

Michel Oris, Guy Brunet, Eric Widmer &
Alain Bideau (éds)

Les fratries

Une démographie sociale
de la germanité

Tiré à part



PETER LANG

Bern • Berlin • Bruxelles • Frankfurt am Main • New York • Oxford • Wien

ISBN 978-3-03911-255-5

© Peter Lang SA, Editions scientifiques internationales, Berne 2007
Hochfeldstrasse 32, Postfach 746, CH-3000 Berne 9; info@peterlang.com, www.peterlang.com, www.peterlang.net

Variations familiales du rapport de masculinité à la naissance dans la population du Saguenay-Lac-St-Jean (Québec, Canada), 1850-1971

Marc TREMBLAY, Hélène VÉZINA et Louis HOUDE*

1. Introduction

A la naissance, les proportions de garçons et de filles varient sensiblement selon les populations. En moyenne cependant, lorsque les effectifs en présence sont suffisamment grands, on estime que la proportion de naissances masculines tourne habituellement autour de 51,2%, pour un rapport de masculinité à la naissance (RMN) de 105 garçons pour 100 filles (Cavalli-Sforza et Bodmer 1971; Pressat 1983; Henry et Blum 1988; Caselli et Vallin 2001). Plusieurs auteurs de diverses disciplines se sont intéressés à ce phénomène, en cherchant particulièrement à comprendre les raisons pouvant expliquer les fluctuations du RMN d'une population à l'autre (voir, entre autres, Teitelbaum 1972; James 1987; Chahnazarian 1988; Sieff 1990). De nombreux facteurs biologiques, environnementaux, démographiques, socioculturels et socio-économiques ont été examinés et analysés afin de déceler les déterminants les plus significatifs du sexe des enfants à naître.

Dans la foulée de ces travaux, nous avons effectué récemment une étude portant sur les variations du rapport de masculinité à la naissance dans la population de la région du Saguenay-Lac-St-Jean (Québec, Cana-

* Groupe de recherche interdisciplinaire en démographie et épidémiologie génétique, Université du Québec à Chicoutimi. Les auteurs remercient Mario Bourque (Projet BALSAC), Diane Brassard, Lise Gobeil et Eve-Marie Lavoie pour leur soutien technique. Cette étude a reçu l'appui financier du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada et du Fonds pour la formation des chercheurs et l'aide à la recherche du Québec.

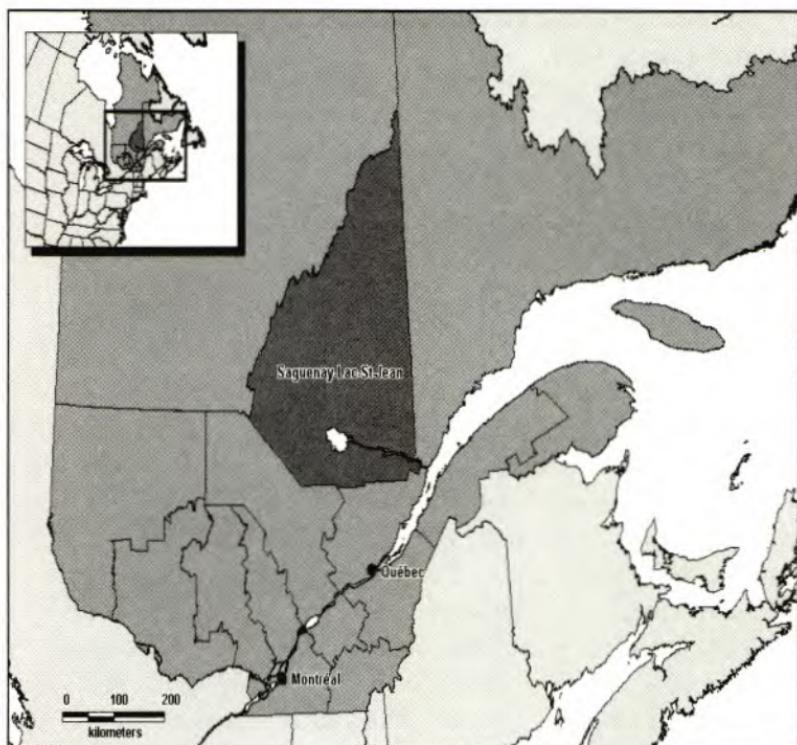
da) (Tremblay *et al.* 2003). Des valeurs élevées du RMN ont notamment été constatées parmi les naissances survenues au sein de cette population durant la deuxième moitié du XIX^e siècle (moyenne de 109 garçons pour 100 filles pour cette période). Après 1900, les valeurs du RMN sont devenues un peu plus faibles, tout en demeurant relativement élevées jusqu'au début des années 1970. A ce sujet, des études portant sur l'évolution du RMN au cours du dernier demi-siècle ont montré une baisse significative du RMN en Amérique du Nord et en Europe (Davis *et al.* 1998; Gresch *et al.* 2003). Les causes précises de cette baisse demeurent toutefois méconnues et elles sont sans doute multifactorielles. Par ailleurs, une analyse des fluctuations saisonnières du RMN a montré une surmasculinité relative pour les naissances saguenayennes de mars (1,09) et juin (1,08). Des variations similaires, mais pas nécessairement pour les mêmes mois ou les mêmes saisons, ont été observées dans certaines populations (James 1987; Lerchl 1998; Nonaka *et al.* 1998, 1999). Les intervalles protogénésiques courts sont également associés à des valeurs élevées du RMN (113 garçons pour 100 filles pour les intervalles de 8 à 9 mois), ce qui a aussi été constaté dans d'autres populations, notamment celle de la vallée du St-Laurent au cours des XVII^e et XVIII^e siècles (Nonaka *et al.* 1998). Enfin, l'analyse des naissances saguenayennes a révélé des variations notables du RMN selon certaines composantes familiales. Ainsi, le sexe de l'enfant précédent aurait une influence significative, qui se traduit par une probabilité accrue d'avoir un garçon lorsque l'enfant précédent est aussi un garçon (des résultats analogues ont été rapportés par James (1987) et Biggar *et al.* [1999]). Des valeurs extrêmes du RMN ont aussi été observées lorsque calculées selon les noms de famille des enfants (RMN de moins de 0,80 et de plus de 1,40 pour certains patronymes).

