

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC A MONTRÉAL

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAITRISE EN BIOLOGIE

par

MIREILLE BOISVERT

MORTALITÉ INFANTILE ET CONSANGUINITÉ DANS UNE

POPULATION ISOLÉE DU QUÉBEC

SEPTEMBRE 1992

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.04-2020). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

A mon époux, à mes parents et amis
qui m'ont appuyée et encouragée à
poursuivre ce travail.

Remerciements

Nous tenons tout d'abord à exprimer toute notre gratitude et nos plus vifs remerciements à Francine M. Mayer, notre directrice de recherche, pour ses judicieux conseils, ses encouragements, sa disponibilité, et son soutien constant tout au long de ce travail, ainsi que pour la lecture attentive et avisée qu'elle en a faite.

Nous tenons aussi à remercier nos aviseurs, Karen Messing et Guy Huel, pour leurs remarques pertinentes en ce qui a trait à notre projet de mémoire; Monsieur Huel, pour les discussions fructueuses sur les aspects statistiques de l'approche, et pour nous avoir permis d'utiliser son algorithme d'appariement et y avoir apporté les modifications nécessaires aux besoins de notre analyse.

Nos remerciements vont aussi à toute l'équipe EDYPH, avec qui il a été agréable de travailler: à Yolande Lavoie, pour ses avis et commentaires sur certains aspects démographiques de ce travail; à Eric Labelle, qui a développé les outils informatiques indispensables à la réalisation de cette étude, pour sa patience et sa disponibilité; à Carole Landry, pour sa collaboration consciencieuse lors du dépouillement des recensements nominatifs; à Richard Lalou et à Philippe Pirot, pour les échanges et les discussions stimulantes que nous avons eues.

Nos remerciements s'adressent également à Pierre Philippe qui nous a permis d'utiliser son fichier concernant la population de l'Île-aux-Coudres. A

SOREP, qui nous a donné accès à ses données, et plus particulièrement à Marc St Hilaire et à René Jetté qui nous ont permis de solutionner un certain nombre de "cas". Au P.R.D.H., et plus particulièrement à Bertrand Desjardins qui a bien voulu consacrer de son temps pour vérifier certaines données. A Jacques Pelchat, curé de l'Ile-aux-Coudres, qui nous a aimablement transmis des renseignements concernant les registres paroissiaux. A Marc Adéard Tremblay, qui a mis à notre disposition le fichier Le Querrec. A Marc De Braekeleer, pour les informations qu'il nous a communiquées.

A Esther Létourneau, du Bureau de la Statistique du Québec. A Lucie Charron (CLSC, Ile-aux-Coudres) et à Louise Rochette (DSC Enfant Jésus), qui nous ont transmis des précisions concernant les services offerts à la population de l'île par le CLSC et le DSC.

Au personnel de la bibliothèque, et plus particulièrement à Jean Juneau, à Denise Carrière et à Guy Bordeleau, qui nous ont facilité la tâche de consultation, pour leur efficacité et leur disponibilité, ainsi qu'à Micheline Fréchette (documentaliste au département de démographie de l'Université de Montréal). A Daniel Coderre et à Ginette Lozeau qui nous ont orientée dans les dédales administratifs des demandes de Bourse, et des exigences du programme.

Ce travail a été réalisé en partie, grâce à une Bourse d'étude du Fonds FCAR, et à une subvention du même Fonds (programme équipe) octroyée à F.M. Mayer, Y. Lavoie et P. Philippe.

Résumé

Des études antérieures ont démontré que la consanguinité augmente la fréquence de la mortinatalité, de la mortalité néonatale, de la mortalité infantile et des malformations congénitales. Toutes ces études, dont les populations examinées sont souvent fort différentes, ne s'entendent cependant pas sur l'intensité du phénomène. Nous avons voulu vérifier, dans une population isolée du Québec, connue pour son caractère endogame et consanguin, s'il existe une relation entre la mortalité infantile et la consanguinité.

Nous disposons d'un registre informatisé de cette population, registre qui a été mis à jour et corrigé dans le cadre de cette étude, et qui nous a permis de reconstituer les familles et de remonter les généalogies individuelles. Un programme de gestion et d'analyse des données a aussi été élaboré afin de répondre plus adéquatement aux besoins spécifiques de cette recherche.

Les biographies individuelles, les fiches de famille et les ascendances établies, nous avons ensuite déterminé la période chronologique ainsi que les critères présidant à la sélection des couples retenus à l'étude. Afin d'évaluer la consanguinité des individus ainsi que le degré de parenté des conjoints, nous avons dû nous assurer de posséder une information généalogique suffisante et sur une profondeur généalogique adéquate. Pour la période plus ancienne, nous avons complété cette information obtenue à partir des ascendances avec celle fournie par les dispenses religieuses, ce qui nous a amenée à vérifier la fiabilité de ces dernières, et à chiffrer celles-ci en terme de coefficient de consanguinité.

Nous étions alors en mesure d'établir les coefficients de consanguinité et de parenté, et de voir comment se distribuaient les décès infantiles dans les familles. Des groupes "exposés" (apparentés) et "témoins" (non apparentés) ont été constitués, et ces groupes appariés en tenant compte des facteurs de risque associés à la mortalité infantile.

Nous n'avons pas observé de différence de mortalité des enfants de 0-365 jours d'un groupe à l'autre. Cette apparente similarité cache cependant des dissemblances fondamentales entre les témoins et les consanguins. Ces derniers enregistrent plus de décès d'enfants de 0-6 jours (décès considérés d'origine plus biologique), et leurs premiers-nés encourent plus de risque de décéder avant l'âge d'un an. A l'inverse de ce qu'on observe dans le groupe "témoin", dans le groupe "exposé", il décède proportionnellement plus de filles que de

garçons, et il naît proportionnellement plus de filles que de garçons. Ce dernier phénomène pourrait s'expliquer par une plus forte proportion de décès masculins intra-utérins dans le groupe consanguin. Nous avons émis l'hypothèse que le choix préférentiel de certains types de mariage entre apparentés favorise l'apparition de maladies récessives létales incomplètement liées au sexe dans la descendance mâle.

TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMENTS	iii
RÉSUMÉ.....	v
TABLE DES MATIERES	vii
LISTE DES TABLEAUX.....	xiii
LISTE DES FIGURES.....	xvii
INTRODUCTION	1
ETAT DE LA QUESTION.....	10
CHAPITRE I. SOURCES ET STRUCTURATION DES DONNÉES.....	19
Sources.....	19
Structuration des données et validations.....	21
1. Vérification des fréquences de toutes les variables trouvées en cartes 1,2,3.	22
2. Vérification de la concordance de toutes les mentions concernant un individu.....	23
3. Vérification de l'intervalle.....	24
4. Vérification des individus	24
5. Vérification des couples ayant un lieu de mariage, sans date de mariage ou avec une décennie de mariage.....	25
6. Vérification des individus recensés lors de l'enquête ethnologique (matricules # 1- 1585).....	26
7. Revision des # matricules 50 000.....	28
8. Rectification des jumelages.....	30
Restructuration du fichier.....	32

Programme de gestion et d'analyse du fichier de population	32
La biographie individuelle	35
La fiche de famille	35
Les généalogies	36
Bilan	37

CHAPITRE II. CHOIX DE LA PÉRIODE ET SÉLECTION DES COUPLES .. 38

A. Choix de la période	40
B. Sélection des couples	41
- Couples féconds	41
- Couples stables	41
Intervalles protogénésiques et intergénésiques, et recensements	46
Intervalles protogénésiques ≤ 36 mois	
et intervalles intergénésiques > 48 mois	47
et intervalles intergénésiques > 48 mois et ≤ 84 mois	47
et intervalles intergénésiques > 84 mois	49
Intervalles protogénésiques de 37 à 48 mois révolus	50
et intervalles intergénésiques ≤ 48 mois	50
et intergénésique 48-84 mois	51
et intergénésique > 84 mois	51
Intervalles protogénésiques sont supérieurs à 48 mois	53
Bilan	54
Intervalles pausigénésiques et recensements	55
Couples mariés entre 1820 et 1890	58
Couples mariés entre 1800 et 1819	62
Couples mariés entre 1890 et 1939	63
Conclusion	64

CHAPITRE III. ETUDE DE LA CONSANGUINITE	68
Calcul des coefficients de parenté et de consanguinité	68
Distribution des coefficients de parenté	74
Qualification de l'information généalogique.....	77
1. L'entropie et la variance généalogiques	77
2.a) Valeurs calculées à l'aide des généalogies et mention dans les dispenses	81
Informatisation des dispenses relevées sur les fiches de dépouillement	81
Historique des dispenses.....	83
Comparaison entre les valeurs calculées à l'aide des généalogies et les mentions des dispenses citées dans les registres paroissiaux.....	87
2.b) Valeurs calculées à l'aide des généalogies (ϕ calculé) et valeurs estimées à l'aide des dispenses religieuses (ϕ estimé).....	92
Les termes.....	92
Le calcul	94
Comparaison du ϕ calculé et du ϕ estimé.....	94
Dispenses et parenté due à un seul ancêtre commun	97
Estimation du biais.....	100
 CHAPITRE IV. DESCRIPTION DES COUPLES RETENUS POUR L'ANALYSE, FACTEURS DE RISQUES, CONSTITUTION ET CARACTÉRISTIQUES DES GROUPES " EXPOSÉS " ET " TÉMOINS ".....	103
- Description des couples.....	103
Sélection des couples en fonction des contraintes imposées par la nature de l'étude.....	105
Entropie et variance généalogiques.....	107
Taille des familles	108
Age moyen des époux au mariage.....	109
Age des mères à la dernière maternité.....	109
Destinées des enfants	110

- Autres facteurs de risque associés à la mortalité infantile	111
Facteurs bio-démographiques.....	111
- Taille de la famille.....	111
- Age de la mère.....	112
- Age du père.....	113
- Rang de naissance.....	114
- Durée de l'intervalle intergénésiq.....	115
- Prématurité.....	117
- Anomalies congénitales.....	117
- Gémellité.....	118
Facteurs socio-économiques.....	119
- Statut matrimonial.....	119
- Niveau de scolarisation et catégorie professionnelle.....	120
- Constitution des groupes "exposé" et "témoin"	123
- Caractéristiques des "exposés" et des "témoins".....	124
. Taille de la famille.....	124
. Age des époux.....	126
. Décès infantiles et âge de la mère.....	129
. Décès infantiles et âge paternel.....	132
. Rang de naissance.....	136
. Décès infantile et durée de l'intervalle intergénésiq précédant la naissance.....	138
. Décès maternels et paternels.....	140
. Professions.....	142
. Taux de décès néonataux (précoce et tardif), post-néonataux, et d'un an à quatre ans dans les groupes "exposé" et "témoin".....	144
. Taux de mortalité infantile selon le sexe.....	146
. Rapports de masculinité à la naissance.....	150
- Bilan.....	152

