

## **Les alliances conjugales au Saguenay. Paramètres géographiques et sociaux (1842-1921)**

Gérard Bouchard

Volume 13, numéro 2, 1989

Des systèmes techniques

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/015083ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/015083ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Département d'anthropologie de l'Université Laval

ISSN

0702-8997 (imprimé)

1703-7921 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Bouchard, G. (1989). Les alliances conjugales au Saguenay. Paramètres géographiques et sociaux (1842-1921). *Anthropologie et Sociétés*, 13(2), 143–167. <https://doi.org/10.7202/015083ar>

Résumé de l'article

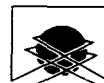
Les alliances conjugales au Saguenay Paramètres géographiques et sociaux (1842-1921)

Prenant pour cadre la région du Saguenay (Québec) entre 1842 et 1921, cet article analyse quelques paramètres géographiques et sociaux de l'alliance conjugale, considérée ici comme témoin d'éventuelles mutations socio-culturelles. L'accent est mis sur la mesure de l'endogamie et de la consanguinité. Dans l'ensemble, la proportion des mariages endogames (60,6 %) est relativement stable durant la période; celle des mariages consanguins (9,9 %) également. La consanguinité se distribue assez également aussi parmi les catégories socio-professionnelles, même lorsqu'on fait intervenir le degré de consanguinité. On ne voit pas d'indication de mariages préférentiels sur la base de la parenté. Les mêmes variables ont été étudiées sur les remariages, avec des résultats sensiblement différents.

# LES ALLIANCES CONJUGALES AU SAGUENAY

## Paramètres géographiques et sociaux (1842-1921)

Gérard Bouchard\*



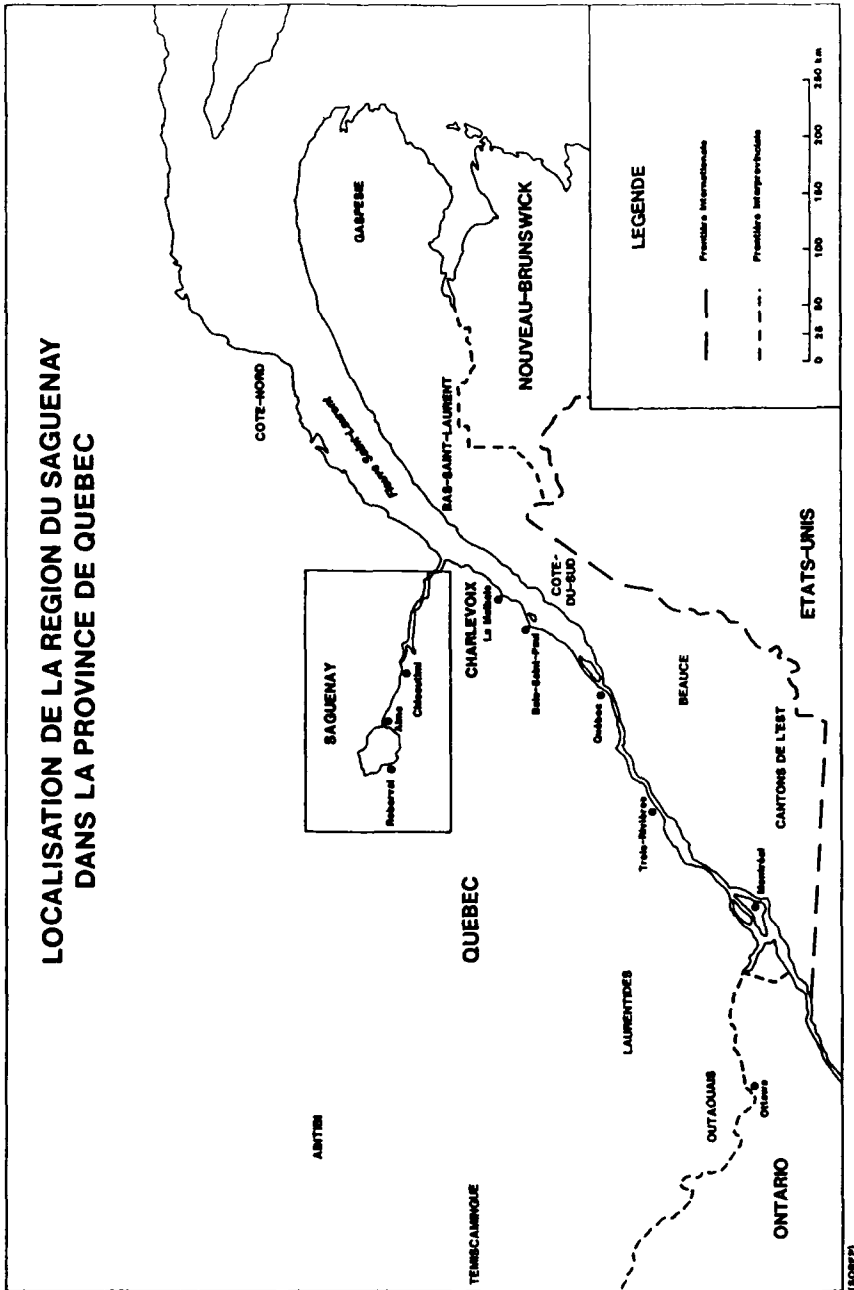
L'alliance conjugale ou matrimoniale donnant naissance à la famille biologique et sociale constitue à plusieurs égards l'un des faits sociaux les plus déterminants qui soient. C'est aussi, dans la tradition des sciences humaines, l'un des indicateurs les plus souvent sollicités, et sous des angles très divers. On songe ici — pour s'en tenir à quelques repères — à la sociologie (par exemple : Girard 1964, Hazelrigg et Lopreato 1972), à la géographie (Perry 1969, Katz et Hill 1959), à la génétique (Jacquard et Segalen 1971, Vu Tien Khang et Sevin 1977, Norio 1981, Laberge 1967), à l'ethnologie (Lévi-Strauss 1967, Héritier 1981) et, bien sûr, à l'histoire sociale (parmi plusieurs autres : Lafon 1973, Daumard 1970, Tilly 1964, etc.). D'une façon générale, l'alliance matrimoniale est révélatrice de la culture des acteurs immédiatement impliqués et de la structure de la société dans laquelle ils vivent. Le recrutement du conjoint suit en effet les itinéraires géographiques et, du même coup, les relations économiques, administratives, sociales et culturelles qui structurent les échanges entre familles et collectivités. Enfin, reflet d'une structure et d'une dynamique collective de l'appartenance, il représente pour l'historien et pour l'anthropologue un indicateur utile de changement social.

C'est d'abord dans la perspective et selon les orientations méthodologiques de l'histoire sociale qu'a été conduite cette recherche sur la population du Saguenay (Carte 1). L'alliance conjugale est ici analysée dans un cadre diachronique, en tant qu'elle est un indicateur de changement dans cette société. Par exemple, il paraît évident que la distance de recrutement des conjoints éclaire le lien d'appartenance à une communauté aussi bien que le rayonnement socio-culturel d'un individu. Dans la mesure où ces facteurs sont collectivement déterminés, les choix matrimoniaux peuvent témoigner d'une structure sociale et de ses mutations. Par ailleurs, l'accent mis ici sur le thème du changement se

---

\* Les travaux qui ont conduit à la rédaction de cet article ont pu être réalisés grâce à l'assistance financière du Fonds F.C.A.R. (Québec), du Conseil de recherches en sciences humaines (Ottawa) et de l'Université du Québec à Chicoutimi. L'auteur remercie également A. Simard, R. Thibeault, J. Larouche et M. Guérin qui ont collaboré à la production des données, à partir du fichier de population de SOREP.

Carte 1



justifie aisément. Le Saguenay fait partie de ces régions du Québec où de nombreux traits propres aux sociétés dites « traditionnelles » semblent avoir survécu à l'industrialisation en marche depuis la fin du XIX<sup>e</sup> siècle. On cherche donc à repérer ici d'une manière empirique les premiers signes de mutations qui permettraient d'esquisser un calendrier du changement social dans ce type de région. À cette étape préliminaire de nos travaux sur l'alliance, il a paru justifié de sacrifier à ce dernier objectif l'examen de questions plus théoriques reliées, par exemple, à l'endogamie, aux mariages entre cousins, aux règles de réciprocité (renchainements d'alliance), etc. Par ailleurs, la discussion a été restreinte à la consanguinité (mariages entre conjoints ayant un ou des ancêtres communs et obligés d'obtenir dispense de l'évêché), à l'exclusion de toute autre forme de parenté.

La période couverte par l'étude va de 1842 (année de création de la première paroisse) à 1921. Entre ces deux dates, 47 paroisses ont été fondées au Saguenay, dont 44 subsistaient en 1921, et trois petits centres industriels se sont développés à partir des produits du bois (scieries, pâte et papier). Deux de ces centres, Chicoutimi et Jonquièrre-Kénogami, sont situés dans le Bas-Saguenay; le troisième, Roberval, est situé au Lac St-Jean (Carte 2). Deux variables en particulier ont retenu notre attention : l'aire spatiale de l'alliance et l'apparement entre les conjoints. Toutes les données utilisées proviennent du fichier-réseau de la population du Saguenay (Bouchard 1987, Bouchard, Roy et Casgrain 1985). Les remariages (N = 1 829) ont été exclus de notre analyse.