Ces résultats nous ont incités à approfondir l'analyse des variations du RMN au sein des familles du Saguenay-Lac-St-Jean. Nous avons donc constitué, à partir des données du fichier BALSAC, un corpus de plus de 28 000 fratries composées d'enfants nés dans la région entre 1850 et 1971. Des comparaisons du RMN selon la taille et le patronyme des fratries ont été effectuées. Des analyses intergénérationnelles (RMN des fratries des sujets par rapport au RMN des fratries de leurs parents et de celles de leurs enfants) ont également permis de vérifier s'il existe des corrélations significatives entre les proportions de naissances masculines et féminines d'une génération à l'autre. Enfin, des mesures du RMN ont été effectuées

parmi l'ensemble des naissances gémellaires survenues dans la population du Saguenay-Lac-St-Jean.

2. La population du Saguenay-Lac-St-Jean et le fichier BALSAC

La région du Saguenay-Lac-St-Jean, l'une des 17 régions administratives de la province de Québec, se situe à environ 200 km au nord de la ville de Québec (carte 1). Elle couvre une superficie de plus de 98 000 km² et sa population, essentiellement concentrée de part et d'autre de la rivière Saguenay et autour du lac St-Jean, avoisine les 281 000 habitants (Institut de la statistique du Québec 2004). Cette population, en décroissance depuis une dizaine d'années, est relativement récente: le peuplement de la région ne s'est effectué qu'à partir des années 1830, avec l'établissement de pionniers en provenance d'abord de la région adjacente de Charlevoix puis d'autres régions du Québec (Pouyez et Lavoie 1983; Bouchard 1996). Dans les décennies qui suivirent, la population s'est accrue rapidement grâce à un accroissement naturel élevé (taux de croissance annuel moyen de 3,7% entre 1850 et 1950). Depuis le milieu des années 1960 cependant, la fécondité n'a presque pas cessé de décliner (ISF de 1,47 enfant par femme en 2002). En outre, la région subit des pertes migratoires qui se sont accentuées au cours des dernières années, ce qui explique la croissance négative de sa population (Institut de la statistique du Québec 2004).



Carte 1. Localisation de la région du Saguenay-Lac-Saint-Jean

Source: Centre inter-universitaire d'études québécoises, Université Laval

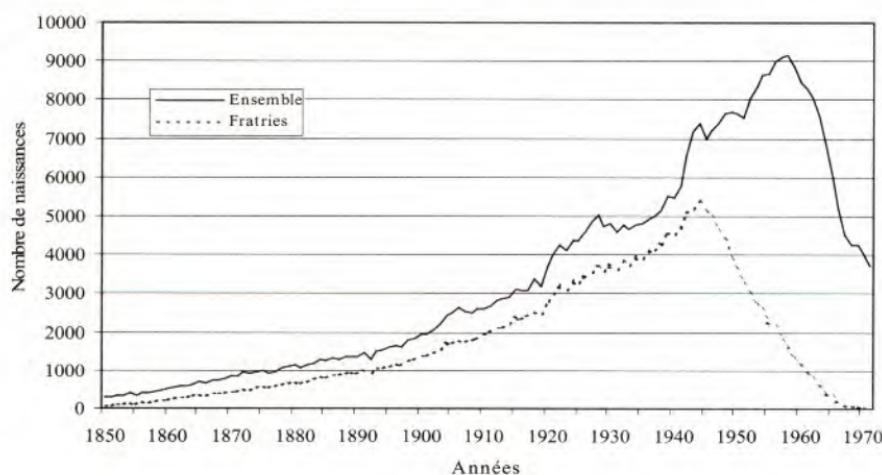
Le fichier BALSAC (Bouchard *et al.* 1991) a été construit à partir du dépouillement et du jumelage des quelque 660 000 actes de baptême, mariage et sépulture enregistrés dans la région du Saguenay-Lac-St-Jean entre 1842 et 1971. Depuis une quinzaine d'années, le fichier s'étend graduellement à l'ensemble du territoire québécois, pour les actes de mariage des XIX^e et XX^e siècles (Bouchard 2003).

3. Naissances et fratries

Les données utilisées pour cette étude concernent les 419 467 naissances vivantes (pour lesquelles la date et le sexe de l'enfant sont connues) enregistrées dans la région du Saguenay-Lac-St-Jean entre le 1^{er} janvier 1850 et le 31 décembre 1971. Pour l'analyse du RMN par fratrie et les comparaisons intergénérationnelles, seules les familles pour lesquelles la date de décès d'au moins un des deux parents est connue ou la durée d'observation est d'au moins 25 ans ont été retenues. Chacune des 28 531 fratries ainsi définies (regroupant 217 824 naissances) est associée à une seule mère et un seul père (un parent ayant eu des enfants avec plus d'un conjoint se retrouve donc à la tête de fratries distinctes).

La figure 1 présente la distribution annuelle des naissances analysées. Le nombre total de naissances augmente de façon quasi constante jusqu'au début des années 1960, puis il chute rapidement par la suite en raison, principalement, de la baisse de la fécondité. La courbe des naissances retenues pour l'analyse des fratries suit à peu près la même tendance, avec cependant une déclinaison plus précoce due aux critères de sélection de ces naissances (durée d'observation).