CHAPITRE V. APPARIEMENT ET ANALYSES.....	157
Critères d'appariement des exposés et des témoins.....	157
Appariement.....	159
Analyse des paires discordantes.....	161
Analyse des paires exposés-témoins.....	166
L'âge moyen des pères.....	166
Ecart d'âge entre les époux.....	168
Rang de naissance.....	171
Décès maternels et paternels.....	172
Professions.....	174
Taux de décès néonataux (précoce et tardif) et post-néonatal.....	175
Rapport de masculinité (sex ratio).....	178
Hypothèses.....	180
Bilan.....	183
CONCLUSION.....	189
BIBLIOGRAPHIE.....	194
APPENDICES	
1. Fiches de dépouillement.....	201
2. Vérification des variables retrouvées en cartes 1-2-3.....	203
3. Vérification de la concordance de toutes les mentions concernant un individu.....	205
4. Vérification des intervalles.....	208
5. Vérification des lieux et dates de naissance.....	210
6. Biographie et fiche de famille.....	214
7. Intervalles protogénésiques et intergénésiques, et présence aux recensements.....	217
8. Liste des codes de dispense.....	220

9. ϕ calculé et ϕ estimé.....	223
10. Liste des ϕ corrigés.....	225
11. Age des femmes au mariage, à la première et à la dernière maternité.....	227
12. Age des hommes au mariage, à la première et à la dernière paternité.....	229
13. Composantes de la mortalité foeto-infantile.....	231
14. Décès infantile selon l'intervalle intergénérisique précédant la naissance.....	233
15. Test de comparaison de proportion.....	235
16. Mortalité infantile selon le sexe.....	238
17. Limites de confiance du rapport de masculinité des naissances, pour une valeur vraie de 105, suivant le nombre de naissance observé.....	240
18. Naissances, décès néonataux, post-néonataux et infantiles, par décennies.....	242
19. Age des femmes au mariage, à la première et à la dernière maternités.....	244
20. Age des hommes au mariage, à la première et à la dernière paternités.....	246
21. Professions des époux.....	248
22. Modalités de transmission de gènes létaux récessifs incomplètement.....	250

Liste des tableaux

Tableau I.	Présence aux recensements des couples, mariés entre 1800 et 1939, dont l'intervalle protogénésique est inférieur ou égal à 36 mois, et dont les intergénésiques sont supérieurs à 48 mois.	47
Tableau II.	Présence aux recensements des couples, mariés entre 1800 et 1939, et dont l'intervalle protogénésique est de 37 à 48 mois.	50
Tableau III.	Présence aux recensements des couples, mariés entre 1800 et 1939, et dont l'intervalle protogénésique est supérieur à 48 mois.	53
Tableau IV.	Couples mariés entre 1800 et 1939, selon la possibilité de les cerner à l'aide des recensements.	57
Tableau V.	Présence ou absence, selon l'intervalle pausigénésique, des 251 couples bornés par les recensements, et dont la date de naissance de l'épouse est connue.	58
Tableau VI.	Présence ou absence, selon l'intervalle pausigénésique, des 17 couples bornés par les recensements, et sans date de naissance de l'épouse.	60
Tableau VII.	Présence ou absence, selon l'intervalle pausigénésique, des 268 couples bornés par les recensements.	61
Tableau VIII.	Intervalles pausigénésiques des couples mariés entre 1800 et 1819, et dont tous les enfants sont natifs de l'île.	62
Tableau IX.	Présence ou absence à l'enquête ethnologique, des couples mariés entre 1890 et 1939, et dont tous les enfants sont nés à l'île, selon l'intervalle pausigénésique, et selon que l'union soit dissolue ou non.	63
Tableau X.	Sélection des couples selon les intervalles protogénésiques, intergénésiques et pausigénésiques.	66
Tableau XI.	Caractérisation des 494 couples sans date de mariage, selon la taille de la famille, et selon que la date de naissance de l'épouse est connue ou non.	74
Tableau XII.	Degré d'apparement des couples mariés à l'île.	75
Tableau XIII.	Degré d'apparement des couples mariés à l'île durant la période 1800 - 1939.	76

Tableau XIV.	Entropie généalogique des 1507 couples dont le mariage a été célébré dans la paroisse (calculée pour l'enfant du couple).....	79
Tableau XV.	Variance dans l'information généalogique recueillie pour les 1507 couples dont le mariage a été célébré dans la paroisse.	80
Tableau XVI.	Comparaison entre la parenté calculée à l'aide des généalogies, et les mentions contenues dans les dispenses de mariage, pour les couples mariés avant 1800	88
Tableau XVII.	Comparaison entre la parenté calculée à l'aide des généalogies et la consanguinité déclarée dans les dispenses de mariage, pour les couples mariés après 1939.....	88
Tableau XVIII.	Comparaison entre la parenté calculée à l'aide des généalogies et la consanguinité déclarée dans les dispenses de mariage, pour les couples mariés entre 1800 et 1939.	90
Tableau XIX.	Comparaison des valeurs calculées et des valeurs estimées.	96
Tableau XX.	Distribution des coefficients de parenté, calculés à l'aide des généalogies, par type de dispense accordée	99
Tableau XXI.	Sélection des couples en fonction des contraintes imposées par la nature de l'étude.....	105
Tableau XXII.	Effectifs des couples mariés entre 1800 et 1939, retenus à l'étude, selon les deux hypothèses	106
Tableau XXIII.	Entropie et variance généalogiques.....	107
Tableau XXIV.	Distribution (%) des couples inclus et exclus des analyses selon le degré de parenté	107
Tableau XXV.	Distribution (%) des couples inclus et exclus des analyses selon la taille des familles	108
Tableau XXVI.	Age moyen des époux au mariage.	109
Tableau XXVII.	Répartition (%) des couples, selon l'âge des épouses à la dernière maternité.....	109
Tableau XXVIII.	Destins des individus issus des couples inclus et exclus des analyses.....	110
Tableau XXIX.	Porportion des intervalles intergénésiques (I.i.) supérieurs ou égaux à 36 mois.....	116
Tableau XXX.	Répartition des professions dans la population étudiée.....	121

Tableau XXXI.	Effectifs des "exposés" et "témoins" retenus selon les hypothèses de migration et de sous-fécondité.....	123
Tableau XXXII.	Taille moyenne des familles "exposées" et "témoins".....	124
Tableau XXXIII.	Taille de la famille (%) chez les exposés et les témoins.....	125
Tableau XXXIV.	L'âge moyen des conjointes, au mariage, ainsi qu'à la première et à la dernière maternité.....	126
Tableau XXXV.	L'âge moyen des hommes, au mariage, ainsi qu'à la première et à la dernière paternité.....	127
Tableau XXXVI.	Ecart d'âge entre les époux.....	128
Tableau XXXVII.	Taux de décès infantiles selon l'âge maternel (pour 1000 naissances).....	129
Tableau XXXVIII.	Nombre de naissance pour chaque catégorie d'âge maternel.....	130
Tableau XXXIX.	Décès infantiles selon l'âge paternel (taux pour 1000 naissances).....	132
Tableau XL.	Nombre de naissance pour chaque catégorie d'âge paternel.....	132
Tableau XLI.	Décès infantiles selon l'âge paternel, et pour les âges maternels 25-34 ans.....	134
Tableau XLII.	Risque relatif de décès de premiers-nés.....	136
Tableau XLIII.	Risque relatif de décès de derniers-nés.....	137
Tableau XLIV.	Répartition des premiers-nés selon l'âge de la mère au moment de la naissance.....	137
Tableau XLV.	Fréquence (%) des intervalles intergénésiques chez les exposés et les témoins.....	139
Tableau XLVI.	Décès maternels.....	140
Tableau LXVII.	Décès de la mère entre le 60 ^e jour et le 365 ^e jour suivant la naissance de l'enfant.....	141
Tableau XLVIII.	Proportion de décès infantiles accompagnés d'un décès maternel.....	141
Tableau XLIX.	Décès paternels.....	142
Tableau L.	Professions chez les exposés et les témoins.....	143

Tableau LI.	Taux de décès infantiles chez les exposés et les témoins.	144
Tableau LII.	Taux de mortalités (‰) néonatales précoce et tardive, post-néonatale, ainsi que d'un an à 4 ans.	145
Tableau LIII.	Taux de mortalité infantile, selon le sexe, chez les exposés et les témoins.	147
Tableau LIV.	Rapport de masculinité à la naissance.....	151
Tableau LV.	Limites de confiance du rapport de masculinité des naissances.....	151
Tableau LVI.	Critères d'appariement.....	158
Tableau LVII.	Paires concordantes, paires discordantes.	160
Tableau LVIII.	Analyse de la mortalité des 0 jour (hypothèse de sous-fécondité).	161
Tableau LIX.	Âges moyen des époux à la première naissance, et au décès des enfants	167
Tableau LX.	Écarts d'âge entre les époux	168
Tableau LXI.	Risque relatif de décès de premiers-nés.....	171
Tableau LXII.	Risque relatif de décès de derniers-nés.....	171
Tableau LXIII.	Décès maternels (dans les 60 jours suivant la naissance de l'enfant).	172
Tableau LXIV.	Distribution des professions (paires non homogènes).....	174
Tableau LXV.	Taux de décès néonataux (précoce et tardif) et post-néonatal (couples pairés).	176
Tableau LXVI.	Rapport de masculinité à la naissance.....	178
Tableau LXVII.	Rapport de masculinité et âge de la mère (couples témoins).	179
Tableau LXVIII.	Rapport de masculinité et âge de la mère (couples apparentés).	179
Tableau LXIX.	Rapport de masculinité et âge de la mère (couples apparentés).	179

Liste des figures

Figure 1.	Empêchements dirimants (de consanguinité).....	83
Figure 2.	Empêchements dirimants (d'affinité).....	84
Figure 3.	Empêchements non dirimants, mais pour lesquels une dispense est requise.....	85
Figure 4.	Parentés du deuxième degré.....	86
Figure 5.	Taille de la famille (%) chez les exposés et les témoins.....	125
Figure 6.	Taux de décès infantile selon l'âge de la mère.....	130
Figure 7.	Décès infantiles selon l'âge paternel, (pour tous les âges maternels).....	133
Figure 8.	Décès infantiles selon l'âge paternel, (pour les âges maternels 25-34 ans).....	134
Figure 9.	Taux de décès infantile selon l'intervalle intergénésiq.	139
Figure 10.	Taux de décès néonataux (précoce et tardif), post-néonataux, et d'un an à quatre ans, chez les exposés et les témoins.....	146
Figure 11.	Taux de mortalité féminine (pour 1000 naissances).....	148
Figure 12.	Taux de mortalité masculine (pour 1000 naissances).....	149
Figure 13.	Décès néonataux précoces et décès infantiles, par décennies.....	163
Figure 14.	Décès néonataux tardifs, post-néonataux et infantiles, par décennies.....	164
Figure 15.	Taux de décès néonataux (précoce et tardif) et post-néonatal (couples pairés).....	176
Figure 16.	Taux de décès féminins (pour 1000 naissances) (couples pairés)...	177
Figure 17.	Taux de décès masculins (pour 1000 naissances) (couples pairés).....	177

INTRODUCTION

Des études (Martin 1957, Philippe 1969, Laberge 1976)¹ menées à l'Ile-aux-Coudres ont démontré le caractère consanguin et endogame de cette population isolée dont les taux de mortalité infantile ont été très élevés jusque vers 1925-1930. Elle fait partie d'un comté (Charlevoix-ouest) où les taux de mortalité infantile sont supérieurs à la moyenne québécoise (Rochette et al., 1986)². On y observe aussi une surhospitalisation des 0-4 ans pour anomalies congénitales et maladies endocriniennes, de la nutrition et du métabolisme. La présence de maladies génétiques héréditaires y a aussi été mise en évidence (Laberge, 1976; Bouchard, Laberge et Scriver, 1985)³.

