTSCH

### Résumé

Les populations alpines vivent dans un écosystème très contraignant. Dans cette étude, nous montrons comment s'organise le marché matrimonial dans des communautés montagnardes de l'Oisans (Dauphiné – France) au cours de plusieurs siècles et mesurons l'impact de certains paramètres de l'écosystème sur la structure biodémographique.

**Mots-clés** : aire matrimoniale, choix du conjoint, biodémographie, anthropologie démographique, écosystème alpin, populations endogames, populations rurales, France.

### Abstract

*This article shows how the research of spouse carry out in Oisans exchange during four centuries. The Oisans is situated near the town of Grenoble in the French Alps. Matrimonial exchanges and endogamy level will be appreciated by different methods: geographical origins, migration floods, "neighbor-joining" and isonymy. We will observe specially the diverse impacts of "barriers" on these two elements such as: thoroughfare, isolation, altitude, religion and others human factors.*

**Keywords**: alpine ecosystem, biodemography, endogamous populations, matrimonial exchanges, migration floods, rural populations, France.

### 1. INTRODUCTION

L'anthropologie biologique étudie les processus d'évolution et de diversification des populations. Les facteurs environnementaux (naturels et culturels) sont de puissants régulateurs des phénomènes reproducteurs. Les populations alpines ont mis en place des réponses adaptatives observables tant dans leur culture matérielle que dans leur organisation sociale. Les populations de l'Oisans sont parmi celles des Alpes occidentales qui résident dans un des écosystèmes le plus contraignant; pourtant, celles-ci s'y sont maintenues et reproduites en s'adaptant continuellement aux contraintes de tous ordres que l'on rencontre dès que nous nous élevons des plaines dauphinoises vers les montagnes du Haut-Dauphiné (Allix, 1929; Blanchard, 1950). Si nous nous en tenons aux archives, nous possédons déjà une information pertinente sur les conditions de vie ou sur les conditions matérielles de l'alliance. Voici, par exemple comment les paysans de l'Oisans décrivent leur propre situation et veulent justifier l'obtention de dispenses pour « consanguinité » de la part de l'officialité diocésaine de Grenoble.

À Clavans, le 9 avril 1712,

*[...] père et mère presque aveugles et fort âgés; la difficulté du lieu à cause des travaux qui sont si rudes comme étant dans autres montagnes, les filles et les garçons étrangers ny veulent pas venir habiter. C'est ce qui oblige les gens du lieu de se mettre ensemble,*

*et comme ils font presque tous parens pour pouvoir contracter mariage, ils recourt à Votre Grandeur pour leur accorder la dispense...*

Dans le même village, le 11 avril 1712,

*... [les futurs époux] sont pauvres et n'ont pas lieu de pouvoir chercher ou attendre un party éloigné de ce pays.*

Ailleurs, dans le même mandement, mais en 1672,

*[...] La Grave est située dans une des plus hautes montagnes du Dauphiné dans Oisans et dans un endroit fort stérile et désert, entouré de hauts rochers et vallées incultes et comme en cet état le lieu seroit d'abord déserté si les habitants qui s'adonnent la plus part au Traffic de marchandises et à aller négocier dans les meilleures villes du royaume n'avoient par politique introduit cette coutume inviolablement observée depuis un temps immémorial même depuis l'établissement de ladite paroisse et communauté de La Grave de ne point souffrir que leurs enfants qui ont passablement du bien se marient à d'autres qu'à ceux du lieu ce qui seroit vérifié par plusieurs testaments ou la plupart des pères et mères ordonnent que leurs enfants de l'un et l'autre sexe se marieront dans le lieu et au cas où quelques uns contreviennent ils les privent de la qualité d'héritier qu'ils leur ont donnée également avec leurs autres frères et sœurs et les réduisent à un fort médiocre legs ou à la moindre légitime. Cette politique est absolument nécessaire attendu que ledit lieu n'est guère peuplé et qu'il y a plusieurs de la religion prétendue réformée de forte qu'il est difficile que les filles puissent trouver aucun party sortable qu'avec des personnes du lieu de leurs parents et à raison de ce pour ne pas détruire et*

*deserter ledit lieu et c'est en coutume et possession immémoriale d'obtenir des dispenses de mariage de Rome et de la legation d'Avignon lesquelles ont toujours été accordées...*

Par contre, dans un autre village uissan, ce sont d'autres considérations qui priment :

*[...] dans la possession constante d'obtenir lesdites dispenses pour maintenir ledit lieu et qu'il ne devienne déjert en laissant fortir les filles riches...*

(Prost, 1993).

Ainsi apparaît tout un contexte de stratégies familiales liées aux aspects géographique et socioéconomique nous renseignant sur les limites du marché matrimonial rencontré dans cette partie des Alpes.

## 2. PROBLÉMATIQUE

La question que nous voulons traiter ici est celle de l'organisation traditionnelle du marché matrimonial en milieu alpin. Certes, de nombreuses études ont déjà été réalisées sur ce thème (Lasker *et al.*, 1972; Crawford, 1980; Viazzo, 1989; Sauvain-Dugerdil, 1990; Prost & Boëtsch, 2001) qui intègrent à la fois des données démographiques, génétiques et sociologiques mais nous voulons ici introduire l'influence du facteur topographique sur un temps historique relativement long. D'emblée, il nous a paru nécessaire d'intégrer le poids des facteurs limitants spécifiques à l'écosystème montagnard tels le climat, l'altitude, le relief, l'isolement géographique, etc., qui peuvent faire que les populations autochtones adoptent des comportements matrimoniaux souvent paradoxaux (Prost, 1998), en tout cas différents de ceux rencontrés dans les populations rurales de l'Ancien Régime et même de l'époque moderne (Crogner *et al.*, 1984; Sangoï, 1985; Ganiage, 1988; Boehler, 1994; Darlu *et al.*, 1996; Pélaquier, 1996). Enfin, en intégrant le facteur « habitat » aux autres paramètres du biotope, nous aborderons le phénomène de choix du conjoint, des flux matrimoniaux induits et de l'évaluation de l'apparement qui en découle.

## 3. MATÉRIEL ET MÉTHODES

C'est au travers de l'analyse du *corpus* des unions qui se sont déroulées de la fin du

XVI<sup>e</sup> au début du XIX<sup>e</sup> siècle que nous tenterons d'analyser le comportement matrimonial des 20 communautés montagnardes de l'Oisans. En réalité, ces vingt communautés alpines contiguës dont l'ensemble forme depuis le Moyen Âge le mandement de l'Oisans, doivent composer, en matière de choix du conjoint, avec de multiples paramètres. Si de manière analogue aux autres populations rurales de la France de l'Ancien Régime, elles ont à faire face à plusieurs contraintes d'ordre biodémographique telles : l'effectif mariable, l'homogamie sociale, l'évitement de l'inceste, elles doivent de plus intégrer le facteur environnemental qui ne peut se réduire à la seule organisation géoadministrative villageoise (Netting, 1984).