## L'aire de recrutement des conjoints

Deux mesures élémentaires ont été utilisées pour caractériser la spatialisation de l'alliance conjugale. Il s'agit d'abord de l'endogamie au sens strict, c'est-à-dire la proportion des unions impliquant deux conjoints résidant dans la même paroisse; par ailleurs, dans le cas des unions exogames, au moins un des deux conjoints ne réside pas dans la paroisse où est célébré le mariage. La distance moyenne entre les deux lieux de résidence a aussi été calculée.

### L'endogamie

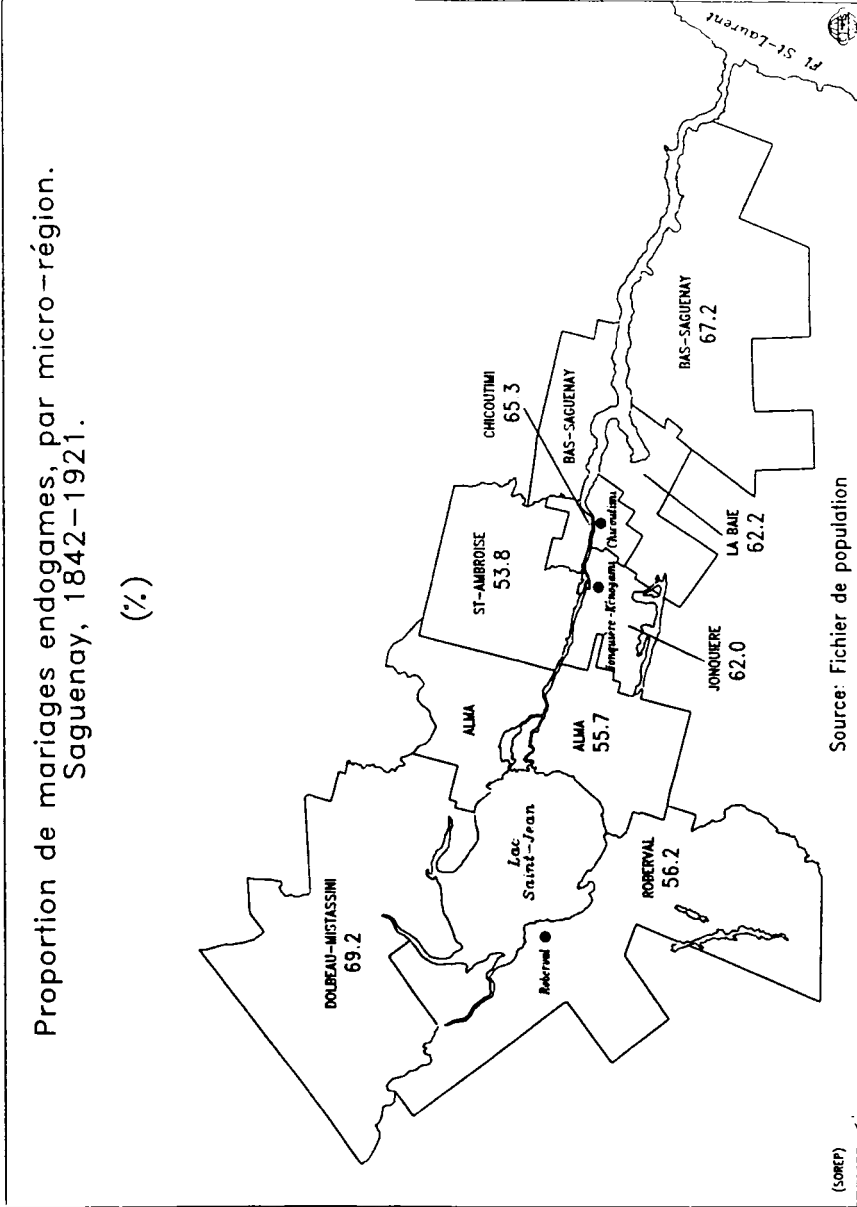
L'endogamie a d'abord été mesurée à l'échelle de toute la région, dans un cadre décennal (Tableau 1). Ce niveau très agrégé fait voir très peu de variations dans le temps, mis à part un très léger gonflement des mariages endogames entre 1852 et 1871, comme si aucune tendance importante n'était en cours. Il révèle aussi que la très forte majorité des mariages se répartissaient entre les types I (60,6 %) et II (30,8 %).

Mais la proportion des mariages endogames est sensible à diverses variables et, de toute évidence, il faut tenter de raffiner cette première vue d'ensemble. D'abord en adoptant une échelle spatiale plus détaillée, soit celle des huit micro-régions du Saguenay (voir Carte 2). Encore une fois, les écarts sont contenus dans des limites relativement restreintes (entre 53 % et 69 %) et, en outre, les micro-régions obtenant les deux scores extrêmes sont celles pour lesquelles le nombre

Carte 2

Proportion de mariages endogames, par micro-région.  
Saguenay, 1842-1921.

(%)



(SOREP)

Source: Fichier de population

Note. — Nombre total des mariages : 16 223 (dont 455 n'ont pu être utilisés).

**Tableau 1**  
**Proportion de mariages endogames et exogames, par décennie**  
**Région du Saguenay, 1842-1921<sup>a</sup>**

Décennies	Mariages exogames									
	Mariages endogames <sup>b</sup> (I)		Le conjoint résidait à l'extérieur <sup>c</sup> (II)		La conjointe résidait à l'extérieur (III)		Les deux conjoints résidaient à l'extérieur (IV)		Total <sup>d</sup>	
	N.a.	%	N.a.	%	N.a.	%	N.a.	%	N.a.	%
1842-1851 .....	199	58.2	43	12.6	34	9.9	66	19.3	342	100.0
1852-1861 .....	351	64.0	87	15.9	28	5.1	82	15.0	548	100.0
1862-1871 .....	642	62.9	241	23.6	51	5.0	87	8.5	1 021	100.0
1872-1881 .....	855	61.0	376	26.8	61	4.3	111	7.9	1 403	100.0
1882-1891 .....	1 134	61.1	523	28.2	77	4.1	122	6.6	1 856	100.0
1892-1901 .....	1 460	58.0	799	31.7	99	3.9	162	6.4	2 520	100.0
1902-1911 .....	2 148	60.1	1 200	33.5	124	3.5	105	2.9	3 577	100.0
1912-1921 .....	2 777	61.4	1 603	35.4	97	2.1	50	1.1	4 527	100.0
Total .....	9 566	60.6	4 872	30.8	571	3.6	785	5.0	15 794	100.0

<sup>a</sup> Il existait 44 paroisses au Saguenay en 1921. La population totale de la région était de 73 117 habitants.

<sup>b</sup> Les deux conjoints résidaient dans la paroisse où fut célébré le mariage.

<sup>c</sup> Nombre de cas indéterminés = 429 (2.6 %).

Source : Fichier-réseau SOREP.

de mariages est le plus petit. Toutefois, on perçoit ici une variabilité un peu plus prononcée (significative statistiquement), qu'il a semblé utile d'explorer davantage. Comme l'endogamie est très certainement liée aux dimensions du marché matrimonial, il a semblé pertinent de faire intervenir une variable démographique, en l'occurrence la taille des paroisses ou des municipalités concernées.

Le Tableau 2 présente ces résultats. Les paroisses ou municipalités étudiées<sup>1</sup> y sont réparties selon leur population totale et par décennie. Seule la proportion des mariages endogames (type I) a été retenue comme variable dépendante et comme indicateur du modèle de l'alliance. On voit qu'entre 1842 et 1921, l'indice ne subit pas de baisse, ni pour l'ensemble des municipalités (il passe de 59.6 en début de période à 62.0 en fin de période) ni au sein des classes ou catégories prises isolément. On note cependant que l'indice varie proportionnellement avec les populations totales, ce qui se vérifie pour l'ensemble de la période et au sein des sous-périodes (corrélations très fortes, sauf pour les décennies 1862-71 et 1872-81).

1. Il est à noter que quelques-unes de ces paroisses ont dû être regroupées. Dans trois cas en effet (Baie des Haha !, Chicoutimi et Jonquière), il a fallu réunir dans une même unité spatiale deux paroisses jumelles formant le noyau d'une petite ou d'une future ville. Dans la suite de ce texte, nous parlerons donc de préférence de municipalités rurales ou urbaines (N = 41).