Plusieurs recherches ont démontré la relation existant entre la consanguinité et la mortalité différentielle, plus particulièrement la mortalité avant l'âge de la reproduction (Schull et coll., 1970; Philippe, 1978)⁴. On admet aussi que la consanguinité augmente la fréquence de la mortinatalité (foetus de 28 semaines et plus), de la mortalité néonatale (0-27 jours révolus) et des malformations congénitales.

Nous nous proposons donc de vérifier s'il existe une relation entre la consanguinité observée à l'Ile-aux-Coudres et la mortalité infantile qui prévaut dans cette population.

Problématique

Le taux de mortalité infantile, dans les régions développées, a connu une baisse notable et constante depuis 1950, dû principalement à l'élimination progressive des causes environnementales (notamment, les maladies infectieuses et parasitaires). Il plafonne aujourd'hui, la science médicale n'ayant pu enrayer les causes endogènes et génétiques (anomalies congénitales et affections périnatales) (Vallin 1976) ⁵.

Des études (Schull et coll. 1970) ⁶ ont aussi démontré que la consanguinité augmente la fréquence de la mortinatalité (foetus de 28 semaines et plus), de la mortalité néonatale (0-27 jours révolus) et des malformations congénitales.

Nous trouvons à l'Ile-aux-Coudres, une population isolée, consanguine et fortement endogame dont les taux de mortalité infantile et d'hospitalisation pour anomalies congénitales, en admettant qu'ils soient sensiblement les mêmes que ceux de Charlevoix-ouest, sont plus élevés qu'ailleurs au Québec. Cette île, située dans le fleuve Saint-Laurent, à l'est de Québec, est incluse dans le comté de Charlevoix-ouest, et relève du Département de Santé Communautaire de l'Enfant Jésus. Selon une étude publiée par cet organisme (1986) ⁷, la population de Charlevoix-ouest présenterait encore en 1981 et cela malgré les progrès médicaux, un taux de mortalité infantile (0-364 jours révolus) supérieur à celui de l'ensemble du territoire desservi (11,8 ‰ vs 9 ‰) alors que le taux de mortalité des 0-4 ans y est supérieur à la moyenne québécoise (332 / 100 000 vs 272,4 / 100 000).

Jusque vers 1925-1930, la mortalité infantile y était très forte et pouvait être due à des causes environnementales, sociales et génétiques. Par la suite, l'arrivée d'une infirmière (1936-1950), puis d'un médecin à partir de 1950 aurait contribué à la baisse de la mortalité (Martin 1957) ⁸. Notons que cette situation reflète un état de fait généralisé dans la province de Québec à cette époque. Des épidémies ont aussi ravagé la province à différentes périodes. Ce n'est qu'à partir de 1925, avec l'apparition du système d'unités sanitaires de comtés, que les conditions de santé se sont améliorées. (Linteau, Durocher et Robert, 1979) ⁹.

L'île est aujourd'hui desservie par un CLSC et les femmes vont accoucher à Québec. Une infirmière du CLSC de Baie St Paul assure le suivi pré et post natal. (Charron, 1989) ¹⁰. Il semble donc que la part de l'environnement "médical" ait été similaire à celle du reste de la province, quelle que soit la période envisagée, et ne serait donc pas susceptible de faire apparaître des différences régionales, à condition toutefois, qu'à accessibilité égale corresponde une utilisation comparable des services disponibles.

Les sources que nous avons consultées jusqu'à maintenant nous laissent supposer que, pour la période récente du moins, cette surmortalité serait surtout attribuable à des facteurs génétiques: les études de Philippe, Martin et Laberge ont mis en relief l'importance que revêt l' "environnement génétique" à l'île-aux-Coudres: forte endogamie, consanguinité proche et éloignée, présence de maladies génétiques héréditaires.

Les causes de morbidité hospitalière dont nous n'avons donné qu'un bref aperçu, parce que dépassant le cadre du présent travail, nous laissent entrevoir la présence de maladies à composante génétique indéniable: maladies endocriniennes, maladies de la nutrition et du métabolisme, affections périnatales, maladies respiratoires. Dans ce contexte, l'hypothèse de facteurs génétiques impliqués est plausible, et le choix de la population de l'Ile-aux-Coudres, pour vérifier s'il existe une relation entre la consanguinité et la mortalité infantile, justifié.

Bien que la composante génétique semble occuper une place primordiale dans cette population, nous sommes toutefois conscients de l'interaction possible d'autres facteurs (démographiques, socio-économiques ou environnementaux) qui devront être considérés dans notre étude.

Objectifs

Nous nous proposons donc de vérifier s'il existe une relation entre la mortalité infantile et la consanguinité. Pour réaliser cet objectif, nous devons nous assurer, d'une part, de posséder une information suffisante concernant les liens de parenté qui unissent les conjoints afin de pouvoir mesurer le degré de consanguinité de leur descendance, et d'autre part, d'être en mesure de contrôler l'effet de certaines variables qui pourraient introduire un facteur de confusion concernant la comptabilité des décès infantiles dans les familles étudiées.

Méthode

Pour ce faire, l'étude est divisée en cinq volets, où sont explicitées les diverses étapes de la démarche méthodologique dont voici une brève description.

1. Sources et structuration des données

L'étude de la relation mortalité infantile-consanguinité repose sur l'élaboration d'un registre informatisé de population. Nous avons procédé à la mise à jour du registre informatisé que nous possédions grâce aux travaux de Pierre Philippe (1969) ¹¹, puis mis au point des tests de validation, et effectué les corrections qui s'imposaient. Enfin le fichier a été restructuré en vue des analyses. Au terme de cette étape, nous disposons d'un registre amélioré permettant d'établir des biographies, des fiches de familles et des ascendances

plus complètes. Nous sommes en mesure de voir la distribution des décès infantiles dans les familles, et d'évaluer les coefficients de parenté des conjoints, et de consanguinité des individus.

2. Choix de la période et sélection des couples

Cette étude se situe dans un cadre temporel imposé par deux contraintes principales: la nécessité de remonter les généalogies sur une profondeur suffisante pour établir la parenté des conjoints, et la nécessité de travailler sur des familles complétées en 1973, date des derniers relevés.

Elle implique aussi la sélection de couples féconds et stables ayant passé l'ensemble de leur vie génésique dans la population à l'étude, de sorte que leurs enfants aient été soumis au même risque environnemental, et de façon à limiter les sorties d'observations (absence d'information concernant les enfants décédés ailleurs).

3. Etude de la consanguinité

Nous avons ensuite calculé le degré de consanguinité des individus et le degré de parenté des couples. A cette étape de l'étude nous avons été amenée à élaborer une méthode permettant d'utiliser de façon complémentaire l'information généalogique fournie par les ascendances et celle mentionnée dans les dispenses religieuses.

4. Description des couples retenus pour l'analyse, facteurs de risque, constitution et caractéristiques des groupes "exposés" et "témoins".

Une fois la consanguinité calculée, le cadre temporel de l'étude déterminé, et les critères de sélection des couples fixés, restait à examiner les principaux facteurs de risque associés à la mortalité infantile, et à envisager comment ils pourraient être pris en compte dans les analyses.

Après une description comparative des couples retenus et exclus de la présente étude, ce chapitre trace l'inventaire des principales variables confondantes dans l'analyse de la relation mortalité infantile - consanguinité, et des principales caractéristiques de chacun des groupes en regard des marqueurs de risque .

5. Appariement. Discussion.

Des paires de couples à risque (apparentés) et de leurs témoins ont par la suite été constituées selon les facteurs de risque les plus déterminants, et analysés en fonction de la présence ou de l'absence de décès infantile dans la famille, et non sur le total des décès par couple, afin de respecter l'indépendance des unités statistiques. Les résultats, ont été classés dans un tableau fondé sur les couples d'observations, et un test de McNemar leur a été appliqué.

La signification de ce test, ainsi que l'examen détaillé des paires exposé-témoin en regard des marqueurs de risque, et les conclusions qui peuvent en être tirées complètent ce chapitre.

- ¹ Yves Martin. " L'Ile-aux-Coudres: population et économie." Cahiers de géographie, 1957, 2 : 167-195.

Philippe, 1969. Structure de la consanguinité à l'Ile-aux-Coudres. Mémoire de maîtrise, Faculté des études supérieures, Dépt. d'Anthropologie, Université de Montréal. 111 pages.

Claude Laberge. "Population Genetics and Health Care Delivery: the Québec experience." Advances in Human Genetics, 1976, 6 : 326-374.

- ² Louise Rochette, Denis Drouin et Geneviève Tremblay., 1986. Pour mieux connaître la population, DSC Hôpital Enfant Jésus, 208 pages.

- ³ G. Bouchard, C. Laberge, C.R. Scriver., 1985. "La tyrosinémie héréditaire et le rachitisme vitamino-dépendant au Saguenay. Une approche génétique et démographique. L'Union médicale du Canada 114 : 633-636.

Claude Laberge. "Population Genetics....", 1976, loc. cit.

- ⁴ W. Schull et coll., . " Effect of Parental Consanguinity and Inbreeding in Hirado, Japan. I. Stillbirth and Pre-Reproductive Mortality." American Journal of Human Genetics, 1970, (22): 239-262.

Philippe " Analyse transversale et longitudinale du risque de mortalité infantile en fonction du rang de naissance et de la dimension finale de la famille." Can. J. of Public Health, 1978, (69) : 109-112.

- ⁵ Jacques Vallin. " La mortalité infantile dans le monde. Evolution depuis 1950." Population, 1976, (31) : 801-838.

- ⁶ Schull et coll., . " Effect of Parental1970, loc. cit.

- ⁷ Louise Rochette....1986. Pour mieux connaître ... op. cit.

- ⁸ Y. Martin " L'Ile-aux-Coudres ...loc. cit.

- ⁹ P.A. Linteau, R. Durocher et J.C. Robert., 1979. Histoire du Québec contemporain : De la Confédération à la crise . (1867-1929). éd. Boréal, Montréal, 660 p.

- 10 Lucie Charron (CLSC Ile-aux-Coudres), communication verbale
- 11 P. Philippe, 1969. Structure de la consanguinité op. cit.