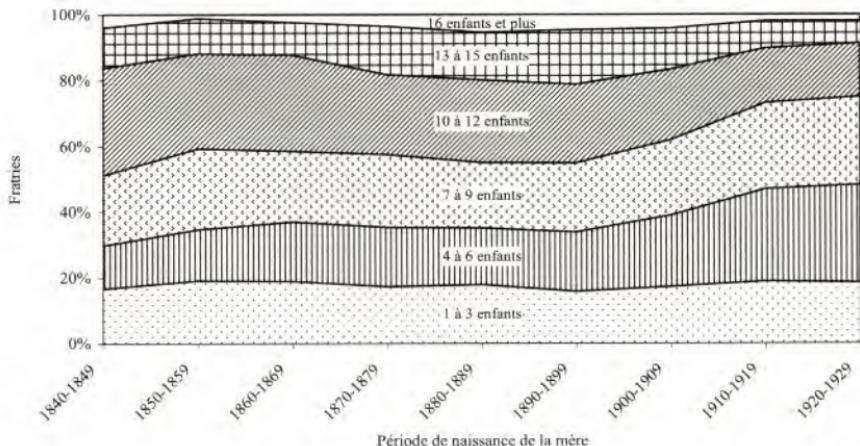
Figure 1. Distribution annuelle des naissances dans la population du Saguenay-Lac-St-Jean, 1850-1971



4. Variations du RMN selon la taille des fratries

Le nombre d'enfants par fratrie au Saguenay-Lac-St-Jean est demeuré assez élevé durant presque toute la période d'observation, comme on peut le constater à la figure 2. Quelle que soit la période de naissance des mères, près de 80% des fratries sont composées d'au moins 4 enfants. A titre comparatif, signalons que cette proportion est d'environ 23% parmi les Françaises nées en 1900 (Toulemon 2001). Pour les mères saguenayennes nées au XIX^e siècle, la proportion des fratries de 10 enfants et plus est particulièrement élevée, soit plus de 40%, dont près de la moitié avec plus de 12 enfants. La proportion des fratries de plus petite taille augmente parmi les mères nées après 1900, mais les fratries d'au moins 10 enfants représentent quand même encore près de 30% des fratries des mères nées entre 1920 et 1929. Rappelons toutefois que les mères nées après 1900 sont beaucoup plus nombreuses que celles nées au XIX^e siècle, donnant ainsi plus de poids aux fratries de moindre taille sur l'ensemble de la période d'observation.

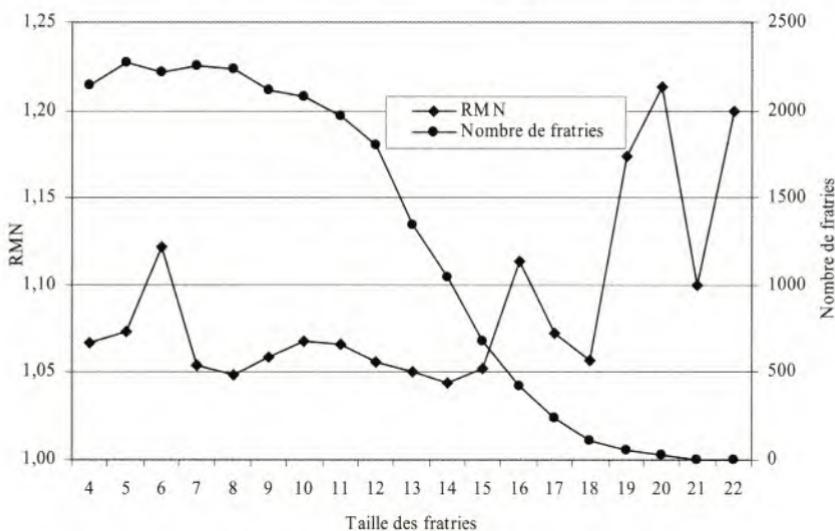
Figure 2. Distribution (%) des fratries selon le nombre d'enfants, par période de naissance de la mère



Les valeurs du RMN selon la taille des fratries apparaissent à la figure 3. Sauf quelques exceptions, le RMN se situe presque toujours au-dessus de 1,06. Des valeurs particulièrement élevées s'observent parmi les fratries

de très grande taille (19 enfants et plus) ainsi que pour les fratries de 6 et de 16 enfants. Les valeurs extrêmes des fratries de très grande taille doivent être interprétées avec prudence en raison du faible nombre de fratries concernées (moins de 1 800 naissances au total). Cependant le RMN d'une valeur de 1,11 observé parmi les 418 fratries de 16 enfants (6 688 naissances) et surtout celui de 1,12 observé parmi les 2 219 fratries de 6 enfants (13 314 naissances) constituent des résultats pour le moins inattendus.