Tableau 2

**Proportion des mariages endogames (type I) selon la taille des municipalités, par décennie**  
**Région du Saguenay, 1842-1921**

(%)

Populations totales des municipalités	1842-1851			1852-1861			1862-1871		
	N.M.E.D. <sup>b</sup>	Maria- ges endo- games	%	N.M.E.D.	Maria- ges endo- games	%	N.M.E.D.	Maria- ges endo- games	%
Moins de 500 . . . . .	—	—	—	1	2	50,0	1	22	68,8
500- 999 . . . . .	—	—	—	2	19	52,8	3	76	60,3
1 000-1 999 . . . . .	2	195	59,6	1	21	48,8	3	185	59,9
2 000-3 499 . . . . .	—	—	—	1	147	66,5	1	132	66,3
3 500 et plus . . . . .	—	—	—	1	148	67,9	1	187	63,6
Total <sup>c</sup> . . . . .	2	195	59,6	6	337	64,6	9	602	62,7
Populations totales des municipalités	1872-1881			1882-1891			1892-1901		
	N.M.E.D. <sup>b</sup>	Maria- ges endo- games	%	N.M.E.D.	Maria- ges endo- games	%	N.M.E.D.	Maria- ges endo- games	%
Moins de 500 . . . . .	—	—	—	3	13	34,2	2	23	32,9
500- 999 . . . . .	5	98	68,5	9	198	57,4	11	244	52,1
1 000-1 999 . . . . .	4	185	57,1	5	282	59,4	5	227	54,7
2 000-3 499 . . . . .	2	286	70,1	2	276	67,0	3	335	66,1
3 500 et plus . . . . .	1	187	61,5	1	229	66,6	1	223	67,2
Total <sup>c</sup> . . . . .	12	756	64,1	20	998	61,8	22	1 052	58,7
Populations totales des municipalités	1902-1911			1912-1921			Total		
	N.M.E.D. <sup>b</sup>	Maria- ges endo- games	%	N.M.E.D.	Maria- ges endo- games	%	Maria- ges endo- games	%	
Moins de 500 . . . . .	7	56	45,9	4	68	59,1	184	48,3	
500- 999 . . . . .	13	344	58,4	17	534	57,5	1 513	57,4	
1 000-1 999 . . . . .	8	533	59,0	10	562	55,6	2 190	57,5	
2 000-3 499 . . . . .	5	649	59,9	4	431	62,8	2 256	64,1	
3 500 et plus . . . . .	1	385	72,9	3	982	69,2	2 341	68,1	
Total <sup>c</sup> . . . . .	34	1 967	61,0	38	2 577	62,0	8 484	61,6 <sup>a</sup>	

<sup>a</sup> En colonne, au sein d'une même sous-période, une paroisse ou une municipalité en croissance peut apparaître plus d'une fois dans des catégories de taille différente, ce qui affecte les proportions de mariages endogames.

<sup>b</sup> N.M.E.D. = Nombre de municipalités anciennes et nouvelles existant durant cette décennie.

<sup>c</sup> Pour des raisons techniques, quelques paroisses rurales ont dû être exclues de ce calcul. Nombre total de mariages pris en compte : 14 120 (dont 350 indéterminés). Ceci fait passer de 60,6 à 61,6 la proportion globale des mariages endogames.

Ce point de méthode nous paraît très important. Il s'ensuit qu'on ne peut pas rendre compte des comportements relatifs au recrutement spatial des conjoints sans contrôler de près le poids démographique des unités observées, dans le temps et dans l'espace<sup>2</sup>. Pour cette raison, il faut aller plus loin car le Tableau 2 ne fait pas ressortir nettement l'action d'une autre variable importante, qui est l'âge ou l'ancienneté de la municipalité. Dans la perspective de cette enquête, les mesures d'endogamie n'ont en effet de sens que si elles reflètent directement les facteurs socio-culturels qui caractérisent l'évolution d'une communauté, en particulier l'ouverture de ses relations avec l'extérieur. Le Tableau 3 isole ce facteur en permettant de comparer des municipalités de même taille et de même âge. En vertical, il confirme l'effet positif du poids démographique sur l'endogamie (sauf pour la catégorie 21-35 ans : nous y reviendrons). En horizontal, il fournit ce qu'on pourrait appeler une mesure nette de l'évolution des choix endogames. On voit que sur la période ici considérée, cette évolution est pratiquement nulle. On observe même une légère tendance à la hausse dans les municipalités de moins de 500 habitants et celles de 3 500 et plus. Dans ce dernier cas toutefois, la hausse est due uniquement à la croissance démographique de quelques petits centres urbains (par exemple Chicoutimi : 71.2 et Jonquière : 68.8)<sup>3</sup>.

Ces résultats n'excluent pas une certaine variabilité à l'échelle micro-locale. Ainsi, on retrouve dans le Bas-Saguenay deux municipalités rurales affichant des pourcentages d'endogamie supérieurs à 80. Mais il s'agit d'une aire géographique marginale, encore très isolée aujourd'hui. Il est possible d'expliquer de cette façon les deux exceptions signalées plus haut à propos de la relation entre l'endogamie et la taille de la municipalité. Pour le reste, dans la sous-région du Lac St-Jean par exemple, on note quelques municipalités avec des scores élevés à une décennie ou l'autre : mais ce sont là des phénomènes ponctuels. C'est également dans cette sous-région qu'on relève les scores les plus bas, de l'ordre de 25 à 35 %. À cette échelle toutefois, les effectifs de mariages sont petits et il faut se garder d'une analyse trop détaillée. Ainsi, à une décennie donnée, une paroisse endogame (score supérieur à la moyenne régionale) voisine une paroisse exogame : mais à la décennie suivante, les positions sont assez souvent inversées.

En plus de la taille et de l'ancienneté des paroisses, deux autres variables ont été étudiées, soit le milieu socio-professionnel et la mobilité géographique. Comme on s'y attendait, les résultats présentés au Tableau 4 établissent que les mariages impliquant des travailleurs non manuels sont dans l'ensemble moins endogames que les autres. Mais on y voit aussi, et contre toute attente cette fois, que les conjoints issus de familles de cultivateurs étaient plus exogames que ceux des autres catégories de travailleurs manuels, y compris les ouvriers non

- 
2. Le contrôle de la taille des municipalités permet de régler en même temps le problème des remaniements des limites territoriales, très fréquents dans ce contexte de peuplement et de croissance rapide.
  3. Dans une étude sur les choix conjugaux dans deux départements français au XIX<sup>e</sup> et XX<sup>e</sup> siècles, J. Sutter (1958) a lui aussi fait ressortir une relation directe entre le niveau de l'endogamie et la taille des agglomérations étudiées. Dans le même sens, voir également G. Arbellot (1970) et J. Mathieu *et al.* (1981).



Tableau 3

**Proportion de mariages endogames selon la taille et l'ancienneté des municipalités  
Région du Saguenay, 1842-1921<sup>a</sup>**

(%)

	5 ans et moins <sup>b</sup>		6-10		11-20		
<i>Populations totales de municipalités</i>	<i>Nombre de municipalités considérées</i>	<i>Mariages endogames</i>	<i>Nombre de municipalités considérées</i>	<i>Mariages endogames</i>	<i>Nombre de municipalités considérées</i>	<i>Mariages endogames</i>	
Moins de 500. . . . .	10	41,9	4	52,2	4	48,2	
500- 999. . . . .	19	60,6	13	50,3	11	57,7	
1 000-1 999. . . . .	4	59,5	3	57,0	13	58,9	
2 000-3 499. . . . .	—	—	1	66,5	1	64,7	
3 500 et plus . . . . .	—	—	—	—	2	65,4	
Total . . . . .	33 <sup>c</sup>	57,4	21	55,0	31	59,7	
	21-35		36-50		51 ans et plus		Total
<i>Populations totales de municipalités</i>	<i>Nombre de municipalités considérées</i>	<i>Mariages endogames</i>	<i>Nombre de municipalités considérées</i>	<i>Mariages endogames</i>	<i>Nombre de municipalités considérées</i>	<i>Mariages endogames</i>	<i>Mariages endogames</i>
Moins de 500. . . . .	—	—	—	—	—	—	50,0
500- 999. . . . .	7	67,4	3	64,7	2	55,1	62,0
1 000-1 999. . . . .	9	56,1	3	50,4	1	56,4	57,0
2 000-3 499. . . . .	4	66,1	3	64,6	2	63,4	66,1
3 500 et plus . . . . .	1	61,5	2	67,8	2	69,4	67,0
Total . . . . .	21	61,6	11	62,9	7	65,3	60,7

<sup>a</sup> Ces calculs ont été faits à partir des données du Tableau 2.

<sup>b</sup> La date du début de la paroisse est celle de l'installation du premier curé.