ETAT DE LA QUESTION

Les études concernant la mortalité et la consanguinité

Elles sont nombreuses, et dans l'ensemble, elles démontrent, à l'instar de celle de Schull et coll., 1970 ¹, que la consanguinité entraîne une hausse, de la fréquence de la mortinatalité, de la mortalité néonatale et des malformations congénitales. Le risque de tares multiples augmenterait aussi avec le degré de parenté (Sutter et Tabah, 1951)², de même que l'incidence de malformations congénitales majeures ³. Basaran et al. (1989) ⁴ ont rapporté des taux plus élevés d'avortements, de mortinatalité, et de mortalité néonatale chez les couples apparentés, qu'ils expliquent par le fait que la consanguinité augmenterait le risque d'occurrence des conditions récessives polygéniques parmi la descendance: les gènes délétères récessifs, à l'état homozygote peuvent interférer dans l'adaptabilité de la descendance, tant durant la vie intra-utérine, que dans l'environnement extra-utérin, et entraîner, en conséquence des pertes pré et post natales ainsi que des malformations biochimiques et/ou congénitales. Sutter et Tabah (1971) ajoutent qu'il existe des "facteurs létaux zygotiques provoquant la mort de l'embryon avant la naissance, et des facteurs létaux tardifs " ⁵ agissant après la naissance, particulièrement dans la première semaine de vie, mais aussi tout au long de la vie, sans qu'il y ait discontinuité de la mortalité dans le temps. Yamaguchi et al., 1970, ⁶ croient quant à eux, que l'action des facteurs létaux récessifs s'exprimerait de façon particulièrement marquée durant les six premières années de vie.

Rao et Inbaraj (1977) ⁷, dont les travaux ont porté sur des populations du sud de l'Inde, n'ont trouvé, au contraire, qu'un faible effet de la consanguinité sur les décès infantiles (néonatal, post-néonatal, périnatal et foeto-infantile), et n'ont pas trouvé d'effet significatif de la consanguinité sur le développement foetal, les poids à la naissance, ni sur l'incidence des malformations congénitales ⁸. Cependant, ils ajoutent que la plupart des effets de la consanguinité ne peuvent être aisément détectés à cause de la transmission polygénique et multifactorielle des caractères humains. Des facteurs environnementaux ou autres, non génétiques, peuvent masquer l'influence des facteurs génétiques. L'étiologie des malformations congénitales inclue à la fois des facteurs génétiques et environnementaux, et la prédisposition génétique semble déterminée de façon multifactorielle plutôt que sous l'action d'un gène unique. Il n'est donc pas toujours facile de départager les effets de l'hérédité de ceux du milieu ambiant.

Enfin ils ont émis l'hypothèse que, dans cette population particulière du sud de l'Inde, la pratique séculaire de l'endogamie et des mariages entre proches apparentés (dans plus de 80% des mariages consanguins de cette étude, les époux sont cousins germains ou plus apparentés; les coefficients moyens de consanguinité sont aussi élevés que 0,0371 et 0,0204), aurait réduit le fardeau des gènes délétères et de leur impact sur la croissance et le développement foetaux. Dans le groupe consanguin, les gènes délétères auraient été éliminés progressivement, de telle façon que seuls les individus les plus aptes se reproduisent. Parallèlement, chez les non consanguins, les porteurs hétérozygotes

de gènes similaires augmenteraient. Jacquard et Reynès (1968) ⁹, dans leur étude du fardeau génétique avaient déjà formulé cette hypothèse en ces termes:

" Plus une population est endogame, plus les gènes défavorables récessifs peuvent s'exprimer et être soumis à une élimination par sélection; à la longue, les populations les plus endogames sont donc celles qui ont le plus "épuré" leur patrimoine génétique et sont devenues les moins sensibles aux effets de la consanguinité."

Les diverses études publiées, quoique généralement dans les sens de l'effet de la consanguinité sur les décès infantiles, ne sont donc pas unanimes quant à l'intensité de cet effet.

Cela peut être imputé au fait que les populations en cause sont différentes quand au niveau d'endogamie et de consanguinité (cette population du sud de l'Inde constitue un cas extrême, et très différent d'autres isolats où les mariages entre très proches parents sont évités, et où les coefficients moyens de consanguinité sont plus bas), aussi bien qu'à des différences méthodologiques, ou qu'à l'action de variables confondantes, (démographiques, sociologiques, économiques ou environnementales).

La consanguinité n'est en effet pas le seul facteur de risque de mortalité infantile. L'âge de la mère, la taille de la famille, le rang de naissance, la durée de l'intervalle intergénéral, la gémellité, les naissances de petit poids (PPN) (associés à la prématurité et/ou à un retard de croissance intra-utérine) ainsi que le niveau socio-économique peuvent aussi expliquer cette mortalité, et ils risquent d'introduire un biais dans toute étude de la mortalité infantile et de la consanguinité, si on ne s'emploie pas à bien les contrôler. Nous n'insistons pas davantage sur ces facteurs de risque, qui seront traités ultérieurement.

La population à l'étude

Nous avons déjà signalé les travaux de Martin (1957)¹⁰, Philippe (1969)¹¹, Laberge (1976)¹² et de Bouchard, Laberge, Scriver (1985)¹³ concernant la population de l'Île-aux-Coudres et la population charlevoisienne, de même que le récent rapport du DSC de l'Enfant Jésus (Rochette, 1986)¹⁴ faisant état d'un taux de mortalité infantile plus élevé dans Charlevoix-ouest que dans l'ensemble de la population québécoise et de celle du territoire desservi.

Martin (1957)¹⁵ a mis en évidence, dans la population à l'étude, une très forte mortalité infantile jusque vers 1930, et l'attribue à des facteurs génétiques (consanguinité) et environnementaux (absence de médecin, manque de soins et d'hygiène, éloignement des centres hospitaliers). Par la suite, elle diminue de façon marquée. Actuellement, bien qu'elle ne soit en rien comparable à celle des pays à très forte mortalité infantile, elle demeure plus élevée qu'ailleurs au Québec. En admettant que l'île se conforme au patron charlevoisien, elle est encore aujourd'hui affligée d'une surmortalité infantile (Rapport du DSC Enfant Jésus, 1986)¹⁶, bien qu'elle soit desservie par un CLSC et que l'accès aux hôpitaux de Québec y soit beaucoup plus aisé. Selon ce rapport, la mortalité des 0 - 4 ans pour la période 1976-1981, y serait 1,8 fois supérieure à la moyenne québécoise; la mortalité pour anomalies congénitales y serait du même ordre : 139,6 vs 79,2 / 100 000 h. Dans ce même groupe d'âge, on note une surhospitalisation des filles pour affections périnatales (135,9 jours/1000h. vs 50,1 jours/1000h.) alors que les maladies endocriniennes, de la nutrition et du métabolisme (197,4 jrs/1000 vs 14,1 jrs/1000) ainsi que les maladies

respiratoires (679,6 jours / 1000 vs 202,8 jours / 1000) sont responsables de la surhospitalisation des garçons. Dans ce dernier cas, nous devons prendre en considération la possibilité d'une combinaison de facteurs génétiques (susceptibilité) et environnementaux (présence d'allergènes).

Laberge (1976)¹⁷ a relevé, à l'Île-aux-Coudres, à partir de témoignages volontaires, un certain nombre de maladies génétiques: différents types de dystrophie musculaire, tumeur de Wilm, syndrome de Charcot-Marie-Tooth, absence congénitale d'ongles. Une étude plus récente (Bouchard, Laberge et Sriver, 1985)¹⁸, a mis en évidence la présence, au Saguenay et dans Charlevoix, de tyrosinémie héréditaire ainsi que celle d'autres génopathies communes aux deux régions, principalement: dystrophie myotonique de Steinert (une maladie autosomale dominante), agénésie du corps calleux, ataxie spastique de Charlevoix-Saguenay (maladie autosomale récessive) et rachitisme vitamino-dépendant (maladie autosomale récessive).

De Braekeleer¹⁹ fait état de maladies autosomales récessives ayant une prévalence ou une incidence élevée dans Charlevoix et au Saguenay; nous ne mentionnons ici que celles pouvant entraîner des décès infantiles:

Tyrosinémie héréditaire: maladie caractérisée par une insuffisance hépatique provoquée par l'absence d'une enzyme; les premiers symptômes surviennent vers 1-6 mois, suivis d'un état comateux, puis du décès de l'enfant (en absence d'un régime alimentaire spécifique)

Rachitisme vitamino-dépendant: provoqué par une déficience d'une enzyme rénale. Les premiers symptômes apparaissent vers l'âge de 1-2 ans.

Atrésie intestinale multiple (décès avant l'âge de 4 mois)

Syndrome de diarrhée sécrétoire et fibrose hépatique congénitale (décès entre 4-20 mois)

Acidose métabolique provoquée par un défaut de la chaîne respiratoire cellulaire. Le décès survient entre l'âge de 6 et 12 mois.

On aura remarqué que plusieurs de ces maladies sont caractérisées par des déficiences enzymatiques entraînant des troubles métaboliques graves. Puisqu'elles sont de nature récessives i.e. qu'il faut que le gène soit présent à l'état homozygote pour que la maladie s'exprime, les individus consanguins sont plus susceptibles d'être atteints que les individus dont les parents ne sont pas apparentés.

D'autres maladies, à transmission récessive liée à l'X, telles la dystrophie de Duchenne et l'hémophilie de type A, sont aussi présentes dans la population de Charlevoix.

Philippe (1977,1979) ²⁰ a quant à lui, observé pour la période 1800-1849, une aggrégation familiale de la mortalité infantile qu'il attribue à des facteurs "endogènes": en régime d'allaitement naturel, l'exposition aux risques "exogènes" varie peu d'une famille à l'autre en raison de l'immunité conférée par ce mode d'allaitement, et les différences observées selon les familles seraient donc dues à des facteurs endogènes.

Philippe (1969) ²¹ a aussi mis en évidence le caractère endogame et consanguin de la population. Il a évalué un coefficient moyen d'apparentement voisin de 0,012 alors que le coefficient de consanguinité y serait de 0,015 (celui de l'archidiocèse de Québec, milieu rural, pour la période 1955-1965: 0,0009, selon Laberge,1967) ²². De plus, des études conjointes avec Gomila (1972) ²³ ont fait ressortir que 90% de ceux qui se mariaient étaient apparentés (apparentement proche et éloigné).

L'analyse de Martin (1957) ²⁴ laissait entrevoir ces résultats: à partir des Aveux et Dénombrements ainsi que des Recensements effectués à diverses époques, il retrace l'histoire du peuplement de l'île depuis ses débuts en 1728 jusqu'en 1957: celui-ci s'est fait en 2 phases principales (immigration et peuplement autonome) avec un noyau d'individus appartenant à 10 familles différentes, venus de Baie St Paul et de la côte de Beaupré. Des 10 patronymes de 1738, on passe à 23 en 1762, puis à 19 en 1868 dont 8 reviennent dans 75% des cas. Ces mêmes 8 patronymes constituent, en 1954, 80% des familles!