	Population moyenne	Mariages observés
Allemond	825	1 739
Auris	525	500
Besse	885	740
Bourg-d'Oisans	1 390	1 723
Clavans	353	249
Freyney	312	323
Huez	369	370
La Garde	357	249
Livet-et-Gavet	540	409
Mizoën	314	352
Mont-de-Lans	1 250	657
Ornon	485	446
Oulles	224	148
Oz	603	978
Saint-Christophe	280	233
Vaujany	742	512
Venosc	517	469
Villard-Eymond*	216	185
Villard-Reculas	172	144
Villard-Reymond	300	127
$\Sigma$	10 659	10 553
$\mu$	532,95	527,65
$\sigma$	335,65	464,24
CV	63 %	88 %

\* *i.e.* Notre-Dame.

**Tabl. 1** — Distribution de la dimension de la population et du nombre de mariages dans les vingt paroisses de l'Oisans.

Les vingt paroisses alpines (tableau 1) étaient des unités ecclésiastiques dépendantes du diocèse de Grenoble; aujourd'hui, elles correspondent à 20 communes dont les plus connues sont de célèbres stations de sports d'hiver (l'Alpe-d'Huez et les Deux-Alpes). Les actes de

mariages extraits des registres de catholicité ont été complétés, du fait de quelques lacunes, par le dépouillement d'archives notariales qui prennent en compte aussi des unions entre protestants. Au total, nous avons travaillé sur un *corpus* de 10 553 unions qui se déroulent sur près de quatre siècles mais dont la majorité se situe aux XVII<sup>e</sup> et XVIII<sup>e</sup> siècles. Sur le plan de l'organisation des communautés, nous observons à la fois de très petites unités populationnelles de 200 personnes — soit environ 50 familles — mais aussi des villages comptant plus de 1 200 individus que nous qualifierons de bourgades. Il faut savoir que l'on recensait 543 585 personnes dans l'ensemble de la province de Dauphiné en 1698, et que l'Oisans représentait alors 2 %. Le tableau permet de souligner un manque d'homogénéité démographique certain, ce qui s'avèrera finalement un avantage car cette diversité de situations devrait permettre la mise en place de différentes stratégies matrimoniales.

Si les vingt paroisses appartiennent aux mêmes entités géographique, historique et ecclésiastique, le tableau 2 montre une nouvelle fois une ample diversité. En effet, si la superficie moyenne s'établit à 2 731 hectares, nous

observons un rapport maximal de 1 à 24,7 entre Villard-Reculas et Saint-Christophe, cette dernière étant l'une des communes les plus étendue du territoire français mais dont une grande partie est inhabitable puisque située en haute montagne. Par contre l'altitude des différentes paroisses montre une plus grande homogénéité (1 073 m en moyenne) avec cependant des paroisses de faible altitude comme Livet-et-Gavet. Le problème de la densité de population est complexe dans les régions montagneuses. Nous savons bien que pour l'Ancien Régime, on fixe à 40 habitants par km<sup>2</sup> le seuil du « monde plein » pour lequel l'espace considéré est générateur de migration (Poitrineau, 1983); partant de cet indice, seules 5 paroisses du Haut-Dauphiné (25 %) présentent un trop-plein d'hommes, toutefois, la réalité n'est pas vraiment respectée puisque les territoires uissans compris entre 2 400 et 3 900 m n'accueillent aucun établissement humain. Enfin, en ce qui concerne la situation géographique de ces communautés les unes vis-à-vis des autres, nous distinguons : celles situées à la périphérie de l'ensemble, sur la « couronne » (elles sont au nombre de 12) et donc logiquement plus enclines à l'exogamie, de

	Superficie (ha)	Altitude (m)	Densité (Hab./km <sup>2</sup> )	Couronne	Cour	Isolée	Voies de pénétration
Allemond	4 475	820	18,4	✓			✓
Auris	1 121	850	46,8		✓	✓	
Besse	2 546	1 200	37,8	✓		✓	
Bourg-d'Oisans	3 575	719	39,8	✓			✓
Clavans	1 558	1 150	15,3	✓		✓	
Freyney	1 454	850	21,5		✓		✓
Huez	1 416	1 495	26,1		✓	✓	
La Garde	909	1 000	39,3		✓	✓	
Livet-et-Gavet	4 654	579	11,6	✓			✓
Mizoën	1 460	900	21,5	✓			✓
Mont-de-Lans	3 166	1 500	39,5		✓	✓	
Ornon	1 160	1 032	41,8	✓			✓
Oulles	1 101	920	20,3		✓	✓	
Oz	1 681	1 000	35,9		✓		✓
Saint-Christophe	12 347	1 400	2,3	✓		✓	
Vaujany	6 454	1 253	11,5	✓		✓	
Venosc	2 506	950	20,6	✓		✓	
Villard-Eymond	1 406	1 300	15,4	✓		✓	
Villard-Reculas	499	1 400	34,5		✓	✓	
Villard-Reymond	1 121	1 135	26,8	✓		✓	
μ	2 730,45	1 072,65	26,33				
Σ				12	8	13	7

**Tabl. 2** — Classement alphabétique des vingt communautés de l'Oisans avec, en regard, sept éléments concernant l'écosystème dans lequel évoluent ces populations : superficie communale, altitude moyenne, densité, position géographique.

celles localisées au centre ou bien au « cœur » (au nombre de 8). Cependant, la complexité s'accroît puisque les axes de circulation s'avèrent être un facteur important pour la communication entre les populations. Nous avons classé les différentes paroisses selon qu'elles sont ou non traversées par une voie de circulation importante : sous cet aspect, 13 populations sur 20 seront dites « isolées ». Certains indices biodémographiques résultent de la simple observation, d'autres découlent de concepts issus de la génétique des populations. Ainsi, les matrices d'endogamie géographique émanent de comptages dans les différents *corpus* tandis que, par exemple, l'évaluation de la « consanguinité apparente » ou du coefficient de Bernstein procèdent de résolutions d'équations plus ou moins complexes. Hormis l'index de diversité  $I_{dp}$  défini en écologie (Odum, 1953), nous avons calculé pour chaque population respectivement, la fréquence de dispenses dites de « consanguinité » — trouvées dans les actes de catholicité et donc accordées —, la fréquence d'unions isonymes et le coefficient de consanguinité qui en découle (Crow & Mange, 1965), la fréquence d'endogamie, le coefficient de « consanguinité apparente »  $C$  (Jacquard, 1970; Serre *et al.*, 1982; Boëtsch *et al.*, 1996; Boëtsch, 1998; Boëtsch *et al.*, 2002), coefficient  $\alpha$  de Bernstein (Cavalli-Sforza & Bodmer, 1971).