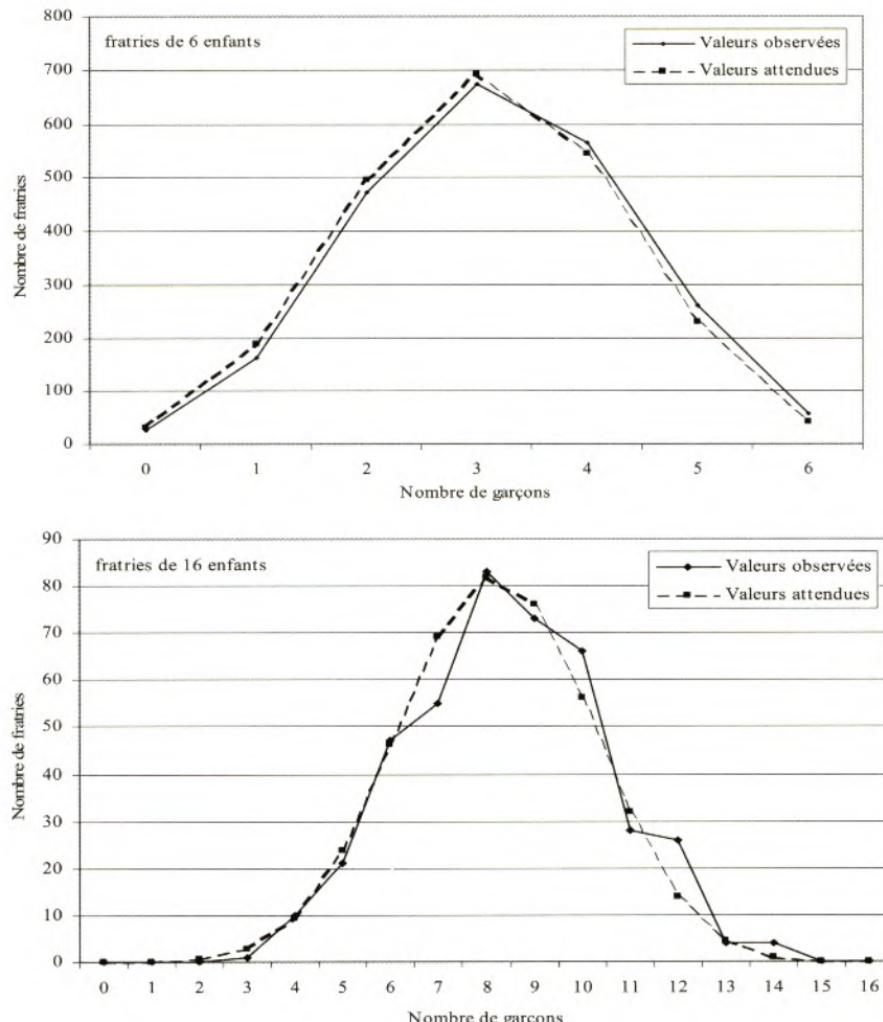
Figure 3. Rapport de masculinité à la naissance (RMN) et nombre de fratries de 4 enfants et plus, selon la taille



Nous avons donc examiné plus en détail la répartition de ces fratries de 6 et 16 enfants en fonction du nombre de garçons (figure 4). Ces distributions sont plutôt symétriques avec, tel qu'attendu, un sommet pour les fratries «équilibrées» (50% de garçons). L'asymétrie à droite, qui explique les fortes valeurs du RMN, se caractérise par des proportions relativement élevées (par rapport aux proportions correspondantes à gauche de la distribution) de fratries de 5 ou 6 garçons (sur 6 enfants) et de 10 à 14 garçons (sur 16 enfants). Il y a en effet, parmi les fratries de 6 enfants, 60% plus de fratries de 5 garçons que de fratries de 5 filles, et plus de deux fois plus de fratries exclusivement masculines que de fratries féminines. Chez

les fratries de 16 enfants, celles qui comportent au moins 10 garçons sont 1,6 fois plus nombreuses que les fratries de 10 filles ou plus; il n'y a toutefois aucune fratrie à sexe unique parmi ces familles de 16 enfants.

Figure 4. Distribution des fratries de 6 et 16 enfants, selon le nombre de garçons



Les valeurs attendues correspondent à une distribution binomiale avec $p=0,512$

Les fratries à sexe unique sont évidemment d'autant plus rares que le nombre d'enfants est élevé (tableau 1). Les tailles maximales observées parmi ces fratries unisexes sont de 12 pour les fratries masculines (une seule fratrie) et de 10 pour les fratries féminines (4 fratries). Au-delà de 4 enfants, les fratries unisexes représentent moins de 6% de l'ensemble des fratries. Sauf dans le cas des fratries de 8 enfants, le nombre de fratries masculines est toujours plus élevé que le nombre de fratries féminines. En excluant les fratries de 6 enfants et plus, le RMN calculé parmi les fratries unisexes varie de 1,11 (fratries de 4 enfants) à 1,21 (2 enfants), pour une moyenne pondérée de 1,16. Parmi les naissances des fratries de 6 enfants et plus, le RMN est de 1,59. Dans l'ensemble des fratries unisexes, qui concernent au total 7 901 naissances, il y a 121 garçons pour 100 filles.

Tableau 1. Répartition des fratries unisexes et rapport de masculinité à la naissance (RMN), selon la taille des fratries

Taille	Nombre total de fratries	Fratries unisexes						RMN
		Total		Fratries masculines		Fratries féminines		
	Nombre	%	Nombre	%	Nombre	%		
1	1707	1707	100,0	907	53,1	800	46,9	1,13
2	1848	932	50,4	511	27,7	421	22,8	1,21
3	1960	518	26,4	277	14,1	241	12,3	1,15
4	2144	260	12,1	137	6,4	123	5,7	1,11
5	2268	121	5,3	66	2,9	55	2,4	1,20
6	2219	83	3,7	57	2,6	26	1,2	2,19
7	2255	41	1,8	23	1,0	18	0,8	1,28
8	2239	21	0,9	9	0,4	12	0,5	0,75
9	2111	6	0,3	4	0,2	2	0,1	2,00
10	2080	9	0,4	5	0,2	4	0,2	1,25
11	1971	2	0,1	2	0,1	0	0,0	---
12	1808	1	0,1	1	0,1	0	0,0	---
Total	24610	3701	15,0	1999	8,1	1702	6,9	1,21

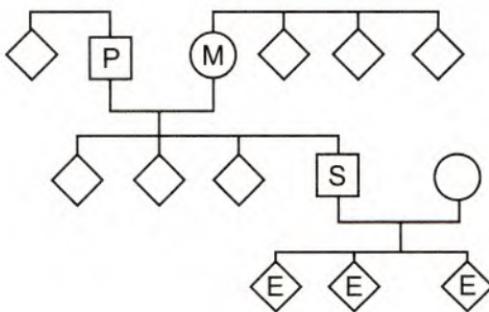
Nous avons enfin vérifié si la composition patronymique de ces familles à sexe unique différait sensiblement de celle observée parmi l'ensemble des fratries. Les résultats obtenus (non montrés) n'ont révélé aucune diffé-

rence significative parmi les sept patronymes les plus fréquents dans la région du Saguenay-Lac-St-Jean.