Selon Laberge ce pourcentage passe à 83% en 1965 et bien que "cette méthode ne mesure pas directement l'endogamie, elle indique... si le potentiel génétique d'un ancêtre est bien représenté dans la population." (Laberge, 1976) ²⁵.

Nous sommes donc en présence d'une population caractérisée par une forte endogamie, des coefficients moyens de parenté et de consanguinité élevés, des taux de mortalité infantile plus élevés que dans l'ensemble de la province, et la présence de génopathies à caractère récessif. Ces traits en font une population d'étude privilégiée pour ce type d'étude, ainsi que pour cerner le problème de la surmortalité infantile dans Charlevoix-ouest.

- 1 Schull et coll., . " Effect of Parental Consanguinity and Inbreeding in Hirado, Japan. I. Stillbirth and Pre-Reproductive Mortality." American Journal of Human Genetics , 1970, 22 : 239-262.
- 2 J. Sutter et L. Tabah. "Effets des mariages consanguins sur la descendance", Population, 1951, (6) : 59-82.
- 3 A.H. Bittles, W.M. Mason, J. Greene, N.A. Rao. "Reproductive Behavior and Health in Consanguineous Marriages", Science, 1991, (252): 789-794.
- 4 N. Basaran et al. " The Effect of Consanguinity on the Reproductive Wastage in the Turkish Population." Clinical Genetics, 1989, (36): 168-173.
- 5 J. Sutter et L. Tabah. " Structure de la mortalité dans les familles consanguines". Génétique et population. (I.N.E.D.), Travaux et documents, cahier # 60, P.U.F. , 1971, 285 pages. pp. 11-27.
- 6 M. Yamaguchi et al. " Effects of Inbreeding on Mortality in Fukuoka Population" The American Journal of Human Genetics, 1970, 22 (2):145-155.
- 7 P.S.S. Rao et S.G. Inbaraj. "Inbreeding Effects on Human Reproduction in Tamil Nadu of South India." Annals of Human Genetics, 1977, (41): 87-98.
- 8 P.S.S. Rao et S.G. Inbaraj. " Inbreeding Effects on Fetal Growth and Development. Journal of Medical Genetics, 1980, (17) : 27-33.
- 9 A. Jacquard et F. Reynès. "Mesure démographique du fardeau génétique." Population, 1968. vol. 4 : 625-645. p.644
- 10 Yves Martin. " L'île-aux-Coudres: population et économie." Cahiers de géographie , 1957, 2 : 167-195.
- 11 P. Philippe, 1969. Structure de la consanguinité à l'île-aux-Coudres. Mémoire de maîtrise, Faculté des études supérieures, Dépt. d'Anthropologie, Université de Montréal. 111 pages.
- 12 Claude Laberge. "Population Genetics and Health Care Delivery: the Québec experience." Advances in Human Genetics , 1976, 6 : 326-374.

- 13 G. Bouchard, C. Laberge, C.R. Scriver., 1985. "La tyrosinémie héréditaire et le rachitisme vitamino-dépendant au Saguenay. Une approche génétique et démographique." L'Union médicale du Canada 114 : 633-636.
- 14 Louise Rochette, Denis Drouin et Geneviève Tremblay., 1986. Pour mieux connaître la population, DSC Hôpital Enfant Jésus, 208 pages.
- 15 Yves Martin. " L'Ile-aux-Coudres..." , 1957, loc. cit.
- 16 Louise Rochette, 1986. Pour mieux connaître... 1986 op. cit.
- 17 Claude Laberge. "Population Genetics ..." loc. cit.
- 18 G. Bouchard, C. Laberge, C.R. Scriver. "La tyrosinémie" loc. cit.
- 19 Marc De Braekeleer. "Les gènes délétères" dans Histoire d'un génôme P.U.Q., Québec, 1991, pp. 345-364.
- 20 Pierre Philippe. "La mortalité infantile: hérédité et milieu." Acta Genet. Med. Gemellol. (Roma). 1977, (26) : 185-187.
- Pierre Philippe. "Community Health Aspects of the Natural Control of Fertility in a French Canadian Rural Population." Canadian Journal of Public Health, 1979, (70) : 171-178.
- 21 P. Philippe, 1969. "Structure de la consanguinité..." op. cit.
- 22 Claude Laberge. "La consanguinité des Canadiens - français." Population, 1967, 22 (5): 861-896.
- 23 P. Philippe et J. Gomila. "Inbreeding Effects in a French Canadian Isolate. I. Evolution of Inbreeding." Z. Morph. Anthropol., 1972, 64 (1) : 54-59.
- 24 Y. Martin. " L'Ile-aux-Coudres..." , 1957, loc. cit.
- 25 C. Laberge. "Population Genetics ..." , 1976, loc. cit.

CHAPITRE I

SOURCES ET STRUCTURATION DES DONNEES

Sources

Le travail de reconstitution des familles de l'Île-aux-Coudres repose essentiellement sur l'élaboration d'un registre de population informatisé; registre que nous possédons grâce aux travaux de Pierre Philippe, et auquel nous avons apporté un certain nombre de corrections. Les outils informatiques dont nous disposons aujourd'hui, beaucoup plus sophistiqués qu'à l'époque à laquelle ce registre a été constitué, nous ont, en effet, permis de pointer les erreurs et de les corriger.

Pour bien saisir la nature du travail effectué, il convient, dans un premier temps de décrire le registre tel qu'il nous a été transmis, puis de passer en revue les diverses étapes de validation et de correction que nous lui avons fait subir, ainsi que la restructuration subséquente du fichier lui-même.

Ce fichier provient du dépouillement des registres de baptêmes, mariages et sépultures de la paroisse Saint Louis, depuis 1740 jusqu'à 1967, et de la paroisse Saint Bernard, de 1929 à 1967 ; les actes de baptêmes, mariages et sépultures de cette dernière paroisse, dépouillés à partir de la copie déposée chez le protonotaire, ne comportent toutefois pas d'annotations marginales.

Les données ainsi recueillies ont été jumelées manuellement sur la base des mentions nominatives de manière à ce que tous les actes concernant un même individu soient rapprochés, ce qui permet de reconstituer les biographies des individus de même que les fiches de famille et les généalogies ascendantes et descendantes.

Chaque individu reçoit un numéro matricule unique qui permet de bien l'identifier et de le distinguer d'éventuels homonymes. Ce numéro le caractérise tout au long du processus, quelle que soit la situation dans laquelle on le retrouve: comme égo, comme parent ou comme conjoint.

Pour les individus vivants, dont les numéros matricules sont inférieurs à 2000, une enquête ethnologique, menée à l'été 1967, a permis de compléter l'information recueillie dans les registres paroissiaux et de disposer, de cette façon, d'un recensement nominatif par ménage. Enfin, une mise à jour du fichier (dépouillement des actes d'état civil) a été effectuée, pour la période 1968-1973. L'attribution des numéros matricules permettait en outre, d'identifier les individus dont la mention a été ajoutée durant cette période. Pour plus de clarté, nous résumons ici la classification utilisée :

- 1 - 1585 : Population recensée en 1967.
- 5 000 - 11 279 : Population ayant vécu à l'Île-aux-Coudres.
- 50 000 - 50 270 : Ascendants qui n'ont jamais vécu dans l'île.
- 75 000 - 75 131 : Naissances entre 1967 et 1973.
- 80 000 - 80 031 : Conjoints nés à l'extérieur de l'île dont la mention a été ajoutée entre 1968 et 1973.

Nous avons reçu les fiches de dépouillement, ainsi qu'une copie papier et une copie informatisée du fichier jumelé. Ce fichier est le fruit du transfert des fiches de dépouillement, préalablement jumelées manuellement, sur cartes perforées (fiches mécanographiques), puis sur bande magnétique, donnant lieu à un premier listing, puis à des versions corrigées de ce listing. C'est à partir de cette dernière version (sur support papier, la copie informatisée n'étant pas disponible) que la réactivation informatique du fichier et son transfert sur micro-ordinateur a été possible, et ce, grâce à une collaboration de F.M. Mayer, Y. Lavoie et P. Philippe (CAFIR, 1986; subvention interne de l'Université de Montréal), puis à une subvention FCAR (1987-1990), en vue d'études sur les petites populations isolées, intitulée "Ecologie humaine de deux isolats", dans le cadre de laquelle se réalise le présent travail.

Structuration des données et validations.

L'information contenue dans les actes d'état civil, a été structurée en fichier permettant de gérer les informations individuelles, préalablement inscrites sur trois fiches distinctes (illustrées en appendice 1), et décrivant

respectivement, les caractéristiques d'égo (cartes 1), les parents d'égo (cartes 2) ainsi que le(s) mariage(s) d'égo (cartes 3). Dans ce système, chaque individu doit donc posséder une carte 1 ainsi qu'une carte 2 et, s'il se marie, une carte 3. La liste détaillée des variables pointées en cartes 1, 2, 3, est de plus, fournie dans le " Guide d'utilisation des données de l'île-aux-Coudres" (EDYPH, 1988-1991).

Nous avons transféré cette information dans un fichier dBase, tout en conservant la structure des cartes 1, 2, 3. Des tests de validation et de correction de la base ainsi constituée ont été effectués; ces vérifications ont permis de relever des incohérences et de les corriger, et de mieux connaître la façon dont le fichier avait été constitué. Nous en résumons ici les principales étapes:

1. Vérification des fréquences de toutes les variables trouvées en cartes 1,2,3. (L'appendice 2 présente le détail de ces validations et des types d'erreurs relevées).

Cette vérification ayant, en outre, mis en évidence la présence d'individus **sans carte 1 et / ou sans carte 2**, nous en avons ensuite dressé la liste, et avons ainsi obtenu tous les individus identifiés par un # 80 000 (80 000 - 80 031).

Ce sont des conjoints nés à l'extérieur de l'île dont la mention a été ajoutée, et pour lesquels seul le mariage (célébré entre 1968 et 1973) a été enregistré dans la paroisse (unions exogames avec perte). Les noms des parents auraient dû

être relevés, puisque le mariage a été célébré à l'Île-aux-Coudres, mais ce travail a été effectué sélectivement: seuls les parents du conjoint résident ont été relevés.

La liste des **individus avec conjoint, et dont le sexe n'est pas défini** nous a également fourni une série d'individus portant des matricules 80 000. Nous leur avons donc créé une carte 1 avec le peu d'information que nous possédions (nom, # matricule, sexe).

2. Vérification de la concordance de toutes les mentions concernant un individu (voir appendice 3)

Des erreurs concernant les # matricule, les dates de naissance, le lieu de naissance, les patronymes, ainsi que des incohérences entre la date de naissance d'un individu et sa date de décès ou celle de la naissance de ses enfants, ont été relevées et corrigées, après vérification des fiches de dépouillement et parfois aussi, en consultant les registres paroissiaux.