## 4. RÉSULTATS

### 4.1. Patronymes et biodiversité

Pour la période où nous débutons les observations (XVI<sup>e</sup> siècle), les patronymes existent déjà depuis quatre siècles (Falque-Vert, 1997). Le Haut-Dauphiné est une région dans laquelle perdure le système patrilinéaire, c'est-à-dire que les enfants héritent du nom du père et, de ce fait, le patronyme est assimilable, au long des générations, à un marqueur du chromosome Y. À vrai dire, l'étude d'un panorama anthroponymique en un lieu donné s'avère tout à fait pertinente car il indique le rythme de renouvellement du peuplement ou bien sa stabilité au cours du temps. De même, les patronymes renseignent sur l'homogénéité d'une population puisqu'un nombre élevé de noms de famille différents exprime généralement une grande diversité génétique; d'ailleurs il existe une probable corrélation entre la fréquence génique, la distribution des noms et la dimension des groupements par

noms dans les isolats des Alpes piémontaises (Chiarelli *et al.*, 1976). En écologie, on détermine un rapport entre le nombre d'espèces et le nombre d'individus par espèces que l'on nomme index de diversité. Ce rapport

$$D = \frac{n}{\log N}$$

où  $n$  représente les espèces et  $N$  le nombre d'individus peut se transposer aux noms de famille,  $n$  étant le nombre de patronymes différents et  $N$  la population du lieu considéré. Ainsi, dans une communauté située sur une voie fréquentée ou dans un village de basse altitude, l'index de diversité devrait être logiquement beaucoup plus élevé que celui d'une population résidant dans une vallée isolée d'altitude.

La situation patronymique est très contrastée (tableau 3) puisque si le Bourg-d'Oisans compte 264 patronymes différents, à Saint-Christophe et au Villard-Reymond, nous n'en dénombrons respectivement que 20 et 23. Cependant, pour les communautés d'Allemond et de Besse, qui présentent des effectifs semblables (825 *vs* 885), on compte 135 patronymes différents pour la première contre seulement 63 pour la seconde. Par ailleurs, vient se « greffer » un autre phénomène, celui d'une fréquence très élevée de certains patronymes. Ainsi, à Saint-Christophe où seulement 20 patronymes différents sont dénombrés pour 233 mariages observés, 11 d'entre eux soit 55 % sont présents de nombreuses fois dans les actes; *a contrario* pour les 96 noms de familles comptabilisés à Livet-et-Gavet, seuls 12 d'entre eux présentent une fréquence élevée significative (12,5 %). En tout cas, pour l'ensemble des vingt paroisses, 20 % des patronymes dépassent la fréquence qu'ils devraient avoir si la distribution était aléatoire. Finalement, l'index de diversité reflète bien la situation puisqu'un faible nombre de patronymes différents atteste d'une plus grande homogénéité génétique comme à Saint-Christophe (8,2) et au Villard-Reymond (9,3) alors qu'au Bourg d'Oisans il atteint 84. À titre de comparaison, dans le Briançonnais voisin, nous avons pu calculer des index oscillant entre 8,1 et 17,7 avec une moyenne de 12 environ (Boëtsch & Prost, 2001) tandis que nos travaux sur les populations rurales des plaines dauphinoises situées entre Grenoble et Lyon recueillent des index dont les *extrema* vont de 41 à 202 avec une moyenne s'établissant à 97. Avec un index de diversité approchant 30, les paroisses de l'Oisans paraissent bien plus homogènes que les paroisses rurales du Bas-Dauphiné

	Patronymes différents	Patronymes surreprésentés		Index de diversité $I_{dp}$
			%	
Allemond	135	35	25,9	46,28
Auris	91	16	17,6	33,45
Besse	63	16	25,4	21,37
Bourg-d'Oisans	264	47	17,8	83,99
Clavans	55	8	14,5	21,58
Freyney	82	12	14,6	32,87
Huez	79	14	17,7	30,77
La Garde	51	8	15,7	19,97
Livet-et-Gavet	96	12	15,5	35,13
Mizoën	71	11	15,5	28,43
Mont-de-Lans	122	27	22,1	39,39
Ornon	62	11	17,7	23,08
Oulles	34	9	26,5	14,46
Oz	137	35	25,5	49,27
Saint-Christophe	20	11	55,0	8,17
Vaujany	78	28	35,9	27,17
Venosc	58	19	32,8	21,37
Villard-Eymond	40	9	22,5	17,13
Villard-Reculas	53	8	15,1	23,70
Villard-Reymond	23	10	43,5	9,28
$\Sigma$	1 614	346		
$\mu$	80,7			29,34
$\sigma$	54,3			16,87
CV	67,4 %			57,5 %

Tabl. 3 – Distribution des indices patronymiques concernant les vingt populations de l'Oisans.

	Taux de dispenses	Fréquence Isonymie	$\alpha$ ( $\times 1 000$ )	C ( $\times 1 000$ )	$F_{iso}$ ( $\times 1 000$ )
Allemond	22,6	5,1	1,80	3,51	12,6
Auris	24,7	3,4	2,85	15,59	8,5
Besse	16,8	3,2	1,69	5,40	8,1
Bourg-d'Oisans	6,1	1,9	1,07	16,66	4,6
Clavans	10,1	8,0	4,24	8,92	20,0
Freyney	6,0	1,5	4,79	9,37	3,8
Huez	24,8	2,4	4,05	14,79	6,0
La Garde	34,5	10,0	4,19	11,05	25,1
Livet-et-Gavet	36,6	5,1	2,77	11,71	12,8
Mizoën	22,1	6,0	4,75	18,15	14,9
Mont-de-Lans	13,5	1,1	1,20	5,57	2,6
Ornon	17,5	5,2	3,08	11,26	12,8
Oulles	16,0	6,1	6,67	6,51	15,2
Oz	9,3	2,0	2,48	11,15	5,1
Saint-Christophe	59,6	8,6	5,34	12,42	21,4
Vaujany	6,8	4,1	2,01	12,69	10,2
Venosc	35,3	4,5	2,90	9,12	11,1
Villard-Eymond	29,6	21,6	6,92	11,70	54,0
Villard-Reculas	27,0	0,7	8,68	51,55	1,7
Villard-Reymond	29,3	7,1	4,98	45,93	17,7
$\mu$	22,41	5,38	3,823	14,653	13,410
$\sigma$	13,19	4,61	2,035	12,289	11,545
CV	58,9 %	85,7 %	53,2 %	83,8 %	85,8 %

Tabl. 4 – Distribution de différents paramètres de biodémographie dans les vingt paroisses de l'Oisans.

mais nettement moins que les « isolats » alpins contigus du versant Est du col du Lautaret.