<sup>c</sup> En colonne, au sein d'une même tranche d'âge, une paroisse ou une municipalité en croissance peut apparaître plus d'une fois dans des catégories de taille différente, ce qui affecte les proportions de mariages endogames apparaissant dans la dernière colonne (Total). Ces proportions ne sont donc pas directement comparables à celles du Tableau 2.

spécialisés. Il faut rappeler que durant la période visée par notre étude, les agriculteurs saguenayens étaient également plus mobiles que l'ensemble des non-agriculteurs (60,6 % de familles mobiles contre 37,6 %)<sup>4</sup>, ce qui s'explique sans doute par le contexte de colonisation, les familles nombreuses à la recherche de terre devant se déplacer vers les zones de défrichement (Bouchard 1983, 1986). Du reste, de deux façons, l'exogamie est associée à la mobilité. D'abord, les hommes qui contractent un mariage exogame (Type II) proviennent plus souvent

4. Données non publiées, compilées à partir d'un échantillon de familles dites « complètes ».

**Tableau 4**  
**Proportion de mariages endogames et exogames, par catégories socio-professionnelles**  
**Région du Saguenay, 1842-1921 (conjoints)**

Catégories socio-professionnelles (voir Notes)	Mariages exogames									
	Mariages endogames (I)		Le conjoint résidait à l'extérieur (II)		La conjointe résidait à l'extérieur (III)		Les deux conjoints résidaient à l'extérieur (IV)		Total	
	N.a.	%	N.a.	%	N.a.	%	N.a.	%	N.a.	%
Administrateurs, cols blancs spécialisés.....	49	59.0	29	35.0	4	4.8	1	1.2	83	100.0
Industriels, commerçants.....	203	56.5	142	39.6	10	2.8	4	1.1	359	100.0
Professions libérales.....	67	56.8	45	38.1	4	3.4	2	1.7	118	100.0
Cols blancs semi, non spécialisés....	20	40.8	25	51.0	1	2.1	3	6.1	49	100.0
Cultivateurs.....	5 204	58.1	2 922	32.6	344	3.9	483	5.4	8 953	100.0
Artisans.....	166	63.8	77	29.6	8	3.1	9	3.5	260	100.0
Ouvriers spécialisés.....	727	61.6	375	31.7	36	3.1	42	3.6	1 180	100.0
Ouvriers semi, non spécialisés....	1 261	70.1	420	23.4	49	2.7	68	3.8	1 798	100.0
Total.....	7 697	60.1	4 035	31.5	456	3.6	612	4.8	12 800	100.0

*Notes :*

- Type de mariage indéterminé : N = 268.
- Catégorie socio-professionnelle indéterminée : N = 2 994. Dans les conditions présentes, il n'est pas possible de dire si ces indéterminés se distribuent ou non comme les cas connus.
- Type de mariage et catégories indéterminés : N = 161.

que les autres d'une famille mobile (76.7 % contre 66.8 % — cf. Tableau 5). Dans le même sens, 46,3 % des familles créées par des conjoints endogames sont ultérieurement sédentaires, contre 34,0 % pour les mariages exogames (voir Tableau 6). Tous ces écarts sont significatifs ( $X^2$ ).

**Les distances**

Au-delà des proportions données par la mesure de l'endogamie, il paraît utile d'approfondir l'étude des mariages exogames, en fonction cette fois de la distance séparant le domicile des deux époux. À nouveau, les variations de cette distance peuvent être considérées comme des indications soit d'une différenciation spatiale, soit d'un changement en cours dans la structure sociale. En premier lieu, parmi les conjoints et conjointes exogames, les calculs ont porté sur la proportion

Tableau 5

**Distribution des conjoints endogames ou exogames  
selon le degré de mobilité de leur famille d'origine  
Région du Saguenay, 1842-1921**

Nombre de résidences différentes occupées par la famille d'origine	Conjoints endogames (type I)		Conjoints exogames (type II)		Total	
	N.a.	%	N.a.	%	N.a.	%
1.....	910	33,2	314	23,3	1 224	29,9
2-3.....	1 392	50,8	735	54,4	2 127	52,0
4-5.....	392	14,3	253	18,7	645	15,8
6 et plus.....	47	1,7	48	3,6	95	2,3
Total.....	2 741	100,0	1 350	100,0	4 091	100,0

*Notes :*

- N'ont été retenues pour ce calcul que les fiches de couple contenant au moins cinq déclarations de résidence.
- Les mariages de type III et IV ont dû être exclus, la provenance des conjoints étant assez souvent extra-saguenayenne.

Tableau 6

**Distribution des conjoints endogames et exogames  
selon leur mobilité familiale ultérieure  
Région du Saguenay, 1842-1921**

Nombre de résidences différentes occupées ultérieurement par la famille	Conjoints endogames (type I)		Conjoints exogames (types II, III, IV)	
	N.a.	%	N.a.	%
1.....	1 245	46,3	564	34,0
2-3.....	1 184	44,0	892	53,9
4-5.....	234	8,7	175	10,6
6 et plus.....	28	1,0	24	1,5
Total.....	2 691	100,0	1 655	100,0

*Note.* — N'ont été retenues pour ce calcul que les fiches de couple contenant au moins cinq déclarations de résidence.

des provenances intra-régionales et extra-régionales (Tableau 7). On note que les conjointes étaient plus souvent d'origine extra-régionale que les hommes. Selon la coutume saguenayenne, le mariage était célébré dans la paroisse de résidence de la fille et il fallait une bonne raison pour y déroger. C'est ce qui arrivait lorsque la mariée ne résidait pas dans la région ; le mariage ne pouvait alors être célébré que dans la paroisse de l'homme. Ces cas constituent 36,8 % des mariages de type III.

Tableau 7

## Proportion des conjoints et conjointes exogames (types II et III) provenant de l'extérieur de la région du Saguenay (1842-1921)

Sexe	1842-1861		1862-1881		1882-1901	
	N.a.	%	N.a.	%	N.a.	%
Conjoints . . . . .	48 130	36.9	76 617	12.3	119 1 320	9.0
Conjointes . . . . .	45 62	72.6	32 112	28.6	52 176	29.5
Total . . . . .	93 192	48.4	108 729	14.8	171 1 496	11.4

Sexe	1902-1921		Total (1842-1921)	
	N.a.	%	N.a.	%
Conjoints . . . . .	309 2 803	11.0	552 4 870	11.3
Conjointes . . . . .	81 221	36.7	210 571	36.8
Total . . . . .	390 3 024	12.9	762 5 441	14.0

## Notes :

- Dans la majorité des cas, les mariages de type IV, peu nombreux, représentent des situations un peu marginales (ex. : des conjoints résidant dans un territoire en cours de peuplement et devant se marier dans une paroisse voisine) ou des immigrants de fraîche date. Ils ont été exclus de ce calcul.
- La résidence extra-régionale de deux conjoints n'a pu être déterminée (N = 4 872).

Mais il faut se garder d'en exagérer la portée : ensemble, ils ne représentent que 1.3 % des mariages (N = 210). On relève en outre que, pour les hommes comme pour les femmes, la proportion des provenances extra-régionales chute durant la période, ce qui suggère à première vue une sorte de fermeture ou de repli du marché matrimonial saguenayen. En fait, celui-ci s'étend tout simplement en même temps que la population régionale, laquelle s'accroît de 3 % à 4 % par année en moyenne entre 1871 et 1921, passant de 17 493 à 73 117. Cette croissance étant alimentée principalement par le mouvement naturel, la part relative des immigrants décroît à chaque décennie, même si leur nombre absolu continue d'augmenter. Le chiffre des provenances extra-régionales dans les mariages exogames suit le même mouvement et on aurait sans doute tort d'y voir une modification significative des modèles présidant aux choix matrimoniaux exogames.

Quant aux distances elles-mêmes entre résidences intra-régionales, elles ont assez peu varié entre 1842 et 1921 (voir Tableau 8)<sup>5</sup>. À cause des petits effectifs,

5. Pour éviter le calcul des distances entre les 41 municipalités (820 combinaisons), celles-ci ont été réunies en 19 « regroupements municipaux » (Lachance *et al.* 1985). Les distances présentées au Tableau 8 ont été calculées entre les centres géographiques de chaque regroupement. Cette opération modifie la valeur absolue réelle des distances moyennes : mais nous nous intéressons ici surtout aux variations dans le temps.

les données de la sous-période 1842-61 ne sont guère significatives. Sur les trois autres sous-périodes, seules les catégories 11-25 et 26-50 km subissent une variation sensible — soit entre 1862-81 et 1882-1901. Mais l'évolution de la distance moyenne ne reflète pas vraiment ce mouvement ponctuel. Par ailleurs, d'autres compilations font ressortir que la distance moyenne s'étire dans une micro-région isolée comme le Bas-Saguenay (39 km) et qu'elle diminue dans les aires les plus peuplées (par exemple la micro-région de Chicoutimi : 23 km). Mais ce résultat est sans surprise.

Tableau 8

**Évolution des distances entre les domiciles des conjoints  
(mariages exogames de type II, provenances intra-régionales)  
Région du Saguenay, 1842-1921**

Distance en km	Sous-périodes								Période (1842-1921)	
	1842-1861		1862-1881		1882-1901		1902-1921		N.a.	%
	N.a.	%	N.a.	%	N.a.	%	N.a.	%		
10 et moins.....	7	22,6	45	20,5	150	22,1	471	24,5	673	23,6
11-25 .....	18	58,1	100	45,4	228	33,6	676	35,2	1 022	35,8
26-50 .....	4	12,9	39	17,7	177	26,1	447	23,3	667	23,4
Plus de 50.....	2	6,4	36	16,4	124	18,2	327	17,0	489	17,2
Total .....	31	100,0	220	100,0	679	100,0	1 921	100,0	2 851	100,0
Distances moyennes .....	17		24		27		27		26	

*Note.* — Ces distances ont été calculées à l'échelle des 19 « regroupements municipaux » du Saguenay. Lorsqu'un mariage exogame impliquait des municipalités comprises dans le même regroupement, il était exclu du calcul, ce qui a réduit le N à 2 851 (voir note 5).