Puis le processus a été enclenché une seconde fois, afin de s'assurer qu'aucune erreur ne subsistait, à cette étape du travail de vérification . Les fiches de familles ont ensuite été reconstituées et nous leur avons appliqué une série de tests de validation ci-contre (intervalles, lieux et dates de naissance et de mariage), qui ont permis de mettre en évidence certaines anomalies dans la reconstruction de ces fiches de familles :

3. Vérification de l'intervalle

- entre le mariage et la première naissance (protogénésique).
- entre chaque naissance successive (intergénéésique).
- entre la naissance de l'enfant et celle de ses parents.
- entre le mariage et la fin d'union, cette dernière ne devant pas survenir avant le mariage.
- correspondance fin d'union - décès du conjoint.

L'appendice 4 résume la nature des erreurs relevées ainsi que leur provenance.

4. Vérification des individus ayant

- a) une date précise de naissance, sans lieu de naissance
- b) une naissance à l'île, sans date précise
- c) une date incomplète (mois, année), hors de l'île ou lieu inconnu
- d) une date de naissance complète, hors de l'île
- e) une date de naissance précise, antérieure à la date d'ouverture des registres de l'île-aux-Coudres

On s'attend généralement à ce qu'un individu dont le baptême a été relevé dans les registres de l'île-aux-Coudres ait une date de naissance en jour/mois /année, alors que les immigrants décédés à l'île peuvent avoir une année de naissance estimée grâce à l'âge déclaré au décès, sans mention du lieu de naissance. L'examen des paramètres mentionnés plus haut a permis de cerner des omissions et erreurs qui sont détaillées en appendice 5, et de les corriger.

5. Vérification des couples ayant un lieu de mariage, sans date de mariage ou avec une décennie de mariage.

Dans ce dernier cas, il s'agit de dates estimées de mariage, établies par Pierre Philippe, à partir des dates de naissance des enfants. Les fiches de dépouillement n'indiquent d'ailleurs ni la date ni le lieu du mariage, ces informations ayant été ajoutées manuellement sur le listing. Il semble que les lieux de mariage aient été relevés lors de l'enquête ethnologique, et parfois aussi, présumés d'après le lieu de provenance ou de naissance du conjoint exogame, ce qui nous a amené à réviser toutes les mentions concernant ces individus qui ont fait l'objet du recensement de 1967, et à mettre à jour des erreurs, non seulement concernant les lieux de mariage, mais aussi dans l'attribution des parents, ainsi que des cas de sous-jumelage. La section suivante illustre ces problèmes.

6. Vérification des individus recensés lors de l'enquête ethnologique
(matricules # 1- 1585)

- Problèmes rencontrés, dûs à la **non inscription des parents**. Lors de l'enquête ethnologique, les individus recensés se sont vus attribuer un rang dans la famille et un numéro de foyer. En examinant les fiches de ces individus, il est apparu que certains d'entre eux n'avaient pas de parents déclarés. Il s'agissait d'individus de rang 1 (chef de famille), rang 2 (épouse), ou de rang 31 (étranger).

Ceci nous laisse croire que les parents ne vivant pas sous le même toit que leurs enfants n'ont pas été relevés lors de l'enquête ethnologique, et qu'ils n'ont été retracés qu'en jumelant les actes d'état civil aux données du recensement par ménage: l'information a été déduite après coup, à l'aide des actes de baptêmes et de mariages des enfants. Une vérification systématique des individus recensés a mis en évidence, pour les individus mariés à l'extérieur de la population, non seulement des omissions, mais aussi des erreurs de jumelage: il s'agissait d'individus avec un âge déclaré lors de l'enquête ethnologique (les dates exactes de naissance n'ayant pas toujours été relevées par le recenseur), auxquels on avait, de toute évidence, jumelé des individus nés la même année, sans tenir compte des actes de mariage.

Citons l'exemple de Florida B., qui s'était vue attribuer deux unions, un premier mariage à Horace B. en 1917 (les enfants naissent de 1918 à 1936) et un second mariage à Edmond P. vers 1920 (les enfants naissent de 1926 à

1934), alors que le premier époux est encore vivant, et que deux enfants, issus de chacun des mariages naissent à trois mois d'intervalle. Le second mariage, retracé à Baie Saint Paul, nous a permis de rétablir la véritable identité des parents de la seconde Florida B.

- Les **dates et lieux de mariage** n'ont pas non plus été relevés de façon systématique, lors de l'enquête ethnologique: on a souvent une date approximative de mariage, quand celui-ci a été célébré à l'extérieur de l'île. De plus, le lieu de mariage s'est avéré erroné dans plusieurs cas, le recenseur le présumant d'après le lieu de provenance ou de naissance déclaré de la conjointe.

- Enfin, les fiches de dépouillement ne prévoyant pas l'inscription de plus d'un prénom et de deux initiales, des **inversions dans l'ordre des prénoms** relevés lors de l'enquête ethnologique et de ceux de l'acte de baptême, ont donné lieu à la création de faux jumeaux. Par exemple, le # 1215 Marcellin, J. - C., P. , et le # 11167 Jean-Claude, M. P. , nés le même jour, se sont avérés, après vérification des registres, être le même individu.

Il s'agissait donc d'erreurs systématiques, qui ont été vérifiées de façon systématique.

7. Revision des # matricules 50 000

Lors des vérifications, nous avons suspecté une attribution non systématique des # 50 000 et procédé à un examen détaillé de ces # matricules.

L'observation des fiches de famille des individus et des couples (soit un des membres, soit les deux membres du couple) portant des matricules 50 000 nous a permis de constater que ce matricule a été attribué, en gros, aux individus n'ayant pas vécu à l'île-aux-Coudres, mais qui s'y sont mariés avec un conjoint né à l'île (mariages exogames avec perte). Dans certains cas, mais pas de façon systématique, les parents de conjoints mariés à l'île, parents n'ayant pas vécu eux-mêmes (parents de fondateurs¹), sont mentionnés et se sont fait attribuer un # dans les 50 000.

Cependant

1) On a retracé plusieurs cas où les parents ne sont pas relevés dans les fiches de dépouillement alors qu'ils sont mentionnés dans le registre paroissial. Ces cas ont été retracés après vérification des listes de mariages célébrés à l'île-aux-Coudres fournies par SOREP (Centre interuniversitaire de recherches sur les populations).

¹ Couple fondateur: couple dont les 4 parents n'ont pas vécu à l'île, et qui représentent, selon la définition de Jacquard (1972)², la fin de l'information généalogique.

² Albert Jacquard. "Evolution du patrimoine génétique des Kel Kummer." Population, 1972, 4-5, 784-800.

2) Certains mariages exogames avec perte voient le conjoint de l'extérieur porter un # matricule plus petit que 50 000, alors qu'il n'est ni sujet d'acte (décès), ni témoin d'acte (naissance d'un enfant) à l'Ile-aux-Coudres et qu'il devrait par conséquent porter un # 50 000.

Le dépouillement des actes et l'attribution des # matricules ayant été faite de façon non systématique, il nous est apparu nécessaire de vérifier tous les mariages de l'Ile-aux-Coudres afin de pouvoir disposer d'une information systématique et exhaustive donnant une meilleure cohérence au fichier reconstitué.

Nous avons, pour cela, utilisé, dans un premier temps,

- les listes de mariage fournies par SOREP (listes des mariages de l'Ile-aux-Coudres, ainsi que des mariages célébrés dans Charlevoix, et impliquant un résidant de l'Ile-aux-Coudres)
- nos propres listes : fiches de famille classées par date de mariage et par paroisse, avec indication des # matricules des parents et des conjoints,

afin - de relever les individus non inscrits
 - de vérifier l'attribution des # matricules
 - de pointer d'éventuelles omissions d'acte.

Dans un deuxième temps, nous avons consulté les fiches de famille, classées par patronyme, pour y déceler le sous-jumelage causé par la non inscription des parents retracés dans les actes.

8. Rectification des jumelages

- Sous-jumelages

Certains actes concernant un individu n'avaient pas été préalablement jumelés, pour diverses raisons (erreurs ou imprécisions du recenseur ou du dépouilleur, oublis purs et simples), dont nous précisons la nature ici:

- * Double inscription d'un individu, lors de l'enquête ethnologique de 1967: essentiellement, des filles recensées à deux endroits simultanément: chez leurs parents (rang 5: fille du chef de ménage), et à leur nouveau domicile (rang 2: épouse du chef de ménage).
- * Données recueillies par le recenseur non jumelées à celles contenues dans les registres d'état civil.
- * Données recueillies par le recenseur dupliquant celles contenues dans le registre paroissial, l'inversion des prénoms de l'individu recensé laissant croire à l'existence de jumeaux.
- * Erreurs lors de la perforation des cartes (fiches mécanographiques).
- * Acte de baptême d'un individu non jumelé à l'acte de mariage.
- * Acte de naissance non jumelé à l'acte de décès, à cause d'erreurs lors de la transcription de l'âge déclaré au décès, erreurs entraînant une estimation erronée de la date de naissance.

- Mauvais jumelages et sur-jumelages

Ces opérations originent du même type d'erreur :

- * Acte de sépulture d'un individu, jumelé à l'acte de naissance d'un autre individu, sur la base d'une estimation erronée de la date de naissance.

* Homonymie des parents.

* Erreurs sur le prénom, introduites lors de l'opération de jumelage ou provenant des registres eux-mêmes. Dans ce dernier cas un code chercheur a été attribué de manière à pouvoir retracer le contexte de la décision de jumelage, advenant une situation ultérieure (ajout d'autres données) nous obligeant à revoir notre décision.

Restructuration du fichier

Une fois les corrections entrées, nous avons revalidé à nouveau la base de données, afin de nous assurer que d'autres erreurs n'aient pas été introduites à cette étape de notre étude.

Ce système devenant de plus en plus fastidieux à gérer, chaque correction impliquant la révision des cartes 1, 2, 3 de l'individu, ainsi que celle de la carte 3 du conjoint, et des cartes 2 de chacun des enfants, nous avons mis au point un programme plus souple, ne nécessitant qu'une seule entrée et minimisant, par le fait même, le risque d'erreur, lors de l'inscription des ajouts et corrections. Ce programme, développé en cours de maîtrise, a été élaboré par Eric Labelle, informaticien, pour répondre aux besoins spécifiques de notre étude. Il a été, et c'est là son principal avantage, en constante évolution au fil des demandes et des besoins, et est susceptible d'être modifié ou enrichi afin de l'adapter à d'autres types d'analyses.

Programme de gestion et d'analyse du fichier de population

Dans un premier temps, un "pont" permettant de transférer le fichier contenant les cartes 1,2,3, gérées dans la structure MASC (Module d'assistance au couplage), à une structure relationnelle a été effectué. C'est cette structure relationnelle qu'utilise "ANAL", le programme développé pour la gestion et l'analyse du fichier de population. Le programme comporte 3 modules

principaux: consultation et mise à jour des données; analyse généalogique; analyses statistiques.