#### 4.2. Les indices biodémographiques

Une des méthodes les plus aisées pour avoir accès au niveau de consanguinité d'une population est de se servir des actes de mariage des registres de catholicité de nombreux pays européens, il s'agit en réalité d'utiliser des dispenses pour « consanguinité » que les époux, sous le contrôle de l'autorité ecclésiastique, doivent demander pour que les unions soient validées. Si le relevé de ce type de dispenses s'avère fiable, nous pouvons calculer le coefficient de « consanguinité apparente »  $C$  défini par Jacquard (1970), comme cela a déjà été effectué par le passé (Sutter & Tabah, 1952). De même, le relevé de la fréquence des unions dont les époux portent le même patronyme nous permettra d'apprécier la consanguinité moyenne des populations, même si plusieurs hypothèses contraignantes viennent obérer cette méthode. Finalement, nous nous servons des données démographiques contenues dans le tableau 1 pour calculer le coefficient  $\alpha$  de Bernstein de chacune des 20 populations.

Avec une moyenne de près de 23 % d'unions possédant une dispense en Oisans, c'est pratiquement 1 mariage sur 4 qui s'effectue entre proches voire très proches cousins (tableau 4). En cela, la montagne uissane se situe presque exactement à l'image de son homologue Briançonnaise pour laquelle on relève synchroniquement 22,3 %. Toutefois la moyenne dissimule des écarts considérables dont le *ratio* maximum s'élève à 10 entre Saint-Christophe et le Freney. Le second critère s'adresse à la fréquence des couples portant un même patronyme (isonyme), pour lesquels on suggère que cette spécificité est la marque d'un ancêtre commun et nous avons pu montrer qu'en Haut-Dauphiné, cette hypothèse était vérifiée. Certes, les 20 communautés présentent, sous cet indice, une faible homogénéité (CV = 85,7 %) mais là encore deux d'entre elles se singularisent en offrant un *ratio* supérieur à 30 : Villard-Eymond (*i.e.* Villard-Notre-Dame) *vs* Villard-Reculas. Finalement, les trois derniers indices reposent sur l'évaluation de l'apparentement moyen des populations en fonction des informations recueillies dans les archives historiques. L' $\alpha$  de Bernstein étant directement lié au potentiel mariable des communautés, nous obtenons par résolution

d'équation des coefficients d'autant plus élevés que les paroisses sont moins peuplées. Même si une homogénéité moyenne se dégage de cet ensemble de l'Oisans (CV = 53,1 %), le *ratio* maximum s'élève à 8,1 entre Villard-Reculas et le Bourg-d'Oisans. La paroisse de Villard-Reculas qui présente le plus fort taux de consanguinité  $\alpha$  est celle qui recueille une grande fréquence de dispenses (27 %) alors que le Bourg-d'Oisans avec son faible coefficient  $\alpha$  ne compte que seulement 6,1 % de dispense. Remarquons que cette apparente corrélation n'est pas toujours évidente et il semble nécessaire de procéder à d'autres calculs pour mieux rendre compte de la réalité de l'apparentement quand l'on ne possède pas l'intégralité des réseaux généalogiques d'une population. Avec le calcul de coefficient de consanguinité  $C$ , on ne prend en compte que l'expression de la consanguinité proche (*close consanguinity*) c'est-à-dire celle calculée à partir des trois dernières générations ascendantes. Une nouvelle fois, le village de Villard-Reculas se singularise avec un coefficient qui rapporté à celui d'Allemond forme un *ratio* de 14,7. Mais l'homogénéité n'est pas de mise parmi les vingt paroisses observées puisque le CV s'élève à 83,6 %. Par ailleurs, nous remarquons que les populations pourvues de très forts taux d'unions dispensées — Saint-Christophe : 59,6 % ou Livet-et-Gavet : 36,6 % par exemple — ne sont pas forcément celles présentant la plus forte « consanguinité apparente » : ceci peut s'expliquer par le fait que dans ces villages, la plupart des dispenses sont du 4<sup>e</sup> canonique (*i.e.* 8D civil) c'est-à-dire correspondant à des valeurs qui ne sont pas prises en compte dans le calcul de  $C$ . Enfin, nous pouvons estimer l'apparentement moyen par la méthode isonymique qui permet d'avoir une approche globale de la consanguinité (Boëtsch *et al.*, 1989). Cette nouvelle estimation s'accorde avec celle de la « consanguinité apparente » (rapport = 0,91); *a contrario* ces résultats ne s'apparient guère avec le coefficient de Bernstein puisque ce dernier est 3,4 fois plus élevé. Ainsi, une grande disparité apparaît entre paroisses et les forts niveaux de consanguinité semblent s'associer avec la faiblesse des effectifs de certaines paroisses.

#### 4.3. Endogamie géographique et aires matrimoniales

Le tableau 5 concernant l'endogamie paroissiale calculée à partir du lieu de naissance

	Endogamie		
	Paroissiale	Oisans	Dauphiné
Allemond	0,74	0,94	0,98
Auris	0,64	0,95	0,97
Besse	0,88	0,93	0,95
Bourg-d'Oisans	0,70	0,88	0,97
Clavans	0,58	0,86	0,90
Freyney	0,63	0,92	0,96
Huez	0,59	0,95	0,97
La Garde	0,67	0,97	0,99
Livet-et-Gavet	0,71	0,89	0,99
Mizoën	0,66	0,94	0,96
Mont-de-Lans	0,69	0,90	0,94
Ornon	0,77	0,94	1,00
Oulles	0,52	0,93	1,00
Oz	0,59	0,93	0,97
Saint-Christophe	0,82	0,99	1,00
Vaujany	0,65	0,90	0,93
Venosc	0,77	0,97	1,00
Villard-Eymond	0,61	0,96	0,97
Villard-Reclus	0,52	0,94	0,94
Villard-Reymond	0,75	0,98	1,00
$\mu$	0,67	0,93	0,97
$\sigma$	0,095	0,034	0,027

Tabl. 5 — Distribution des différents niveaux de fréquences endogamiques dans les vingt villages de l'Oisans.

des époux pour chacune des vingt paroisses montre que le niveau général d'endogamie pour la période de référence est de 67,6 %. Toutefois, deux remarques sont à faire : bien que nous soyons en haute montagne ces taux ne s'avèrent guère élevés au regard de ceux établis dans d'autres communautés alpines du Haut-Dauphiné et même dans les vallées suisses du Valais (Hussels, 1969; Sauvain-Dugerdil, 1990) ou italiennes (Viazzo, 1989). Par ailleurs, les 20 communautés offrent pour ce paramètre, une variabilité importante puisque pour certaines nous atteignons à peine 52 % contre plus de 80 % pour d'autres. Cette diversité renvoie bien sûr au problème de l'effectif démographique, mais peut-être aussi à une certaine variabilité entre communautés dans la possibilité de choisir un conjoint localement.