5. Comparaisons intergénérationnelles

Les comparaisons intergénérationnelles effectuées pour cette étude se situent à deux niveaux (figure 5). Nous avons d'abord comparé la situation observée parmi les fratries de tous les sujets pour lesquels nous disposions des informations nécessaires, à celle des fratries de leurs parents. Les fratries des sujets ont ensuite été comparées à celles de leurs enfants. Dans les deux cas, les valeurs du taux de masculinité à la naissance (TMN) ont été utilisées pour les analyses statistiques, car la distribution du TMN est très proche de celle de la loi normale (Tremblay *et al.* 2003). Enfin, seules les fratries composées d'au moins 4 enfants ont été retenues pour ces comparaisons.

Figure 5. Comparaisons intergénérationnelles



S=sujet, P=père du sujet, M=mère du sujet, E=enfants du sujet

Pour les comparaisons sujets-parents, une régression logistique a été effectuée sur le sexe du sujet, en fonction des valeurs du TMN dans la fratrie de son père et dans celle de sa mère. Aucun lien significatif n'a été

observé entre ces variables ($p=0,76$ pour les fratries paternelles, $p=0,21$ pour les fratries maternelles, $n=12\ 753$). Du côté des comparaisons sujets-enfants, un coefficient de corrélation a été mesuré entre le TMN dans la fratrie du sujet et le TMN parmi les enfants du sujet. Les résultats obtenus n'ont montré aucun lien significatif ($r=8,8 \times 10^{-4}$, $p=0,89$, $n=26\ 048$).

Nous avons poussé un peu plus loin ces comparaisons intergénérationnelles en examinant la situation particulière des fratries unisexes. Plus précisément, la distribution selon le sexe des enfants des sujets issus de fratries unisexes a été comparée à celle de l'ensemble des autres sujets (tableau 2). Inversement, la distribution des garçons et des filles parmi les fratries des sujets qui n'ont eu que des garçons ou que des filles a été comparée à celle des autres sujets (tableau 3). Dans les deux cas, aucune différence significative n'a été observée entre les deux distributions.

Tableau 2. Comparaison de la distribution des garçons et filles des sujets issus de fratries féminines ou masculines avec celle des autres sujets

		Fratries des sujets	
		<i>fratries féminines</i>	<i>autres fratries</i>
Enfants des sujets	<i>G</i>	575	122 214
	<i>F</i>	522	115 338
	<i>rmn</i>	1,102	1,060

Chi2 = 0,3721 $p = 0,5419$

		Fratries des sujets	
		<i>fratries masculines</i>	<i>autres fratries</i>
Enfants des sujets	<i>G</i>	655	122 134
	<i>F</i>	583	115 277
	<i>rmn</i>	1,123	1,059

Chi2 = 0,9987 $p = 0,3176$

Tableau 3. Comparaison de la distribution des garçons et filles
parmi les fratries des sujets qui n'ont eu que des garçons ou que des filles
avec celle des autres sujets

		Enfants des sujets	
		<i>fratries féminines</i>	<i>autres fratries</i>
Fratries des sujets	<i>G</i>	1 486	143 817
	<i>F</i>	1 395	135 577
	<i>rmn</i>	1,065	1,061

Chi2 = 0,0087 *p* = 0,9258

		Enfants des sujets	
		<i>fratries masculines</i>	<i>autres fratries</i>
Fratries des sujets	<i>G</i>	1 792	143 511
	<i>F</i>	1 770	135 202
	<i>rmn</i>	1,012	1,061

Chi2 = 1,9195 *p* = 0,1659

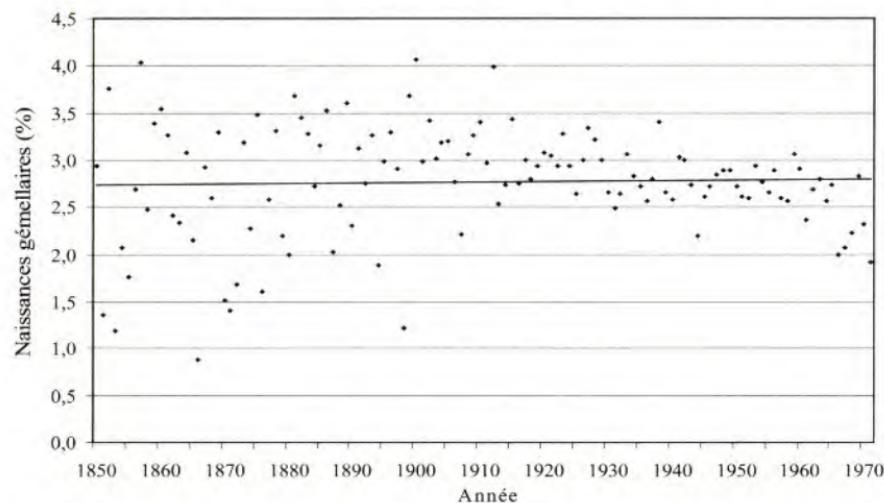
6. Un cas particulier: les naissances gémellaires