Il contient un fichier "individus" ainsi qu'un fichier "unions", permettant de n'intervenir qu'une seule fois lors de l'inscription des variables ou lors des corrections, et de tracer un profil plus complet de l'individu. Le fichier individuel permet d'établir les caractéristiques propres à l'individu, sa biographie, (dont la profession, le nombre de conjoints ...) alors que le fichier " union ", comporte les caractéristiques particulières à l'union contractée par ce même individu (dont les dispenses de mariage). Bien que certaines caractéristiques se recoupent, on remarquera dans les exemples reproduits en appendice 6, que la biographie de l'individu retrace tous les événements de sa vie, alors que la fiche de famille s'attarde aux faits survenus à l'intérieur du couple et spécifiques à cette union.

Le logiciel de gestion et d'analyse utilisé permet en outre, en fonction des différents besoins, de rattacher à chacun de ces fichiers (individus et unions), d'autres fichiers, dont le fichier "événement" comprenant entre autres, les variables relevées lors de l'enquête ethnologique, les dispenses religieuses, ainsi qu'une section "commentaires" . On y retrouve aussi la profession déclarée par l'individu lors de son mariage ou lors du mariage de ses enfants, ainsi que la date de déclaration. Les professions, partiellement informatisées dans la structure initiale (MASC), (ne concernaient que la profession déclarée au moment du mariage de l'individu), et selon des catégories trop vastes ont fait l'objet d'une révision, puis inscrites dans ce fichier "événement". (Voir "Guide d'utilisation des données de l'Ile-aux-Coudres" pour comparaison des

catégories créées). Elles ont été complétées à l'aide des listes de mariage fournies par SOREP, de sorte que nous possédons maintenant, dans le fichier événement, les professions déclarées par l'individu, non seulement au moment de son mariage, mais aussi lors du mariage de ses enfants.

L'ensemble des opérations décrites plus haut permet de disposer pour les analyses d'un registre de population corrigé permettant entre autre, la reconstitution de biographies, de fiches de familles et de généalogies plus valides. En principe, ce fichier, créé à partir du registre de paroisse, donne accès aux informations suivantes :

- par le biais des actes de baptême, nous connaissons la date de naissance, les nom et prénoms de l'individu, ceux de ses parents, et ceux des parrain et marraine .

-par le biais des actes de mariage, nous connaissons la date de mariage, les noms, prénoms et lieux de résidence des conjoints et des parents, parfois une déclaration d'âge ou de majorité, minorité, ainsi que les dispenses de bans et de consanguinité, indication de veuvage, remariage ...

-par le biais des actes de sépultures: date de décès, noms et prénoms du décédé, des parents ou du conjoint (survivant ou décédé), parfois âge au décès. Les fiches de dépouillement ne prévoyaient pas l'inscription de cette dernière information, mais elle a, de toute évidence, été relevée puisque certains individus possèdent une date de naissance estimée.

Ces actes nous permettent donc d'établir

- La biographie individuelle:

naissance, nom des parents, mariage (veuvage, remariage éventuels), vie reproductive (par le biais des actes de baptême, mariage, sépulture des enfants), décès.

- La fiche de famille, plus spécifiquement centrée autour du couple et de ses enfants, donnera les informations particulières à une union donnée .

La biographie de Séraphine C. , ainsi que la fiche de famille concernant l'un des deux mariages qu'elle a contractés, (présentées en appendice 6), illustrent bien la complémentarité des fiches individuelles et familiales, la première donnant le profil complet de l'individu (entre autres, le nombre de mariage et le nombre d'enfants issus de chaque union, documentant ainsi la totalité de son histoire féconde), alors que la seconde insiste sur une union précise, en l'occurrence ici, la deuxième union de Séraphine C.. On aurait pu aussi reproduire la fiche de famille de ses parents afin de visualiser son insertion parmi ses frères et soeurs. Trois fiches de famille concernent donc cet individu: celle de ses parents (famille d'orientation) ainsi que celles de ses deux mariages (familles de procréation).

Idéalement, un couple peut donc être connu par son acte de mariage, par les actes qui concernent ses enfants (baptême, mariage, parfois sépulture (si l'enfant est célibataire)), ainsi que par les actes qui concernent le conjoint

(décès du conjoint, décès d'un veuf, d'une veuve, remariage du conjoint survivant). En pratique, toutes ces informations ne sont pas disponibles pour tous les couples: certains couples (couples migrants, inféconds, parents de fondateurs) ne sont connus que par un ou quelques actes, alors que les couples stables dans la population et très féconds sont identifiés par une multitude d'actes.

- Les généalogies, centrées autour du couple (ascendantes) et de la famille (descendantes), peuvent être reconstituées à partir de ces informations, structurées en biographies et en fiches de famille. Le numéro matricule de l'individu constitue la clé d'accès qui permet de gérer les liens inter-individuels et de rattacher chaque individu à ses parents, à ses frères et soeurs ainsi qu'à ses enfants.

Connaissant les parents d'un individu (actes de baptême, mariage, sépulture), on peut le rattacher à ses géniteurs, ce qui permet de remonter d'une génération à l'autre, tous les couples qui ont contribué biologiquement à cet individu.

Pour un individu, ou un couple, on connaît aussi ses enfants; ceux-ci mariés, on connaît leurs enfants, ... ainsi de suite ... , sur plusieurs générations. Cette descendance établie, on peut évaluer la contribution génétique d'un individu à sa descendance en général, et à un descendant en particulier.

Les généalogies individuelles, remontées jusqu'aux ancêtres fondateurs, nous permettent en outre, de calculer, en probabilité, le degré de parenté des conjoints ainsi que la consanguinité des individus dont nous avons besoin dans notre analyse.

Bilan

La mise à jour du registre aura donc permis

- de vérifier systématiquement les erreurs
- de disposer d'un registre amélioré
(biographies et fiches de familles améliorées, et ascendances plus complètes)
- de structurer les données en vue des analyses.

Il reste à sélectionner les individus devant faire partie de l'étude et à en déterminer le cadre temporel, ce qui fera l'objet du prochain chapitre.

CHAPITRE II

CHOIX DE LA PÉRIODE ET

SÉLECTION DES COUPLES

Le fichier contient l'ensemble des actes structurés de manière à pouvoir effectuer l'analyse de la mortalité infantile et de la consanguinité: la constitution des biographies, des fiches de familles et des généalogies permet en effet de voir comment se distribue la mortalité infantile dans les familles et d'évaluer la consanguinité des individus. Les facteurs de risque associés à la mortalité infantile, tant d'origine biologique que d'origine socio-économique, seront pris en compte, de façon à ne pas laisser ces variables confondantes interférer dans l'analyse de la mortalité infantile et de la consanguinité.

Mais avant d'entreprendre cette analyse, il fallait déterminer le cadre temporel de cette étude et sélectionner les couples devant être retenus en tenant

compte de la nécessité de contrôler les sorties d'observations et par conséquent, de travailler sur des couples considérés stables dans la population pour la durée de leur vie féconde.

Précisons ici que le couple (ou l'ensemble des grossesses), et non pas l'enfant (ou la grossesse), a été retenu comme unité statistique de base parce que c'est le degré de parenté entre les époux qui est considéré comme un risque potentiel pour l'ensemble des enfants à naître, et qui détermine le degré de consanguinité, en probabilité, des enfants. Tel que mentionné au chapitre I, tous les enfants d'un même couple auront le même niveau probable de consanguinité puisqu'il est déterminé par le degré de parenté des parents.

Les critères qui ont présidé au choix de la période d'étude et à la sélection des couples sont explicités dans ce chapitre.

A. Choix de la période

Les registres paroissiaux de l'Ile-aux-Coudres ont été dépouillés pour la période couvrant les années 1740 à 1973, soit de la date d'ouverture des registres jusqu'à la date de mise à jour du fichier. Notre étude s'effectuera sur une période de 140 ans, soit de 1800 à 1939, et ceci afin de s'assurer

1. de disposer d'une profondeur généalogique suffisante pour établir le degré de parenté des conjoints et la consanguinité des individus.

Pour cela, il faut être en mesure de remonter les généalogies sur au moins trois générations, soit environ une période de 60 ans à partir de la date d'ouverture des registres de la paroisse. Les couples mariés à partir de 1800, pour lesquels nous pouvons espérer connaître, par le biais des actes de mariage, les parents, les grands-parents ainsi que les bisaïeux et leurs parents ont donc été retenus.

2. que les couples observés aient eu le temps, au moment où les derniers relevés d'actes ont été effectués, en 1973, de compléter * leur famille, et donc de s'exposer pleinement au risque de décès infantile.

Pour cette raison, l'analyse portera sur les couples mariés avant 1940, dont on peut présumer que la vie féconde était terminée en 1973.

* En démographie historique, on considère généralement comme complètes les familles où la femme a atteint 45 ans en état de mariage (L. Henry et A. Blum ., 1968, Techniques d'analyse en démographie historique. éd. de l'Institut national d'études démographiques, Paris. 180p.)

B. Sélection des couples

- Couples féconds

Un certain nombre de critères ont été pris en compte lors du choix des couples devant être retenus pour la présente étude. Puisque celle-ci porte sur la mortalité infantile, nous devons évidemment exclure les couples sans enfant. Ils représentent 504 unions sur les 2001 unions répertoriées dans la base de données (le registre de population informatisé) soit 25% des unions. 400 d'entre elles ont été célébrées à l'île-aux-Coudres et 104 à l'extérieur (dont 75 pour lesquels nous n'avons pas de date de mariage). Une approche de population basée sur l'exploitation de l'état civil d'une communauté ne permet pas d'établir directement la part des migrants qui ont eu leurs enfants à l'extérieur de celle des couples inféconds, mais simplement de constater que ces couples n'ont pas eu d'enfants dans la population à l'étude.

- Couples stables

Notre étude doit, de plus, porter sur les couples féconds et stables qui ont passé l'ensemble de leur vie féconde à l'île, et ce, pour deux raisons principales:

1. il faut que les enfants de ces couples aient été soumis au même risque environnemental;
2. il faut que ces couples n'aient pas eu d'enfants qui soient nés et décédés à l'extérieur de la population, avant l'âge d'un an, puisque nous ne pouvons le déceler. Les migrations temporaires ne se sont peut-être pas toujours effectuées dans des conditions idéales pour la survie d'enfants à naître ou de très jeunes enfants, représentant un facteur de risque supplémentaire, que nous ne pouvons repérer dans le registre de paroisse de l'île, puisque les naissances et les décès survenus en dehors de la communauté ont été enregistrés dans la paroisse d'accueil. Cela risque de biaiser l'étude dans une sens ou dans l'autre, puisqu'on considérerait alors ces couples comme n'ayant pas vécu de décès infantile, alors que ce ne serait pas le cas.

L'exclusion de couples considérés mobiles se justifie donc, par la nécessité d'observer des familles exposées à un environnement similaire, afin que ce facteur environnemental ne vienne pas interférer dans l'interprétation des résultats, et par la nécessité de ne pas perdre d'information sur la mortalité infantile.