La seconde colonne du tableau 5 comptabilise les échanges matrimoniaux internes à l'Oisans qui, nous le savons, représente une unité à la fois géographique, historique et culturelle d'importance. Dans 17 paroisses, le choix du conjoint s'effectue avec quelqu'un de l'Oisans pour plus de 90 % des unions (seules 3 pa-

roisses ne présentent pas ces taux). Avec une moyenne de 93,4 %, les populations de l'Oisans trouvent un conjoint dans un marché matrimonial exclusivement régional. La dernière colonne du tableau 5 montre bien une fermeture des communautés uissanes à l'égard d'un éventuel conjoint qui ne serait pas dauphinois. Avec une fréquence moyenne de 97 % d'endogamie géographique, l'apport de gènes non dauphinois demeure pratiquement négligeable pour la période étudiée. À dire vrai, une analyse plus fine du marché matrimonial montre que seuls quelques soldats en « quartier d'hiver » et « quelques employés des fermes royales » forment le groupe masculin de la composante exogamique tandis que quelques épouses « étrangères » s'unissent aux montagnards alpins, surtout dans la strate sociale la plus importante (notaire, marchand, etc.); à cet égard, ce comportement matrimonial se « calque » parfaitement sur celui observé dans la montagne briançonnaise.

Le tableau 6 liste les fréquences d'endogamie paroissiale que l'on observe dans la réalité et celles qui sont attendues sous l'hypothèse de la panmixie, c'est-à-dire si tous les couples s'unissaient au hasard, sans qu'il puisse y avoir un quelconque choix du conjoint. Cet écart à la panmixie se détermine relativement facilement dans la mesure où nous possédons les matrices  $2 \times 2$  décrivant des 4 types d'unions d'une population. À partir de ces matrices observées, nous en élaborons d'autres qualifiées d'attendues d'où découle un index  $\lambda$  mesurant la propension qu'ont les couples à s'unir au hasard. Dans le cas de l'Oisans, nous mesurons parfaitement l'existence d'un choix du conjoint dans ces populations d'altitude puisque nous recueillons en moyenne 54 % d'écart entre les deux mesures. Cependant, là encore, l'hétérogénéité prime puisque d'importants écarts séparent ces mesures : ainsi la paroisse d'Oulles réalise l'écart le plus faible (15 %) et à l'inverse, Besse opère un écart maximal de 81 %. Le test du  $\chi^2$  appliqué aux 20 matrices valide ces calculs avec toutefois des valeurs relativement faibles, inférieures à 10 %, mais seules deux paroisses — Livet-et-Gavet et Mont-de-Lans — présentent des seuils très faibles et non significatifs. En comparaison, dans les basses plaines du Dauphiné, on constate des valeurs du  $\chi^2$  beaucoup plus élevées (tableau 7).

	Endogamie géographique paroissiale		Écart à la panmixie	$\chi^2$
	Observée	Attendue $\lambda$		
Allemond	0,742	0,051	0,69	0,0465
Auris	0,642	0,129	0,51	0,0027
Besse	0,883	0,074	0,81	0,3037
Bourg-d'Oisans	0,703	0,041	0,66	0,0165
Clavans	0,582	0,189	0,39	0,0047
Freyney	0,632	0,100	0,53	0,0191
Huez	0,597	0,116	0,48	0,0045
La Garde	0,671	0,182	0,49	0,0302
Livet-et-Gavet	0,710	0,147	0,56	0,000006
Mizoën	0,656	0,029	0,63	0,4181
Mont-de-Lans	0,693	0,147	0,55	0,000004
Ornon	0,768	0,096	0,62	0,0545
Oulles	0,520	0,369	0,15	0,0001
Oz	0,590	0,152	0,44	0,0001
Saint-Christophe	0,824	0,072	0,75	0,9307
Vaujany	0,655	0,079	0,58	0,0409
Venosc	0,774	0,062	0,71	0,0723
Villard-Eymond	0,611	0,207	0,40	0,0118
Villard-Reculas	0,521	0,297	0,22	0,0001
Villard-Reymond	0,746	0,177	0,57	0,1082
$\mu$	0,676	0,1358	0,54	0,1032

Tabl. 6 — Distribution des fréquences endogamiques observées et attendues des vingt populations de l'Oisans.

	Endogamie géographique paroissiale		Écart à la panmixie	$\chi^2$
	Observée	Attendue $\lambda$		
16 populations dauphinoises de plaine	0,445	0,059	0,386	0,278

Tabl. 7 — Fréquences endogamiques observées et attendues de seize paroisses du Bas-Dauphiné au XVIII<sup>e</sup> siècle.

En Bas-Dauphiné, le niveau moyen de l'endogamie se situe en retrait de plus de 20 % par rapport à celui calculé pour la partie haute de la province, tandis que sous l'hypothèse de la panmixie, nous mesurons un écart de l'ordre de 39 %, là encore en retrait certain avec les populations d'altitude. Cependant le test d'indépendance du  $\chi^2$  atteste une validité presque trois fois supérieure en Bas qu'en Haut-Dauphiné : nous sommes là confrontés à deux modèles matrimoniaux en vigueur dans une même province. En s'intéressant maintenant aux paramètres de l'écosystème alpin, tentons de mesurer les éventuels impacts que ceux-ci procurent sur le marché matrimonial (tableau 8).

Les résultats synthétisés dans le tableau 8 indiquent une différenciation entre les villages

situés en périphérie de l'entité géographique et ceux regroupés au centre. Pourtant, les écarts observés ne vont pas toujours dans le sens de la logique, puisqu'on s'attendrait par exemple à une endogamie plus importante au centre qu'en périphérie, c'est-à-dire dans les paroisses en contact avec les communautés voisines ; or, la situation est inverse (72 % *vs* 61 %) mais il faut spécifier que cette partition est arbitraire dans la mesure où elle s'est effectuée par découpage sur une carte géographique, sans tenir compte des éventuels « espaces communs de fonctionnement » dans lesquels s'organise le marché matrimonial alpin (Sauvain-Dugerdil *et al.*, 1998). *A contrario*, la dichotomie entre « villages situés sur une voie de communication importante » et « villages isolés » procède d'une



Moyenne $\mu$	Couronne	Cœur	Voies de communication	Villages isolés	Ensemble
% isonymie	6,7	3,4	3,8	7,1	5,4
% dispenses	24,3	19,5	17,2	29,3	22,4
$\alpha$	3,465	4,366	2,969	4,287	3,82
Altitude	1 037	1 127	843	1 196	1 073
C	13,955	15,697	11,687	16,249	14,65
Densité	22	33	27	27	26
Endogamie	0,72	0,61	0,69	0,67	0,67
Fisonymie	16,683	8,500	9,514	15,507	13,41
Index de diversité $I_{dp}$	28,6	30,5	43,6	22,2	29,3
Mariages observés	599	421	853	353	528
Patronymes différents	80	81	121	59	81
Population	571	477	638	476	533
Superficie	3 605	1 418	2 637	2 781	2 730