Il fait toutefois ressortir les difficultés d'interprétation attachées à ce genre d'indice, toujours très sensible à la structure spatiale d'une population, et au stade de développement des moyens de communication. Il faut donc se garder d'imputer d'emblée ses variations à des facteurs sociaux ou culturels, en particulier lorsque la dynamique du peuplement bat son plein, comme c'était le cas au Saguenay, notamment entre 1860 et 1900. Pour la même raison, ces données ne se prêtent pas facilement à un exercice comparatif. En outre, la délimitation des aires spatiales fait ici problème, l'exogamie faisant référence d'une étude à l'autre à des ensembles très disparates (régions, départements, provinces...). Nous nous contenterons d'indiquer sous toutes réserves que les données saguenayennes sur les distances révèlent une aire matrimoniale relativement étendue par rapport à d'autres sociétés rurales comme la Finlande au XIX<sup>e</sup> siècle (Workman *et al.* 1976), la région du Oxfordshire (Angleterre) au milieu du XIX<sup>e</sup> siècle (Boyce *et al.* 1968), quelques paroisses de la vallée de Parme (Italie) aux XVIII<sup>e</sup> et XIX<sup>e</sup> siècles. (Cavalli-Sforza 1958), certaines régions de France au XIX<sup>e</sup> siècle (Lamaison 1979, Johnston et Perry 1972) ou au XVIII<sup>e</sup> siècle (Gauthier et Henry 1958, Ganiage 1963). Par ailleurs, et comme on s'en

doute, ce champ matrimonial était beaucoup plus restreint que dans des régions à très forte mobilité et à développement rapide comme le nord-est des États-Unis (par exemple : Spuhler 1961). Mais dans l'ensemble encore une fois, ces repères comparatifs demeurent peu éclairants à cause de la sensibilité et de la variabilité de l'indice dans l'espace et dans le temps. C'est pourquoi il est plus prudent pour l'instant de se confiner à une analyse interne, dans la perspective du changement.

Les remarques qui précèdent concernent les mariages exogames. La comparaison trouve peut-être des conditions un peu moins défavorables en ce qui concerne la proportion des mariages endogames. Pour des périodes et des agglomérations de dimensions correspondantes en France, il appert que le Saguenay était plus endogame que le Loir-et-Cher ou le Finistère, par exemple (Sutter 1958). Pour le XVIII<sup>e</sup> siècle, il était toutefois plus exogame que de nombreuses paroisses et régions de l'ouest et du centre (Burguière 1979). À nouveau, la comparaison s'égare dans la diversité des conditions locales. En principe, le rapprochement avec des paroisses de colonisation nord-américaines offre un terrain plus sûr. Ainsi, dans le gouvernement de Québec au XVIII<sup>e</sup> siècle, à partir d'un échantillon de cinq paroisses rurales, on a observé une proportion de 58,1 % de mariages exogames (Mathieu *et al.* 1981), soit un niveau supérieur à celui du Saguenay. On ne dispose toutefois pas de données à l'échelle régionale pour la vallée du Saint-Laurent à cette époque. De telles données sont disponibles pour la vallée du Connecticut au XVIII<sup>e</sup> siècle. Pour les décennies antérieures à 1880, auxquelles correspond un stade de développement de la société rurale analogue à celui du Saguenay au XIX<sup>e</sup> siècle, on observe des niveaux d'endogamie tout à fait semblable (Swedlund *et al.* 1976). En conclusion, et sous toutes réserves, on peut soumettre l'hypothèse que, pour ce qui concerne la proportion de mariages endogames, le Saguenay accuse un excès par rapport à de nombreuses autres régions à la même période; mais cet écart disparaît vraisemblablement si l'on tient compte du stade de développement ou de l'âge des paroisses et régions comparées.

### L'apparentement entre conjoints

On sait qu'en Amérique du Nord, dans la plupart des régions de colonisation entre le XVIII<sup>e</sup> et le XX<sup>e</sup> siècle, la parenté a constitué un facteur social déterminant, qu'il s'agisse de migrations, d'organisation du travail, de solidarités économiques ou politiques, etc. (Bouchard 1986, Bouchard et Larouche 1987). L'alliance conjugale, comme forme de rapport social, n'échappait pas à cette règle. D'abord, les familles jouaient un rôle important dans la sélection des conjoints; en outre, il arrivait que cette sélection elle-même se restreigne aux liens du sang. Nous avons exploré cette composante de l'alliance au Saguenay<sup>6</sup>. On

6. Ont été utilisées à cette fin les dispenses de consanguinité contenues dans les actes de mariage saguenayens. Rappelons que jusqu'en 1917, les interdits de l'Église frappaient tous les mariages consanguins jusqu'au quatrième degré de parenté, des dispenses pouvant être accordées à partir du deuxième degré. En 1918, l'interdit sur le quatrième degré fut levé (Cance 1939). Ceci entraîne donc, après cette date, une sous-estimation de la consanguinité déclarée. Précisons aussi que, dans la partie qui suit, il n'a pas été possible — faute d'espace — de reproduire tous les tableaux dont nous rapportons les résultats. On peut toutefois se reporter au *Document II-C-136* de SOREP (23 pages), disponible aux personnes intéressées.

observe en premier lieu que, sur l'ensemble de la région, la proportion des mariages consanguins (tels que définis par le droit canon) passe de 7 % à 9 % entre 1842 et 1921. On distingue nettement deux paliers : l'un de 6-7 % entre 1842 et 1871, l'autre de 10-11 % entre 1872 et 1911 (Tableau 10, dernière colonne). L'indice descend de deux points en fin de période. Visiblement, l'étroitesse du marché matrimonial local, caractéristique des débuts de la colonisation, n'a pas entraîné ici une hausse importante des mariages consanguins, contrairement à ce qu'on a pu observer ailleurs (Sutter 1968, Mathieu *et al.* 1981, Burguière 1979)<sup>7</sup>. De ce point de vue, on peut dire que le Saguenay dans son ensemble reproduit d'une manière très atténuée le cycle bien connu : d'abord une hausse résultant de la formation de semi-isolats locaux dans un contexte de fécondité très élevée, puis une baisse entraînée par l'ouverture des moyens de communication (Laberge 1967).

Cependant, la distribution spatiale de cet indice n'est pas uniforme (Tableau 9). Il est plus élevé à l'est (Bas-Saguenay) et plus bas à l'ouest (surtout la micro-région de Roberval)<sup>8</sup>. Il semble que ces écarts s'expliquent surtout par le type d'immigration au XIX<sup>e</sup> siècle. Le Bas-Saguenay s'est alimenté presque uniquement à même la population très homogène de Charlevoix, tandis que les paroisses du Lac St-Jean bénéficiaient d'apports beaucoup plus diversifiés. Par ailleurs, la distribution des types de mariages consanguins selon le degré de parenté est relativement uniforme d'une micro-région à l'autre. Enfin, il est prudent de noter qu'une analyse plus fine conduite à l'échelle de la paroisse et des familles ferait évidemment apparaître des variations qui sont ici gommées, à cause de l'échelle utilisée.

Pour ce qui concerne la proportion observée de mariages consanguins, elle est plus élevée que dans les cinq paroisses du gouvernement de Québec dans la première moitié du XVIII<sup>e</sup> siècle (9,9 % contre 2,2 %), ce qui s'explique peut-être par la proportion importante d'immigrants français dans cette population fondatrice où on ne serait pas étonné de voir la consanguinité augmenter après 1760. Elle est plus élevée aussi que dans le Limousin (Boetsch 1985) et dans plusieurs grandes régions urbanisées d'Europe au XX<sup>e</sup> siècle (Serra et Soini 1959). Elle est toutefois plus basse que dans le diocèse — incluant la ville — de Québec (Bouchard *et al.* 1984) et dans les paroisses rurales de l'archidiocèse de Montréal en 1911-1918 (9,3 contre 13,9 %).

À un autre plan, une observation plus détaillée portant sur le degré de la parenté fait voir une certaine stabilité dans le temps (Tableau 10). D'une période à l'autre en effet, la fréquence relative des mariages selon le degré de consanguinité évolue dans des limites assez restreintes. Cela dit, il n'est pas exclu qu'une étude de ces variations à une échelle plus détaillée fasse ressortir certains processus intéressants. Mais on peut d'ores et déjà inscrire une divergence. Les données

- 
7. La hausse observée ici n'est pas comparable à celle rapportée par Sutter (1968 : 308-313) pour le Loir-et-Cher; il n'y a donc pas lieu de discuter le modèle qu'il propose pour en rendre compte, lequel fait intervenir le mouvement de la fécondité, de la mortalité et de l'émigration.
  8. Cet énoncé se vérifie également lorsqu'on utilise un indice plus sophistiqué — le coefficient de consanguinité  $F_w$  — qui tient compte du degré de parenté et non seulement du pourcentage de mariages consanguins (voir M. Gradie 1986).