Environ 1,4% de l'ensemble des accouchements enregistrés dans la population du Saguenay-Lac-St-Jean entre 1850 et 1971 sont des accouchements gémellaires. Cette proportion est semblable à celle de l'ensemble de la population québécoise (Duchesne 2002) et elle est légèrement plus élevée que celle observée au cours des dernières années dans la plupart des pays occidentaux (Pison 2000). Parmi ces 5 823 accouchements gémellaires, 77 (soit 1,3%) concernent des triplets. Au total, 11 655 enfants¹ sont issus de ces accouchements (2,8% des naissances), dont 6 011 garçons et 5 644 filles (RMN=1,065). Cette proportion de naissances multiples est

1 Ce nombre exclut 68 enfants de sexe inconnu.

demeurée relativement stable au cours de la période étudiée, sauf peut-être durant les 50 premières années, où les effectifs sont plus faibles (figure 6). De 1850 à 1912, la proportion de naissances gémellaires a varié entre 0,9% et 4,1%. Par la suite, cette proportion a oscillé entre 1,9% et 3,4%.

Figure 6. Proportion (%) des naissances gémellaires selon l'année



Le tableau 4 présente la distribution des accouchements gémellaires (jumeaux et triplets) selon le sexe des enfants. Si l'on suppose que la proportion des accouchements de jumeaux identiques (monozygotes) parmi l'ensemble des accouchements est d'environ 0,4% (Pison 2000; Duchesne 2002), la distribution observée des jumeaux selon le sexe est similaire à la distribution attendue (soit 33% de GG, 31% de FF et 36% de GF). On note toutefois un RMN assez élevé, soit 112 garçons pour 100 filles, parmi les paires de jumeaux de même sexe. La distribution des triplets est plus difficile à interpréter, en raison, d'une part, du faible nombre de cas et, d'autre part, du manque d'informations sur les distributions théoriques de ces enfants selon les diverses combinaisons possibles (trois garçons, deux garçons et une fille, deux filles et un garçon, trois filles). On remarque toutefois une nette prédominance des filles parmi ces triplets. Au total, il y a 133 filles contre seulement 98 garçons (soit un RMN de 0,74) parmi les 231 enfants issus de ces 77 accouchements.

Tableau 4. Distribution des accouchements gémellaires selon le sexe des enfants

Sexe des enfants	N	%
GG	1923	33,9
FF	1722	30,3
GF	2033	35,8
Total jumeaux	5678*	100
GGG	15	19,5
GGF	16	20,8
GFF	21	27,3
FFF	25	32,5
Total triplets	77	100

* Ce nombre exclut 68 cas où le sexe d'un des deux enfants est inconnu

Tableau 5. Distribution des fratries avec au moins un accouchement gémellaire, selon le nombre d'accouchements gémellaires

Nombre d'accouchements gémellaires	N	%
1	4760	90,86
2	401	7,65
3	64	1,22
4	8	0,15
5	1	0,02
6	3	0,06
7	2	0,04
Total	5239	100

La plupart (soit près de 91%) des fratries qui comportent au moins une paire de jumeaux (ou des triplets) n'en comportent en fait qu'une seule (tableau 5). Un peu moins de 8% de ces fratries comprennent deux accouchements gémellaires, alors que moins de 2% en comptent trois ou plus. La plus grande fréquence d'accouchements gémellaires au sein d'une même fratrie est de 7 (deux fratries).

Tableau 6. Distribution des fratries comportant deux accouchements gémellaires, selon le sexe des jumeaux dans chaque accouchement

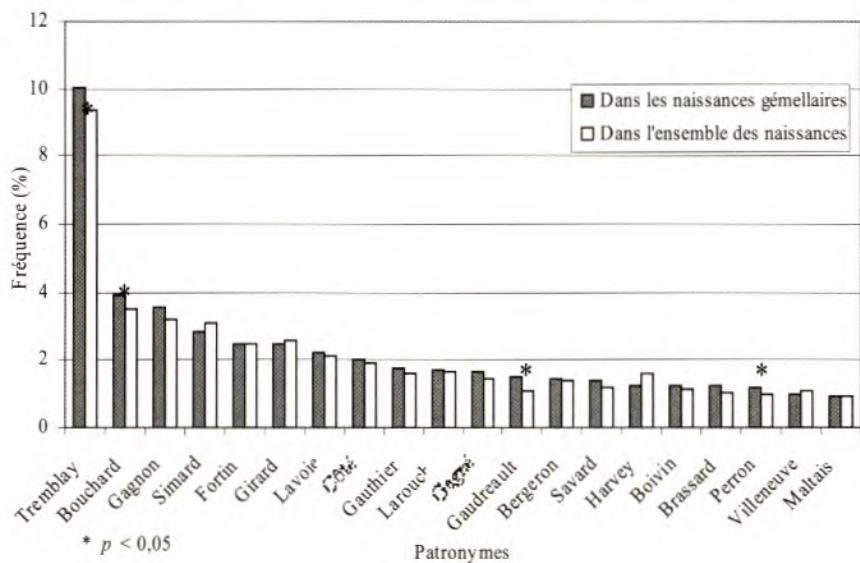
		<i>2^e accouchement</i>			<i>Total</i>
		GG	GF	FF	
<i>1^{er} accouchement</i>	n	38	47	30	115
	% total	9,8	12,1	7,7	29,6
	% marginal	33,0	40,9	26,1	100
	n	55	67	35	157
	% total	14,2	17,3	9,0	40,5
	% marginal	35,0	42,7	22,3	100
	n	23	53	40	116
	% total	5,9	13,7	10,3	29,9
	% marginal	19,9	45,7	34,5	100
Total	n	116	167	105	388 *
	% total	29,9	43,1	27,0	100,0