Tabl. 8 — Distribution des différents paramètres biodémographiques en fonction de la situation des villages dans l'écosystème montagnard.

réalité pertinente : ainsi, les villages traversés par un axe de communication important ont un index de diversité deux fois supérieur aux autres (43,6 *vs* 22,2), ils sont situés à une faible altitude (843 m *vs* 1196 m) et si les fréquences d'endogamie constatées s'équivalent (69 % *vs* 67 %), les taux d'unions dispensées diffèrent considérablement (17,2 % *vs* 29,3 %). Finalement, on constate une véritable opposition entre les paroisses selon leur implantation dans l'écosystème montagnard. Pour percevoir de façon générale l'impact de la situation géographique, nous avons corrélé deux à deux les paramètres observés et calculés afin de savoir si d'éventuelles associations pouvaient exister. Pour cela, nous avons utilisé la méthode des moindres carrés en tentant de rendre compte de la qualité de l'ajustement au nuage de points par estimation du coefficient de corrélation linéaire. Nous avons pu construire un indicateur de qualité  $R^2$  qui prend la valeur 1 dans le cas idéal où tous les points du nuage sont sur la même droite et la valeur 0 lorsque l'ajustement est mauvais. L'équation permettant d'obtenir  $R^2$  étant :

$$R^2 = \frac{\text{cov}^2(x,y)}{\nu(x)\nu(y)}$$

Ainsi, nous pouvons étudier les éventuelles corrélations qui sont susceptibles de s'établir entre les différents paramètres en présence, si par exemple l'endogamie géographique se développe davantage dans les populations quantitativement les plus importantes ou bien celles situées en altitude.

## 5. DISCUSSION

Nous présentons dans les tableaux 9 et 10 les résultats découlant de deux matrices, la première figurant le coefficient de détermination de chacun des éléments pris deux à deux, la seconde celui de corrélation de ces mêmes éléments. Dans le tableau 9, nous avons distingué deux niveaux d'information, d'abord, les cases pour lesquelles les chiffres sont en caractères romains et qui seront prises en compte et celles dont les chiffres sont en italiques pour lesquelles les résultats sont à rejeter d'emblée puisqu'ils s'établissent au moyen de données directement corrélées. Ainsi, nous obtenons un  $R^2 = 98,7\%$  entre le facteur « diversité » et celui « patronymes », cependant, l'équation permettant d'obtenir l'indice de diversité s'établissant directement au moyen du dénombrement des patronymes différents, nous ne pouvons que le repousser. De la même façon,  $F_{iso}$  étant élaboré au moyen de la fréquence des unions isonymes rencontrées, nous détectons forcément un coefficient de détermination proche de 1 entre les deux paramètres biodémographiques que sont  $F_{iso}$  et  $\%_{iso}$ .

Les résultats présentés dans les tableaux 9 et 10 suggèrent que la plupart des ajustements ne sont guère probants. En effet, si nous faisons abstraction des résultats *en italiques* car construits au moyen d'équations prenant en compte ces paramètres — telles l'isonymie et la proportion d'unions dont les époux portent un même patronyme dont l'indicateur tend vers 100 % —, la grande majorité des ajustements  $R^2$ , c'est-à-dire 50 sur 66, s'avère médiocre, en tout cas comprise entre 0 et 20 %. Au-delà, nous

% R <sup>2</sup>	Endogamie	Population	% dispenses	% isonymie	N <sup>bre</sup> de mariages	C	N <sup>bre</sup> de patronymes	Fisonymie	α	Altitude	Densité
Endogamie	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Population	13,3	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-
% dispenses	12,2	18,4	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-
% isonymie	0	17,6	15,4	1,00	-	-	-	-	-	-	-
N <sup>bre</sup> de mariages	6,9	61,4	12,9	10,8	1,00	-	-	-	-	-	-
C	4,7	11,2	2,9	1,1	9,7	1,00	-	-	-	-	-
N <sup>bre</sup> de patronymes	0	64,7	24,5	18,5	74,1	3,8	1,00	-	-	-	-
Fisonymie	0	17,7	15,4	99,9	11,0	1,1	18,6	1,00	-	-	-
α	26,1	70,0	11,7	16,0	47,5	28,3	39,9	16,0	1,00	-	-
Altitude	0,6	1,7	2,4	1,2	14,1	4,7	15,9	1,2	8,2	1,00	-
Densité	0	14,0	13,3	15,2	5,9	1,9	13,3	15,2	7,7	0,2	1,00
Superficie	21,9	3,5	21,2	0,2	2,5	5,2	0,02	0,2	4,2	2,01	33,6

Tabl. 9 — Coefficients de détermination R<sup>2</sup> (exprimés en %) calculés pour l'ensemble des paramètres.

r	Endogamie	Population	% dispenses	% isonymie	N <sup>bre</sup> de mariages	C	N <sup>bre</sup> de patronymes	Fisonymie	α	Altitude	Densité
Endogamie	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Population	0,36	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-
% dispenses	0,35	-0,44*	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-
% isonymie	0,004	-0,42	0,39	1,00	-	-	-	-	-	-	-
N <sup>bre</sup> de mariages	0,26	0,84**	-0,36	-0,33	1,00	-	-	-	-	-	-
C	-0,22	-0,31	0,17	-0,11	-0,31	1,00	-	-	-	-	-
N <sup>bre</sup> de patronymes	0,005	0,80**	-0,49*	-0,43*	0,86**	-0,19	1,00	-	-	-	-
Fisonymie	-0,006	-0,57	0,39	0,99**	-0,33	-0,11	-0,43	1,00	-	-	-
α	-0,51*	-0,88**	0,34	0,40	-0,69**	0,53*	-0,63**	0,40	1,00	-	-
Altitude	-0,08	-0,13	0,15	0,11	-0,38	0,22	-0,40	0,11	0,29	1,00	-
Densité	-0,007	0,37	-0,36	-0,39	0,24	0,14	0,36	-0,39	-0,28	-0,05	1,00
Superficie	0,47*	0,19	0,46*	0,04	0,16	-0,23	0,02	0,04	-0,21	0,14	-0,58**

\* : p < 0,05; \*\* : p < 0,01.