Tableau 9

Proportion de mariages consanguins selon le type de mariage et la micro-région  
Région du Saguenay, 1842-1921

Micro-régions	Mariages endogames (type I)		Mariages exogames (types II à IV)		Total	
	N.a.	%	N.a.	%	N.a.	%
Alma .....	203 1 965	10.3	180 1 561	11.5	383 3 526	10.9
Bas-Saguenay .....	83 495	16.8	30 242	12.4	113 737	15.3
Chicoutimi .....	216 2 475	8.7	139 1 316	10.6	355 3 791	9.4
Dolbeau-Mistassini .....	30 460	6.5	18 205	8.8	48 665	7.2
Jonquière .....	90 680	13.2	54 416	13.0	144 1 096	13.1
La Baie .....	155 1 587	9.8	128 963	13.3	283 2 550	11.1
Roberval .....	109 1 712	6.4	90 1 334	6.7	199 3 046	6.5
Saint-Ambroise .....	17 192	8.9	18 165	10.9	35 357	9.8
Total .....	903 9 566	9.4	657 6 202	10.6	1 560 15 768	9.9

Note. — Indéterminés = 455.

saguenayennes ne vérifient pas l'hypothèse énoncée par D. Fournier (1983), selon laquelle la proportion des mariages entre cousins (deuxième degré) se serait maintenue aux environs de 20 0/00 dans la population canadienne-française jusqu'aux premières décennies du XX<sup>e</sup> siècle. Entre 1842 et 1921, l'indice saguenayen moyen est de 9,7 0/00 seulement, son évolution décennale fluctuant entre 2 0/00 et 15 0/00.

Par ailleurs, le Tableau 9 montre que la proportion de mariages consanguins au Saguenay varie très peu selon que le mariage est endogame (9,4 %) ou exogame (10,6 %), contrairement à d'autres populations où les mariages endogames sont plus souvent consanguins (voir notamment Burguière 1979, Sutter 1958, Mathieu *et al.* 1981). En effet, les écarts observés sont significatifs ( $X^2$ , 95 %) uniquement pour quatre des huit micro-régions. En outre, il est assez remarquable que les degrés de parenté ne diffèrent pratiquement pas non plus en fonction de cette



Tableau 10

**Évolution décennale des mariages consanguins selon le degré de consanguinité  
Région du Saguenay, 1842-1921**

Décennies	Degrés de consanguinité <sup>a</sup>							
	2 <sup>e</sup>		2 <sup>e</sup> -3 <sup>e</sup>		3 <sup>e</sup>		3 <sup>e</sup> -4 <sup>e</sup>	
	N.a.	%	N.a.	%	N.a.	%	N.a.	%
1842-1851 .....	0	0,0	1	0,3	18	4,9	1	0,3
1852-1861 .....	1	0,0	4	0,7	13	2,4	15	2,8
1862-1871 .....	2	0,2	6	0,6	27	2,6	16	1,5
1872-1881 .....	7	0,5	17	1,2	55	3,9	26	1,8
1882-1891 .....	18	1,0	20	1,1	63	3,4	37	2,0
1892-1901 .....	39	1,5	33	1,3	89	3,5	50	2,0
1902-1911 .....	42	1,2	62	1,7	127	3,5	60	1,7
1912-1921 .....	51	1,1	60	1,3	204	4,3	51	1,1
<b>Total</b> (1842-1921).....	160	1,0	203	1,3	596	3,7	256	1,6

Décennies	4 <sup>e</sup>		Double		Total	
	N.a.	%	N.a.	%	N.a.	%
1842-1851 .....	5	1,4	1	0,3	26	7,1
1852-1861 .....	7	1,3	2	0,4	42	7,2
1862-1871 .....	13	1,3	1	0,1	65	6,4
1872-1881 .....	29	2,0	4	0,2	138	9,7
1882-1891 .....	48	2,6	16	0,9	202	10,8
1892-1901 .....	78	3,0	8	0,3	297	11,6
1902-1911 .....	82	2,3	28	0,8	401	11,0
1912-1921 .....	73	1,6	1 <sup>b</sup>	0,1	440	9,3
<b>Total</b> (1842-1921).....	335	2,1	61	0,4	1 611	9,9

<sup>a</sup> Dans chaque colonne, les pourcentages expriment le rapport du nombre de mariages consanguins sur le nombre total de mariages durant la période ou la sous-période.

<sup>b</sup> Cette fréquence est sans doute sous-estimée à cause d'un problème entourant l'enregistrement de la double consanguinité dans la banque, après 1911.

variable (Tableau 11), ce qui laisse peu de place à l'hypothèse de mariages préférentiels sur la base de la consanguinité : sur les six écarts observés, trois seulement sont significatifs, à 95% ( $X^2$ ). Parmi les mariages exogames, même ceux qui impliquent un ou deux conjoints de provenance extra-régionale sont presque aussi souvent consanguins que les autres (9,1% contre 10,8%)<sup>9</sup>. En fait,

9. Ce phénomène a déjà été relevé par M. Gradie (1986).

parmi les 660 mariages consanguins exogames, 12,3 % impliquaient au moins un conjoint de l'extérieur de la région. Le cas de ces immigrants venus contracter un mariage consanguin au Saguenay paraît assez surprenant. De prime abord, on soupçonne des alliances privilégiées entre des vieilles familles de Charlevoix — d'où sont venus les premiers contingents d'immigrants — et leurs branches saguenayennes. Il n'en est rien. La distribution de ces 84 conjoints (issus de 81 mariages) en fonction soit de la période, soit de la région de provenance, reproduit le modèle général de l'immigration au Saguenay.

Tableau 11

Distribution des mariages consanguins  
endogames et exogames selon le degré de consanguinité  
Région du Saguenay, 1842-1921

Degrés de consanguinité	Mariages endogames (type I)		Mariages exogames (types II à IV)	
	N.a.	%	N.a.	%
2 <sup>e</sup> .....	90	10.0	63	9.5
2 <sup>e</sup> -3 <sup>e</sup> .....	107	11.9	88	13.3
3 <sup>e</sup> .....	334	37.0	246	37.3
3 <sup>e</sup> -4 <sup>e</sup> .....	141	15.6	111	16.8
4 <sup>e</sup> .....	194	21.5	129	19.5
Consanguinité double .....	36	4.0	23	3.5
Total .....	902	100.0	660	100.0

Note. — Indéterminés : N = 48.

Le cas des 160 mariages entre cousins (deuxième degré de parenté) a aussi été observé de plus près. Comparant avec un groupe-témoin construit sur la base de la résidence et de l'année du mariage, il a été possible de calculer divers indices de nuptialité et de rang de naissance (Tableau 12). On n'observe aucune différence significative sur l'âge au mariage (hommes et femmes) et sur la proportion des mariages endogames (test de *student*). Seuls les écarts d'âge et les valeurs relatives au rang de naissance se démarquent légèrement de la normale. Toutes variables considérées, il semble donc que le mariage dans la parenté très proche ne dérogeait pratiquement pas du modèle courant.

En somme, à cause de la stabilité de la part relative des mariages consanguins sous leurs diverses formes, il est difficile de soupçonner ici des modèles de mariages préférentiels en faveur des apparentés — étant bien entendu que cet énoncé peut faire place à des exceptions à l'échelle locale. Tout ceci révèle plutôt que la parenté était une composante importante de l'ensemble du tissu social. Du reste, il s'agit ici d'une population biologiquement très homogène eu égard à certains traits, comme l'ont montré les travaux de démographie génétique et de génétique des populations réalisés récemment au sein de SOREP, sur le Saguenay et sur Charlevoix (Bouchard *et al.* 1987, 1988; Gradie *et al.* 1988).

Tableau 12

**Paramètres associés aux mariages consanguins de deuxième degré  
Comparaison avec un groupe-témoin  
Région du Saguenay, 1842-1921**

<i>Variables étudiées</i>	<i>Groupe-cible (N = 160)</i>	<i>Groupe-témoin (N = 160)<sup>a</sup></i>
<i>Âge au mariage</i>		
Hommes.....	25,3	26,0
Femmes.....	22,7	21,5
Ensemble.....	24,0	23,7
<i>Écarts d'âge</i>		
a) Hommes plus âgés.....	70% des cas	83%
Écart moyen (en années) ..	5,7	6,2
b) Femmes plus âgées.....	30% des cas	17%
Écart moyen.....	4,3	2,1
<i>Rang de naissance</i>		
a) Hommes	(%)	(%)
1 <sup>e</sup> .....	12,5	27,8
2 <sup>e</sup> -3 <sup>e</sup> .....	30,8	34,5
8 <sup>e</sup> et plus.....	12,6	8,8
b) Femmes	(%)	(%)
1 <sup>e</sup> .....	16,9	13,0
2 <sup>e</sup> -3 <sup>e</sup> .....	37,7	32,4
8 <sup>e</sup> et plus.....	16,8	15,7
<i>Mariages endogames</i> .....	59,4%	61,3%

<sup>a</sup> Les témoins ont été choisis sur la base de la paroisse et de l'année du mariage.