* Ce nombre exclut 13 cas où le sexe d'un des deux enfants est inconnu

Les fratries à deux accouchements gémellaires ont fait l'objet d'une analyse plus détaillée visant à déterminer s'il existe un lien entre le sexe des enfants du premier accouchement gémellaire et celui des enfants du deuxième accouchement gémellaire. Les résultats de cette analyse sont présentés au tableau 6. Ces résultats montrent en premier lieu que la distribution des jumeaux du deuxième accouchement n'est pas indépendante de celle du premier accouchement ($p=0,0450$). Les fratries où le premier accouchement de jumeaux est composé de deux filles (FF) et le deuxième accouchement de deux garçons (GG) sont proportionnellement beaucoup moins nombreuses (5,9%) par rapport à la distribution attendue sous l'hypothèse d'indépendance (9,0%). Si l'on compare la distribution de ces 116 fratries FF (premier accouchement) selon le sexe des enfants du deuxième accouchement (23 GG, 53 GF et 40 FF) à la distribution attendue selon les valeurs théoriques, soit 38 GG (33%), 42 GF (36%) et 36 FF (31%), on constate également une nette différence entre les deux distributions ($p=0,0083$). La distribution des 162 fratries où le premier accouchement de jumeaux est mixte (GF) selon le sexe des enfants du deuxième accou-

chement est aussi significativement différente de la distribution attendue ($p=0,0503$). Notons enfin que les fréquences de jumeaux de même sexe sont un peu plus faibles parmi ces fratries à deux accouchements de jumeaux (58,2 %) que dans l'ensemble des fratries comportant au moins un accouchement de jumeaux (64,2%). Le poids relatif des jumelles (49% des paires de jumeaux de même sexe) est cependant un peu plus élevé dans ces fratries à deux accouchements de jumeaux.

*Figure 7. Fréquence (%) des 20 patronymes les plus répandus
parmi l'ensemble des naissances et parmi les naissances gémellaires*



Une dernière analyse des naissances gémellaires a porté sur la structure patronymique de ces naissances dans la population du Saguenay-Lac-St-Jean (figure 7). Quatre des vingt patronymes les plus fréquents se retrouvent selon une proportion significativement plus élevée parmi les naissances gémellaires que parmi l'ensemble des naissances ($p<0,05$). Parmi ces quatre patronymes, on compte les deux plus répandus au Saguenay-Lac-St-Jean, soit Tremblay (9,4% des naissances et 10,1% des naissances gémellaires) et Bouchard (3,5% et 3,9% respectivement).

7. Conclusion

Peu de populations offrent la possibilité de mesurer les variations familiales d'un phénomène sur plus d'une génération. La population du Saguenay-Lac-St-Jean est l'une des rares populations qui dispose d'une reconstitution complète de ses familles depuis ses origines et sur une période continue de plus de 130 ans. Les données de ces reconstitutions familiales ont permis d'analyser les variations du rapport de masculinité à la naissance au sein des fratries saguenayennes et d'effectuer certaines comparaisons intergénérationnelles.

L'analyse selon la taille des fratries a montré que les valeurs du RMN observées parmi les fratries de 6 et de 16 enfants sont nettement plus élevées que la valeur attendue. Ces résultats ne se traduisent cependant pas par une asymétrie très prononcée dans la distribution de ces fratries selon le nombre de garçons et de filles. On ne retrouve pas, par exemple, de fratries entièrement masculines parmi les fratries de 16 enfants. Chez les fratries de 6 enfants toutefois, le nombre de fratries masculines est deux fois plus élevé que le nombre de fratries féminines. En fait, de façon générale, les fratries de garçons sont nettement plus fréquentes que les fratries de filles, et le RMN a tendance à augmenter avec la taille des fratries. Ces résultats ne sont sans doute pas sans lien avec le fait que la probabilité d'avoir un garçon devient plus élevée lorsque des garçons sont déjà présents dans la fratrie et que cette probabilité augmente avec le nombre de garçons déjà nés (James 1987; Biggar *et al.* 1999).

Les comparaisons intergénérationnelles du RMN n'ont fait ressortir aucune tendance significative. Selon nos résultats, les proportions de garçons ou de filles observées parmi les fratries d'une génération donnée ne seraient donc pas liées aux proportions correspondantes parmi les fratries de la génération précédente et elles n'auraient aucune influence sur celles des fratries de la génération suivante. Il faut donc conclure à l'absence d'un lien intergénérationnel pour ce qui concerne le RMN dans la population du Saguenay-Lac-St-Jean. Des conclusions similaires ont été rapportées par Curtsinger *et al.* (1983), dans une étude sur la population de la ville d'Akita, au Japon.

Enfin, l'analyse des naissances gémellaires a révélé quelques résultats intéressants. Le RMN calculé en rapportant le nombre de jumeaux (GG) au nombre de jumelles (FF) est particulièrement élevé (112 garçons pour

100 filles), par comparaison au RMN calculé à partir de l'ensemble des naissances (1,07). Selon certaines études, la proportion de garçons parmi les jumeaux monozygotes serait de l'ordre de 40%, soit un RMN de 0,67 (James 1980; Steinman 2001). En supposant que cette proportion est la même pour les naissances saguenayennes et que la proportion de jumeaux monozygotes parmi l'ensemble des jumeaux de même sexe est d'environ 45%, le RMN des autres jumeaux de même sexe (dizygotes) devrait être de l'ordre de 172 garçons pour 100 filles, ce qui est pour le moins étonnant. D'autre part, parmi les familles comportant deux accouchements de jumeaux, la distribution selon le sexe des enfants issus du deuxième accouchement ne serait pas indépendante de celle des enfants issus du premier accouchement. Cette constatation rejouit, dans une certaine mesure, celle qui avait été faite parmi l'ensemble des naissances saguenayennes, à propos de l'influence du sexe de l'enfant précédent (Tremblay *et al.* 2003). Si les facteurs génétiques qui exercent un rôle quelconque sur la gémellité ainsi que sur la distribution selon le sexe des jumeaux ne sont pas tous très bien connus, il est certain qu'il existe une composante héréditaire de ce phénomène. Une analyse plus approfondie des fratries à plusieurs accouchements multiples, effectuée par exemple à l'aide de données extraites des arbres généalogiques des parents concernés, pourrait apporter un nouvel éclairage sur cette question.