Tabl. 10 — Tableau des coefficients de corrélation r.

remarquons deux coefficients de détermination dans la fourchette 30–40 % qui corrént la consanguinité moyenne d'une population évaluée par l'équation de Bernstein avec la quantité de patronymes différents rencontrée dans une population ( $r = -0,63$ ); puis la superficie de la paroisse observée avec la densité de population qui y réside ( $r = -0,58$ ); ainsi, les populations uissanes confortent le modèle traditionnel — et logique — en anthropologie biologique qui veut qu'une population ayant une faible

variabilité patronymique recueille une consanguinité moyenne importante. Quant au couple superficie/densité, aucune analyse probante ne peut être abordée par le simple fait que les établissements humains sont multiples, dispersés, étagés au gré des diverses orientations des pentes selon le soleil et la quantité de terroir cultivable.

Avec presque 50 %, un ajustement s'établit entre le nombre de mariages recensé dans une population et la consanguinité  $\alpha$ , il s'agit là

bien évidemment d'une corrélation inverse :  $r = -0,69$  qui décrit d'ailleurs, une situation semblable aux précédentes. Finalement, deux coefficients de détermination se situant dans la fourchette 64–75 %, mettent en rapport les patronymes différents d'une population avec le nombre d'unions observées (corrélation positive  $r = 0,86$ ) et la quantité d'individus dénombrés dans une localité (corrélation positive  $r = 0,80$ ) de l'Oisans, ce qui va forcément dans le sens de la logique.

Par contraste, le groupement uissan montre de manière imparable que les trois paramètres géographiques de l'écosystème alpin, à savoir l'altitude, la densité et la superficie, ne réalisent que de médiocres ajustements avec ceux de la biodémographie, l'incidence des premiers n'ayant, ici semble-t-il, qu'un faible impact sur les seconds. En effet, les scores atteints vont de 0 à 22%, et seules 2 sur 27 approchent le maximum, il s'agit de l'endogamie/la superficie et la superficie/fréquence des unions dispensées qui recueillent respectivement 22 et 21%, les coefficients de corrélation positifs étant respectivement  $r = 0,47$  et  $0,46$ . À cet égard, des pourcentages sinon analogues en tout cas similaires ont été établis dans une étude sur des populations rurales du Bas-Dauphiné à une période synchronique.

## 6. CONCLUSION

Bien que formant une unité historico-géographique parfaitement établie depuis le Moyen Âge au moins, le mandement de l'Oisans présente, pour les quatre siècles de notre investigation, une grande diversité de situation au regard de certains paramètres biodémographiques. Malgré une forte et constante endogamie géographique (93 %) qui s'avère une des composantes principales du marché matrimonial montagnard, les populations de la montagne de l'Oisans présentent une grande variabilité, tout se passe comme si chacune des communautés avait développé, au cours du temps, des spécificités comportementales aux *extrema* conséquents. Ainsi, par exemple, l'indice de diversité patronymique est de 8 à Saint-Christophe et de 84 à Bourg-d'Oisans; ailleurs, la fréquence des mariages isonymes atteint 22 % à Villard-Aymond alors qu'elle n'est que de 1 % à Villard-Reclus; ailleurs encore, le taux de dispense pour consanguinité s'élève

à 60 % dans la paroisse de Saint-Christophe tandis qu'il n'est que de 6 % dans la communauté voisine du Freney. Cette multiplicité de résultats souvent contradictoires entre communautés voisines voire contiguës peut paraître déroutante lorsque l'on cherche à mettre en évidence des modèles démographiques trop cohérents, mais, pour l'anthropologue, ces observations confirment la complexité du réel et la difficulté de choisir le niveau d'analyse pertinent (Boëtsch & Sevin, 1988).

D'un point de vue méthodologique, le niveau d'analyse que nous avons retenu ne permet pas d'appréhender l'impact de l'écosystème sur le fonctionnement du marché matrimonial, dans la mesure où les tableaux des corrélations (tableaux 9 et 10) n'indiquent que de faibles liaisons entre les paramètres géoclimatiques et biodémographiques. Néanmoins, le regroupement des différentes communautés villageoises par grand sous-écosystème donne de meilleurs résultats. Ainsi, les niveaux de consanguinité moyenne décrit par les indices  $C$  et  $\alpha$  sont nettement plus élevés dans les villages du centre du massif et dans les villages isolés que dans les villages périphériques et ceux situés sur les axes de communication importants.

Finalement, en dépit de cette propension presque maximale à s'unir entre Uissans, chaque communauté de la montagne dauphinoise structure son propre marché matrimonial, dans lequel se développent des facteurs que notre observation globale ne permet pas de saisir. Et ce sont une nouvelle fois, les difficultés liées à l'appréhension des populations en matière d'anthropologie que nous pouvons évoquer. En effet, l'anthropologie biologique dans sa partie consacrée à la dynamique des populations est une discipline holistique pour laquelle tous les paramètres capables d'inférer sur le renouvellement générationnel doivent être pris en compte; nous pensons principalement à des facteurs tels que : la structure démographique, le type de dévolution des biens adopté par les familles (qui sous-tend l'établissement des nouveaux couples et la notion d'enfant-utile), les différentes strates sociales qui composent la société montagnarde, les systèmes migratoires en vigueur, les types d'activités présents sur le site (commerces, vignes, mines, exploitations forestières, etc.), et les antagonismes créés par les groupes religieux en présence, les protestants et les catholiques. Notre enquête actuelle, de type globalisante, ne se voulant qu'une première

approche, permet de « jeter les bases » pour des comparaisons avec d'autres populations circumvoisines; à ce titre d'ailleurs, d'autres angles d'études devraient voir le jour prochainement. À cet égard, les travaux que nous effectuons sur d'autres populations de la même province, montrent qu'en matière de biodémographie les communautés de l'Oisans se situent dans la partie haute d'une « distance » que l'on évaluerait entre les paroisses rurales des plaines du Bas-Dauphiné et les communautés montagnardes du Briançonnais ou de l'Embrunais, pourtant toutes proches.

En définitive, sous cette approche d'anthropologie biologique fondée sur l'étude du marché matrimonial, l'Oisans présente de nombreux caractères qui tendent à le décrire comme un isolat alpin, seulement si l'isolat géographique trouve ici sa pertinence, les scores atteints par les évaluations de la consanguinité moyenne n'en font pas un isolat génétique à l'époque moderne.