En plus de la résidence des conjoints, trois autres variables ont été étudiées. D'abord la catégorie socio-professionnelle. Nos données révèlent que les mariages consanguins étaient légèrement moins fréquents chez les travailleurs non manuels (7,0 %) que chez les travailleurs manuels (10,1 %). Parmi ces derniers, les mariages de cultivateurs étaient un peu plus souvent consanguins que ceux des non-cultivateurs (11,6 % contre 8,8 %). Ce dernier résultat recoupe une observation de D. Fournier (1983) sur la population de la région de Montréal où, là aussi, la consanguinité se distribuait parmi toutes les strates socio-économiques. Mais il va directement à l'encontre d'une conclusion de M. Verdon (1973 : 91-94). Étudiant une paroisse rurale du Lac St-Jean, ce dernier en vient à imputer les mariages consanguins aux stratégies économiques des agriculteurs cherchant à assurer la continuité de leur patrimoine foncier. On s'attendrait alors à trouver une fréquence beaucoup moins élevée de ce type d'unions chez les travailleurs salariés, ce qui n'est pas vraiment le cas d'après les données du Tableau 10.

Par ailleurs, une analyse détaillée des degrés de consanguinité dans les mariages saguenayens montre, encore là, peu de variations d'une catégorie à

l'autre (données non publiées). Ceci va dans le sens de notre conclusion selon laquelle, d'une façon générale, l'union consanguine n'était pas recherchée pour elle-même — simplement, la parenté imprégnait toutes les institutions, le mariage comme les autres. Il n'est pas certain qu'on ait beaucoup tenté de l'éviter non plus. Les données qualitatives disponibles (notamment les archives orales les plus anciennes) ne donnent pas à croire que ce genre d'unions aient été entachées d'un stigmate social très prononcé au Saguenay, du moins jusqu'au début du XX<sup>e</sup> siècle. Les familles savaient qu'un très grand nombre d'entre elles étaient reliées de près ou de loin à cause de leur origine commune dans Charlevoix et elles ne semblaient pas s'en soucier.

En deuxième lieu, il convient de contrôler l'effet de la taille des municipalités sur la proportion des mariages consanguins, comme il a été fait pour l'endogamie. La corrélation est ici beaucoup moins claire cependant. Pour trois décennies, la taille ne fait pratiquement pas varier l'indice. Pour les cinq autres décennies, les résultats sont les suivants : les petites municipalités ont les scores les plus bas (2 cas) ou les plus hauts (3 cas), tandis que les grosses municipalités ont des scores soit inférieurs (2 cas), soit égaux (2 cas) ou soit supérieurs à la moyenne (3 cas). En fin de période, l'indice augmente un peu dans les municipalités de moins de 1 000 habitants et il diminue légèrement dans celles de 2 000 habitants ou plus. Dans l'ensemble, les valeurs du coefficient  $r$  sont deux fois supérieures à 0,80, deux fois inférieures à 0,25, etc. On peut conclure de ces disparités qu'à l'époque étudiée, la consanguinité saguenayenne n'était pas très sensible aux dimensions du marché matrimonial, contrairement à ce qui a pu être observé ailleurs (surtout : Sutter 1958).

L'effet de l'âge ou de l'ancienneté des municipalités n'est pas plus net. En fait il paraît nul, même lorsqu'on contrôle en même temps la dimension des agglomérations (Tableau 13).

## Conclusion

Au terme de cette brève incursion dans le champ des alliances matrimoniales au Saguenay, il convient de mettre en relief certains résultats, sur le plan à la fois de l'analyse et de la méthodologie. Concernant d'abord l'objectif principal de l'enquête, qui prenait l'alliance conjugale comme indicateur de changement, presque toutes les mesures présentées affichent une relative constance, suggérant une absence de mutations socio-culturelles importantes dans cette région avant 1921. On pourrait s'en étonner dans la mesure où le début du XX<sup>e</sup> siècle a coïncidé avec l'essor de la grande industrie (pâte et papier) dans les petites villes de Chicoutimi et Jonquière. Par contre, il est important de rappeler que, même en 1921, la population du Saguenay vivait en majorité (65 %) dans des agglomérations de moins de 1 000 habitants. En outre, ce territoire était encore en expansion puisque la colonisation s'est poursuivie jusqu'en 1940 — dans des zones marginales, il est vrai. Il reste que les débuts de l'essor urbain et industriel, conjugués au développement des voies de communication, n'ont pas beaucoup altéré le modèle de l'alliance, si l'on en juge par les proportions de mariages

**Tableau 13**  
**Proportion de mariages consanguins selon la taille et l'ancienneté**  
**des municipalités**  
**Région du Saguenay, 1842-1921**  
 (%)

	5 ans et moins		6-10		11-20		
<i>Populations totales des municipalités</i>	<i>Nombre de municipalités considérées</i>	<i>Mariages consanguins</i>	<i>Nombre de municipalités considérées</i>	<i>Mariages consanguins</i>	<i>Nombre de municipalités considérées</i>	<i>Mariages consanguins</i>	
Moins de 500. . . . .	9	17,1	4	10,8	4	10,1	
500- 999. . . . .	20	6,9	13	10,4	11	8,4	
1 000-1 999. . . . .	4	6,2	5	9,2	14	7,9	
2 000-3 499. . . . .	—	—	1	8,2	2	9,6	
3 500 et plus . . . . .	—	—	—	—	2	7,6	
<b>Total. . . . .</b>	<b>33</b>	<b>7,8</b>	<b>23</b>	<b>9,7</b>	<b>33</b>	<b>8,2</b>	
	21-35		36-50		51 ans et plus		Total
<i>Populations totales des municipalités</i>	<i>Nombre de municipalités considérées</i>	<i>Mariages consanguins</i>	<i>Nombre de municipalités considérées</i>	<i>Mariages consanguins</i>	<i>Nombre de municipalités considérées</i>	<i>Mariages consanguins</i>	<i>Mariages consanguins</i>
Moins de 500. . . . .	—	—	—	—	—	—	12,5
500- 999. . . . .	7	11,3	3	20,0	2	23,5	11,1
1 000-1 999. . . . .	10	10,9	4	10,5	1	10,8	9,1
2 000-3 499. . . . .	5	9,4	4	10,3	2	6,3	9,1
3 500 et plus . . . . .	1	12,5	2	10,9	2	9,8	10,0
<b>Total. . . . .</b>	<b>23</b>	<b>10,6</b>	<b>13</b>	<b>11,6</b>	<b>7</b>	<b>10,4</b>	<b>9,8</b>

*Notes :*

- La date du début de la paroisse est celle de l'installation du premier curé.
- Au sein d'une même tranche d'âge, une municipalité en croissance peut apparaître plus d'une fois dans des catégories de taille différente, ce qui affecte le calcul des pourcentages. Ces derniers sont donc spécifiques au présent tableau.

endogames et consanguins, par leur distribution parmi les catégories socio-professionnelles et par les distances entre résidences dans le cas des mariages exogames.

Les mesures utilisées n'ont pas permis non plus de faire ressortir un modèle de mariages préférentiels sur la base de la parenté. Ceci n'exclut pas toutefois la possibilité de telles unions sur d'autres bases comme la profession, l'espace (relations privilégiées entre deux ou quelques municipalités), l'âge et les groupes familiaux (par exemple, les « renchainements » d'alliances — Héritier 1981, Segalen 1985). Ces directions seront explorées dans la suite de nos travaux.

Sur un autre plan, quelques points de méthode se dégagent de notre démarche. Un très grand nombre de données statistiques sur l'endogamie proviennent d'études réalisées dans le cadre paroissial ou villageois. Or à cette échelle, les variations quantitatives sont si considérables qu'elles peuvent égarer l'analyse. Certaines tendances de fond ne sont vraiment perceptibles qu'à un niveau plus agrégé. Il est apparu aussi que la taille des agglomérations étudiées — c'est-à-dire l'intensité du marché matrimonial — doit de toute évidence être prise en compte, tout comme la structure spatiale de la population régionale et le stade de développement des voies de communication. Autrement, il est difficile d'interpréter sous l'angle du changement socio-culturel aussi bien les variations observées que l'absence de variations.

## Références

ARBELLOT G.

1970 *Cinq paroisses du Vallage aux XVII<sup>e</sup>, XVIII<sup>e</sup> siècles*. Thèse de 3<sup>e</sup> cycle. École des Hautes Études en Sciences sociales. Paris.

BOETSCH G.

1985 « Parenté et consanguinité en Limousin », *Écologie Humaine*, III, 3-4 : 19-42.

BOUCHARD G.

1983 « Les systèmes de transmission des avoirs familiaux et le cycle de la société rurale au Québec, du XVII<sup>e</sup> au XX<sup>e</sup> siècle », *Histoire sociale/Social History*, XVI, 31, mai/May : 35-60.

1986 « La dynamique communautaire et l'évolution des sociétés rurales québécoises aux 19<sup>e</sup> et 20<sup>e</sup> siècles. Construction d'un modèle », *Revue d'histoire de l'Amérique française*, 40, 1 (été) : 51-71.