Bibliographie

- BIGGAR, R. J., WOHLFAHRT, J., WESTERGAARD, T. & MELBYE, M., 1999, «Sex ratios, family size, and birth order». *American Journal of Epidemiology*. 150 (9), pp. 957-962.
- BOUCHARD, G., 1996, *Quelques arpents d'Amérique. Population, économie, famille au Saguenay, 1838-1971*. Montréal, Boréal, 635 p.
- , 2003, *Projet BALSAC – Rapport annuel 2002-2003*, Chicoutimi.
<http://www.uqac.ca/balsac>
- BOUCHARD, G., ROY, R., CASGRAIN, B. & BOURQUE, M., 1991, «L'état civil saguenayen et la reconstitution automatique des familles à l'aide du système SOREP», in BOUCHARD, G. & DE BRAEKELEER, M. (eds), *Histoire d'un génome, Population et génétique dans l'Est du Québec*. Québec: Presses de l'Université du Québec, pp. 21-46.

- CASELLI, G. & VALLIN, J., 2001, «Dynamique de la population: mouvement et structure», in CASELLI, G., VALLIN, J. & WUNSCH, G. (eds), *Démographie: analyse et synthèse*. Volume I: *La dynamique des populations*. Paris: Ined, pp. 35-79.
- CAVALLI-SFORZA, L. & BODMER, W. F., 1971, *The Genetics of Human Populations*. San Francisco: Freeman, 965 p.
- CHAHNAZARIAN, A., 1988, «Determinants of the sex ratio at birth: review of recent literature». *Social Biology*, 35 (3-4), pp. 214-235.
- CURTSINGER, J. W., ITO, R. & HIRAIKUMI, Y., 1983, «A two-generation study of human sex-ratio variation». *American Journal of Human Genetics*, 35, pp. 951-961.
- DAVIS, D. L., GOTTLIEB, M. B. & STAMPNITZKY, J. R., 1998, «Reduced ratio of male to female births in several industrial countries: a sentinel health indicator?». *Journal of the American Medical Association*, 279, pp. 1018-1023.
- DUCHESNE, L., 2001, *La situation démographique au Québec, bilan 2001*. Institut de la statistique du Québec: Publications du Québec.
- GRECH, V., VASSALO-AGIUS, P. & SAVONA-VENTURA, C., 2003, «Secular trends in sex-ratio at birth in North America and Europe over the second half of the 20th century». *Journal of Epidemiology and Community Health*, 57(8), pp. 612-615.
- HENRY, L. & BLUM, A., 1988, *Techniques d'analyse en démographie historique*. Paris: Ined, 180 p.
- INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC, 2004,
<http://www.stat.gouv.qc.ca/donstat/demograp/regional/203.htm> (page consultée le 1^{er} mars 2004).
- JAMES, W. H., 1980, «Sex ratio and placentation in twins». *Annals of Human Biology*, 7, pp. 273-276.
- , 1987, «The human sex ratio. Part 1: a review of the literature». *Human Biology*, 59 (5), pp. 721-752.
- LERCHL, A., 1998, «Seasonality of sex ratio in Germany». *Human Reproduction*, 13 (5), pp. 1401-1402.
- NONAKA, K., DESJARDINS, B., CHARBONNEAU, H., LÉGARÉ, J. & MIURA, T., 1998, «Marriage season, promptness of successful pregnancy and first-born sex ratio in a historical natural fertility population – evidence for sex-dependent early pregnancy loss?». *International Journal of Biometeorology*, 42 (2), pp. 89-92.
- , 1999, «Human sex ratio at birth and mother's birth season: multivariate analysis». *Human Biology*, 71 (5), pp. 875-884.
- PISON, G., 2000, «Près de la moitié des jumeaux naissent en Afrique». *Population et sociétés*, 360, Ined.
- POUYEZ, C. & LAVOIE, Y., 1983, *Les Saguenayens. Introduction à l'histoire des populations du Saguenay, XVI^e-XX^e siècles*. Québec: Presses de l'Université du Québec, 386 p.
- PRESSAT, R., 1983, *L'analyse démographique*. Paris: PUF, 295 p.
- SIEFF, D. F., 1990, «Explaining biased sex ratios in human populations: a critique of recent studies». *Current Anthropology*, 31 (1), pp. 25-48.
- STEINMAN, G., 2001, «Mechanisms of twinning – IV. Sex preference and lactation». *The Journal of Reproductive Medicine*, 46 (11), pp. 1003-1007.
- TEITELBAUM, M. S., 1972, «Factors associated with the sex ratio in human populations», in HARRISON, G. A. & BOYCE, A. J. (eds), *The Structure of Human Populations*. Londres: Oxford University Press, pp. 90-109.

- TOULEMON, L., 2001, «Combien d'enfants, combien de frères et sœurs depuis cent ans?». *Population et Sociétés*, 374, Ined.
- TREMBLAY, M., VÉZINA, H. & HOUDE, L., 2003, «Déterminants démographiques du rapport de masculinité à la naissance dans la population du Saguenay (Québec, Canada)». *Population*, 58 (3), pp. 427-439.