## Bibliographie

- ALLIX A., 1929. *L'Oisans au Moyen Âge, étude de géographie historique en haute montagne*. Paris, Champion : 255 p.
- BLANCHARD R., 1938-1956. *Les Alpes Occidentales*. 12 volumes. Grenoble-Paris. Arthaud. (Particulièrement : Tome V, 1950. *Les grandes Alpes françaises du Sud* : 525-1018).
- BOEHLER J. M., 1994. *Une société rurale en milieu rhénan : la paysannerie de la plaine d'Alsace (1648-1789)*. 3 volumes. Strasbourg, Presses Universitaires de Strasbourg : 2 469 p.
- BOËTSCH G., 1998. Population démographique, population biologique : quelques concepts. *Le choix du conjoint. Les chemins de la Recherche*, N° 43. Programme Rhône-Alpes : Recherches en Sciences Humaines. Lyon : 13-26.
- BOËTSCH G., PROST M., SEVIN A. & RABINO-MASSA E., 1996. L'évolution de la consanguinité dans une vallée alpine française : la Vallouise en Briançonnais (XV<sup>e</sup>-XIX<sup>e</sup> siècles). *Antropologia Contemporanea*. Florence. **19** (1-4) : 11-31.
- BOËTSCH G. & PROST M., 2001. Apparemment et ressemblance patronymique en Dauphiné du XV<sup>e</sup> au XX<sup>e</sup> siècle. In : *Le patronyme : histoire, anthropologie, société*. Paris, CNRS Éditions : 301-317.
- BOËTSCH G., PROST M. & RABINO-MASSA E., 2002. Evolution of consanguinity in a French alpine valley: the Vallouise in the Briançon region. [17th-19th centuries]. *Human Biology*, **74** (2) : 285-300.
- BOËTSCH G. & SEVIN A., 1988. Problèmes méthodologiques de reconstitution généalogique des populations ouvertes. *Bulletin et Mémoire de la Société d'Anthropologie de Paris*, **XIV** (1-2) : 71-82.
- BOËTSCH G. & SEVIN A., 1989. Inbreeding in a French peasant population. *International Journal of Anthropology*, **3** (2) : 56-67.
- CAVALLI-SFORZA L. L. & BODMER W. F., 1971. *The genetics of human populations*. San Francisco, W. H. Freeman and Co. : 965 p.
- CHIARELLI B., MASALI M. & RABINO-MASSA E., 1976. Structure ethnique et structure génétique d'une population isolée des Alpes Occidentales (Bellino-Blins). In : *L'Étude des isolats. Espoirs et limites*. Paris, INED : 323-330.
- CRAWFORD M. H., 1980. The breakdown of reproductive isolation in an alpin genetic isolate: Acceglio, Italy. In : A. W. Erickson (ed.), *Population structure and genetic disorders*. New York, Academic Press : 57-71.
- CROGNIER E., BLEY D. & BOËTSCH G., 1984. *Mariage en Limousin; évolution séculaire et identité d'une population rurale. Le canton de Chateauponsac (1870-1979)*. Paris, CNRS : 144 p.
- CROW J. F. & MANGE A. P., 1965. Measurement of inbreeding from the frequency of marriages between persons of the same surname. In : *Eugenics Quarterly*. **12** (4) : 199-203.
- DARLU P., DEGIOANNI A. & ZEI G., 1996. Patronymes et migration dans les populations humaines. In : Bocquet, Courgeau & Pumain (eds), *Spatial analysis of Biodemographic Data*. Paris, INED-J. Libbey : 225-253.
- FALQUE-VERT H., 1997. *Les Hommes et la Montagne en Dauphiné au XIII<sup>e</sup> siècle*. Grenoble, Presses Universitaires de Grenoble : 517 p.
- GANIAGE J., 1988. Le Beauvaisis au XVIII<sup>e</sup> siècle : la campagne. *Travaux et documents*, **121**. Paris, PUF-INED : 278 p.

- HUSSELS I. E., 1969. Genetic structure of Saas, a Swiss isolate. *Human Biology*, **39** : 469–479.
- JACQUARD A., 1970. *Structures génétiques des populations*. Paris, Masson-INED : 399 p.
- LASKER G. W., CHIARELLI B., MASALI M., FEDELE F. & KAPLAN B. A., 1972. Degree of human genetic isolation measured by isonymy and marital distances in two communities in an Italian Alpine valley. *Human Biology*, **44** : 351–360.
- NETTING R., 1984. Reflection on an alpine village as ecosystem. In : E. Moran (ed.), *The ecosystem concept in anthropology*. Boulder, Westview Press : 225–235.
- ODUM E. P., 1953. *Fundamentals of ecology*. Philadelphia, W.B. Saunders co. : 574 p. (first publication).
- PELAQUIER E., 1996. *De la maison du père à la maison commune. Saint-Victor-de-la-Coste en Languedoc rhodanien (1661–1799)*. 2 volumes. Montpellier, Université P. Valéry éd. : 1176 p.
- POITRINEAU A., 1983. *Remues d'hommes. Les migrations montagnardes en France (XVII<sup>e</sup>–XVIII<sup>e</sup> siècles)*. Paris, Aubier : 325 p.
- PROST M., 1993. *L'Isolat de la Vallouise : étude des structures démographiques d'une communauté des Alpes briançonnaises (1540–1851) et essai d'anthropologie*, 3 tomes. Paris, EHESS : 794 p. dactylographiées.
- PROST M., 1998. Évolution comparée de l'apparement dans les deux paroisses de la vallée de la Vallouise en Briançonnais (XVII<sup>e</sup> et XVIII<sup>e</sup> siècles). *Le choix du conjoint. Les chemins de la Recherche*, N° 43. Programme Rhône-Alpes : Recherches en Sciences Humaines. Lyon : 151–166.
- PROST M. & BOËTSCH G., 2001. Choix du conjoint et apparement dans les populations montagnardes du Dauphiné aux XVII<sup>e</sup> et XVIII<sup>e</sup> siècles. *Revue de Géographie Alpine*, **89** (3) : 21–40.
- SANGOÏ J. C., 1985. *Démographie paysanne en Bas-Quercy (1751–1872)*. Paris, CNRS : 306 p.
- SAUVAIN-DUGERDIL C., 1990. Les isolats alpins ont-ils existé ? Réflexion à partir de 250 ans d'histoire généalogique d'une vallée valaisanne. In : Chaventré et Roberts (eds.), *Approche pluridisciplinaire des isolats humains*. Congrès et colloques n° 3. Paris, INED : 297–322.
- SERRE J. L., MAYER F. M., FEINGOLD N. & BENOIST J., 1982. Étude d'un isolat des Antilles. Estimation de la consanguinité. *Annales de Génétique*, **25** (1) : 43–49.
- SUTTER J. & TABAH L., 1952. Effets de la consanguinité et de l'endogamie, une enquête en Morbihan et Loir-et-Cher. *Population*, **7** (2) : 249–266.
- VIAZZO P. P., 1989. *Upland communities. Environment, population and social structure in the Alps since the sixteenth century*. Cambridge, Cambridge University Press : 325 p.

Adresse des auteurs :

Michel PROST et Gilles BOËTSCH  
 UMR 6578 : Laboratoire d'Anthropologie  
 Adaptabilité biologique et culturelle  
 CNRS/Université de la Méditerranée  
 Faculté de Médecine  
 27, boulevard Jean Moulin  
 F-13385 Marseille Cedex 5 (France)