1987 « Sur la reproduction familiale en milieu rural : systèmes ouverts et systèmes clos », *Recherches sociographiques*, XXVIII, 2-3 : 229-251.

BOUCHARD G., C. Laberge, C.-R. Scriver *et al.*

1984 « Étude démographique et généalogique de deux maladies héréditaires au Saguenay », *Cahiers québécois de démographie*, 13,1 : 117-137.

BOUCHARD G., C. Laberge et C.-R. Scriver

1988 « Reproduction démographique et transmission génétique dans le nord-est de la province de Québec (18<sup>e</sup>-20<sup>e</sup>s.) », *Revue européenne de démographie/European Journal of Population*, 4 : 39-67

BOUCHARD G. et J. Larouche

1987 « Paramètres sociaux de la reproduction familiale au Saguenay (1842-1911) », *Sociologie et sociétés*, XIX, 1 : 133-144.

BOUCHARD G., J. Morissette et K. Kouladjian

1987 « La statistique agrégée des patronymes du Saguenay et de Charlevoix comme indicateurs de la structure de la population (19<sup>e</sup>-20<sup>e</sup> siècles) », *Cahiers québécois de démographie*, 16, 1 : 67-98.

- BOUCHARD G., R. Roy et B. Casgrain  
1985 *Reconstruction automatique des familles. Le système SOREP*. 2 vol. Chicoutimi : SOREP.
- BOYCE A.J., C.F. Kuchemann et G.A. Harrison  
1968 « Neighbourhood knowledge and the distribution of marriage distances », *Annals of Human Genetics*, 30 : 335-338.
- BURGUIÈRE A.  
1979 « Endogamie et communauté villageoise, pratique matrimoniale à Romainville au XVII<sup>e</sup> siècle », *Annales de démographie historique* : 313-336.
- CANCE A.  
1939 *Le code de droit canonique*. Paris : Lecoffre.
- CAVALLI-SFORZA L.L.  
1958 « Some data on the genetic structure of human populations » : 389-407, in *Proceedings of the Tenth International Congress of Genetics*. Vol. 1. Toronto : University of Toronto Press.
- DAUMARD A.  
1970 *Les bourgeois de Paris au XIX<sup>e</sup> siècle*. Paris : Flammarion.
- FOURNIER D.  
1983 « Consanguinité et sociabilité dans la zone de Montréal au début du siècle », *Recherches sociographiques*, XXIV, 3 : 307-323.
- GANIAGE J.  
1963 *Trois villages d'Île-de-France au XVIII<sup>e</sup> siècle. Étude démographique*. Paris : Presses Universitaires de France.
- GAUTHIER E. et L. Henry  
1958 *La population de Crylai. Paroisse de Normandie. Étude historique*. Paris : Presses Universitaires de France.
- GIRARD A.  
1964 *Le choix du conjoint. Une enquête psycho-sociologique en France*. Paris : Presses Universitaires de France.
- GRADIE M.  
1986 « Spatial and temporal trends in inbreeding in the Saguenay region of Québec ». Paper presented at the annual conference of the American Association of Physical Anthropologists, Albuquerque (New-Mexico, April).
- GRADIE M., L. Jorde et G. Bouchard  
1988 « The genetic structure of the Saguenay, 1852-1911 », *American Journal of Physical Anthropology*, 77 : 321-333.
- HAZELRIGG L. et J. Lopreato  
1972 « Heterogamy, inter-class mobility and socio-political attitudes in Italy », *American Sociological Review*, 37 : 264-277.
- HÉRITIER F.  
1981 *L'exercice de la parenté*. Paris : Gallimard et Éditions du Seuil.
- JACQUARD A. et M. Segalen  
1971 « Choix du conjoint et homogamie », *Population*, 26, 3 : 487-498.

- JOHNSTON R.J. et P.J. Perry  
 1972 « Déviation directionnelle dans les aires de contact. Deux exemples de relations matrimoniales dans la France rurale du XIX<sup>e</sup> siècle ». *Études rurales*, 46 : 23-33.
- KATZ A.M. et R. Hill  
 1959 « Residential propinquity and marital selection : a review of theory, method and fact ». *Marriage and Family Living*, XX : 27-35.
- LABERGE C.  
 1967 « La consanguinité des Canadiens français ». *Population*, 22, 5 : 861-896.
- LACHANCE M., G. Bouchard et R. Roy  
 1985 *Nouvelle table synchronique des équivalences et divisions territoriales de la région du Saguenay*. Chicoutimi : SOREP.
- LAFON J.  
 1973 *Régimes matrimoniaux et mutations sociales. Les époux bordelais 1450-1550*. Paris et La Haye : Mouton.
- LAMAISON P.  
 1979 « Les stratégies matrimoniales dans un système complexe de parenté : Ribennes en Gévaudan (1650-1830) ». *Annales Économies, Sociétés, Civilisations*, 34, 4 : 721-743.
- LÉVI-STRAUSS C.  
 1967 *Les structures élémentaires de la parenté*. Paris : Mouton.
- MATHIEU J., C. Cyr, G. Dinel *et al.*  
 1981 « Les alliances matrimoniales exogames dans le gouvernement de Québec 1700-1760 ». *Revue d'Histoire de l'Amérique française*, 35, 1 : 3-32.
- NORIO R.  
 1981 « Diseases of Finland and Scandinavia » : 359-415, in H. Rothschild (éd.), *Biocultural Aspects of Disease*. New York : Academic Press.
- PERRY P.J.  
 1969 « Working class isolation and mobility in rural Dorset, 1837-1936 : a study of marriage distances ». *Transactions, Institute of British Geographers*, XLVI : 121-141.
- SEGALEN M.  
 1985 *Quinze générations de Bas-Bretons*. Paris : Presses Universitaires de France.
- SERRA A. et A. Soini  
 1959 « La consanguinité d'une population ». *Population*, 14<sup>e</sup> année, 1 : 47-72.
- SPUHLER J.N.  
 1961 « Migration into the human breeding population of Ann Arbor, Michigan, 1900-1950 ». *Human Biology*, 33 : 223-225.
- SUTTER J.  
 1958 « Évolution de la distance séparant le domicile des futurs époux (Loir-et-Cher 1870-1954; Finistère 1911-1953) ». *Population*, 13<sup>e</sup> année, 2 : 227-258.  
 1968 « Fréquence de l'endogamie et ses facteurs au XIX<sup>e</sup> siècle ». *Population*, 23<sup>e</sup> année, 2 : 303-324.



- SWEDLUND A., H. Temkin et R. Meindl  
 1976 « Population Studies in the Connecticut Valley : Prospectus » : 75-93, in R.H. Ward et K.M. Weiss (éd.), *The Demographic Evolution of Human Populations*. London, New York, San Francisco : Academic Press.
- TILLY C.  
 1964 *The Vendée*. Cambridge, Mass. : Harvard University Press.
- VU TIEN KHANG et A. Sevin  
 1977 *Choix du conjoint et patrimoine génétique. Étude de quatre villages du Pays de Sault de 1740 à nos jours*. Paris : Éditions du C.N.R.S.
- VERDON M.  
 1973 *Anthropologie de la colonisation au Québec*. Montréal : Presses de l'Université de Montréal.
- WORKMAN P.L., J.H. Mielke et H.R. Nevanlinna  
 1976 « The Genetic Structure of Finland », *American Journal of Physical Anthropology*, 44, 2 : 341-368.

## RÉSUMÉ/ABSTRACT

### *Les alliances conjugales au Saguenay Paramètres géographiques et sociaux (1842-1921)*

Prenant pour cadre la région du Saguenay (Québec) entre 1842 et 1921, cet article analyse quelques paramètres géographiques et sociaux de l'alliance conjugale, considérée ici comme témoin d'éventuelles mutations socio-culturelles. L'accent est mis sur la mesure de l'endogamie et de la consanguinité. Dans l'ensemble, la proportion des mariages endogames (60,6 %) est relativement stable durant la période ; celle des mariages consanguins (9,9 %) également. La consanguinité se distribue assez également aussi parmi les catégories socio-professionnelles, même lorsqu'on fait intervenir le degré de consanguinité. On ne voit pas d'indication de mariages préférentiels sur la base de la parenté. Les mêmes variables ont été étudiées sur les remariages, avec des résultats sensiblement différents.

*Conjugal Alliances in the Saguenay Area  
Geographical and Social Parameters (1842-1921)*

The subject of this study is the Saguenay population (Québec) between 1842 and 1921. We have analysed spatial and social parameters of the conjugal choice, taken as an indicator of sociocultural change in this society. The paper focuses on endogamy and consanguinity. In the overall, the proportion of endogamous unions (60.6 %) is quite stable over the period. So is the proportion of consanguineous marriages (9.9 %). This figure does not vary much either across occupational groups. Besides, there was no preferential mating pattern on the basis of kinship. The same variables have been studied with remarriages. The results were notably different.

*Gérard Bouchard  
Centre interuniversitaire SOREP  
Université du Québec à Chicoutimi  
555, boul. de l'Université  
Chicoutimi (Québec)  
Canada G7H 2B1*