Les critères retenus nous ont donc fait exclure de l'étude les couples dont un ou des enfants sont nés à l'extérieur de la population, de même que ceux dont les intervalles protogénésique et / ou intergénésiques sont trop longs, étant alors suspectés d'avoir migré à un moment ou l'autre de leur vie féconde.

Ces intervalles, en régime de fécondité naturelle, peuvent nous renseigner sur la mobilité. Le problème réside essentiellement dans la définition de ce

qu'est un intervalle trop long, peu d'études basées sur des petites populations en faisant état; dans un premier temps, les critères utilisés par Philippe, 1973¹, basés sur la méthode de Louis Henry (1958)² dans son étude à Crulai ont permis une première sélection: les couples présentant un intervalle protogénésique supérieur à 36 mois et / ou des intervalles intergénésiques supérieurs à 48 mois ont été écartés. Mais l'examen systématique des fiches de famille des couples ainsi exclus nous a démontré que ces critères ne s'appliquaient pas de façon stricte à la population à l'étude, ne reflétant que partiellement la réalité de cette population particulière. Il fallait, nous semblait-il, assouplir les critères, particulièrement pour les femmes de plus de 35 ans dont les intervalles intergénésiques étaient régulièrement plus longs. Des études récentes (Nault, Desjardins et Légaré, 1990)³ font d'ailleurs état d'intervalles plus longs chez les mères plus âgées, corroborant ainsi nos constatations.

L'étude doit aussi être resserrée en se limitant aux seules familles complétées (la femme ayant atteint 45 ans d'âge) ou achevées (l'union étant rompue par le décès d'un des conjoints ou par le divorce) *, de façon à nous assurer qu'il ne peut y naître d'autres enfants, tel que les études en démographie historique le recommandent. Est-il pertinent d'exclure certains couples sous prétexte que notre observation s'arrête à une dernière naissance à 43 ou 44 ans, ou qu'un

* Nous avons repris la définition utilisée en démographie historique: " Une famille est achevée quand il ne peut plus y naître d'enfants, soit parce que l'union a été rompue par la mort ou le divorce, soit parce que la femme a atteint 50 ans, âge où la quasi-totalité des femmes sont stériles. Lorsque l'union subsiste quand la femme a atteint cet âge, la famille achevée est qualifiée de complète; en démographie historique, on considère généralement comme complètes les familles où la femme a atteint 45 ans en état de mariage." (L. Henry et A. Blum, 1988 Techniques d'analyse en démographie historique, I.N.E.D, Paris p.98.)

des intervalles intergénésiques est de 50, 52 mois ? Ces familles dont les destins de tous les enfants sont connus, sont de toute évidence, des familles bien enracinées dans le milieu. Il en est de même lorsqu'on utilise le critère du décès d'un des conjoints pour classer une famille "achevée": une grande partie de la vie gènesique de certains couples peut nous être inconnue, alors que la fin d'union, parce que connue, nous permet de garder ces couples dans l'étude; d'autres couples dont l'ensemble de la vie gènesique nous est connue devraient, au contraire, être exclus parce que leurs destins ultérieurs n'ont pu être retracés (pas de décès dans la paroisse).

Idéalement, il aurait fallu vérifier si ces couples étaient effectivement présents dans la population durant ces intervalles. Cette vérification, impossible à faire pour l'ensemble de la période, a cependant été faite pour la période où l'existence de recensements nominatifs permettait d'attester de la présence des couples et de leur famille durant l'intervalle où on pouvait penser qu'ils aient pu migrer. Nous disposons, pour la population de l'île, des recensements nominatifs nationaux, de 1851, 1861, 1871, 1881 et 1891, et du recensement effectué lors de l'enquête ethnologique, en 1967.

Grâce à ces listes, il devenait possible de réviser les critères de sélection sur une base solide. Cette vérification, à la lumière de laquelle les critères de mobilité et de stabilité dans la population ont été réévalués, s'est effectuée en deux étapes, qui seront détaillées dans les pages qui suivent :

- dans un premier temps, l'examen des couples exclus sur la base de l'intervalle protogènesique et des intervalles intergénésiques, selon la méthode de la démographie historique (Henry, 1958).³

- dans un deuxième temps, l'examen systématique des couples selon que la famille soit achevée ou non, (présence ou absence de date de fin d'union) ou qu'elle soit complétée ou non (l'épouse ayant atteint 45 ans d'âge) .

Intervalles protogénésiques et intergénésiques et présence aux recensements

L'ensemble des couples exclus de l'étude sur la base des critères élaborés par Louis Henry, c'est-à-dire des couples à intervalles protogénésiques supérieurs à 36 mois et à intervalles intergénésiques supérieurs à 48 mois, a été examiné en fonction de l'intervalle protogénésique (≤ 36 mois; 36 - 48 mois; > 48 mois), et de l'intervalle intergénésique le plus long qui soit survenu au cours de leur vie féconde ($I.i \leq 48$ mois; $48 < I.i \leq 60$ mois; $60 < I.i \leq 72$ mois; $72 < I.i \leq 84$ mois; $I.i \geq 84$ mois) .

Au total, cela représente 120 couples, dont 75 (soit 63%) ont pu être vérifiés, et pour lesquels on notait les caractéristiques suivantes :

- naissances à l'extérieur déjà enregistrées dans notre base de données
- possibilité de vérifier les naissances à l'aide des recensements, et dans l'affirmative, absence ou présence du couple durant l'intervalle qui fait problème.
- présence ou absence à l'enquête ethnologique menée en 1967.

Ces compilations, sont représentées en détail, à l'appendice 7. Puis, afin d'en simplifier la présentation, nous avons regroupé pour chaque type d'intervalle protogénésique, les couples à intervalles intergénésiques compris entre 48 et 84 mois, pour lesquels les mêmes conclusions s'appliquaient. Ces résultats apparaissent ici, dans les tableaux I, II et III.

Intervalles protogénésiques ≤ 36 mois et intervalles intergénésiques > 48 mois

Les couples à intervalles protogénésiques de 36 mois ou moins et intergénésiques de 48 mois ou moins rencontraient les critères de base et n'ont évidemment pas fait l'objet de vérification. Celle-ci a été restreinte aux seules unions dont les intervalles intergénésiques sont supérieurs à 48 mois, et se trouve résumée dans le tableau qui suit.

Tableau I. Présence aux recensements des couples, mariés entre 1800 et 1939, dont l'intervalle protogénésique est inférieur ou égal à 36 mois, et dont les intergénésiques sont supérieurs à 48 mois.

Nombre de couples	Intervalles intergénésiques		
	48 < I. i. \leq 84	I. i. $>$ 84	Tous I. i.
avec naissances à l'extérieur	3	5	8
non bornés par les recensements	29	1	30
Présents	21*	2	23
Présents à l'enquête	20	2	22
Absents	2	—	2
Total	75	10	85

* Une naissance à l'extérieur a été retracée pour un couple

Intervalles intergénésiques > 48 mois et ≤ 84 mois

Des 85 couples ainsi répertoriés, 75 présentent des intervalles intergénésiques compris entre 48 mois et 84 mois; de ceux-ci, 3 couples ont des enfants nés à l'extérieur et pour lesquels nous avons soit un mariage, soit un décès à l'île; 29 unions n'ont pu être vérifiées, alors que 43 l'ont été, soit par le biais de l'enquête ethnologique, soit par les recensements. 40 des 43

couples étaient présents, et dans la majorité des cas, les mères avaient plus de 35 ans au milieu de l'intervalle en question.

Les 3 autres couples étaient, ou bien présent avec un enfant né à l'extérieur (enfant que le recensement a permis de retracer), ou bien absents; les mères étaient âgées respectivement de 24, 32, 33 ans au milieu de l'intervalle vérifié.

Il serait donc abusif d'exclure tous les couples dont les intervalles intergénésiques sont supérieurs à 48 mois, à tout le moins quand les mères sont plus âgées.

Deux situations se dégagent clairement pour ces couples à intervalle protogénésiq ue \leq 36 mois et à intervalles intergénésiques compris entre 48 mois et 84 mois, et pour lesquels la présence dans la population durant ces intervalles intergénésiques a été vérifiée à l'aide des recensements :

1. Les mères qui ont 35 ans et plus au milieu de l'intervalle intergénésiq ue sont toutes présentes. On peut penser que les couples présentant les mêmes caractéristiques, mais dont la présence n'a pu être attestée, étaient eux aussi des couples stables dans la population.
2. Dans le cas des mères plus jeunes, on n'observe pas de constantes: les couples sont soit présents, soit absents, soit ont eu des enfants à l'extérieur, enfants déjà enregistrés dans notre base de données, ou retracés à l'aide des recensements; ces faits ne permettent pas de dégager une règle d'extrapolation qui s'appliquerait aux couples non bornés par les recensements, et dont les épouses ont moins de 35 ans lors de l'intervalle plus long.

Intervalles intergénésiques > 84 mois

En ce qui concerne les 10 couples à intervalles supérieurs à 84 mois, la moitié ont eu des enfants à l'extérieur, alors que deux unions ont été pointées par recensement et qu'un couple et un veuf étaient vivants au moment de l'enquête ethnologique.

Nous avons donc décidé de

- garder les couples dont la présence a pu être attestée, quels que soient leurs intervalles intergénésiques
- garder les couples à intervalles intergénésiques \leq 84 mois et dont l'épouse a 35 ans et plus au milieu de l'intervalle en question.
- maintenir l'exclusion des couples à intervalles intergénésiques de 48 mois à 84 mois, quand l'épouse a moins de 35 ans lors de l'intervalle.
- maintenir l'exclusion des couples à intervalles intergénésiques > 84 mois.

Nous récupérons ainsi 13 des 29 couples non bornés par des recensements, les 22 couples présents et sans enfants supplémentaires, ainsi que les 22 couples présents à l'enquête ethnologique.

Intervalles protogénésiques de 37 à 48 mois révolus.

Nous examinons maintenant les couples à intervalle protogénésique supérieur à 36 mois, et inférieur ou égal à 48 mois. Dans cette catégorie, la majorité des couples, soit 11 d'entr'eux, ont un intervalle intergénésiq ue inférieur ou égal à 48 mois, acceptable selon les critères de stabilité énoncés précédemment, et seul l'intervalle protogénésiq ue a dû être examiné. Pour les 4 autres couples, les intervalles protogénésiq ue et intergénésiq ues ont été observés.

Tableau II. Présence aux recensements des couples , mariés entre 1800 et 1939, et dont l'intervalle protogénésiq ue est de 37 à 48 mois.

Nombre de couples	Intervalles intergénésiq ues			
	$0 \leq I.i \leq 48$	$48 < I.i \leq 84$	$I.i > 84$	Tous I. i.
avec naissances à l'extérieur	2	---	1	3
non bornés par recensement	4	2	---	6
Présents	1	1	---	2
Présents à l'enquête	4	---	---	4
Absents	---	---	---	---
Total	11	3	1	15

Intervalles intergénésiq ues \leq 48 mois.

Cinq couples, bornés par les recensements ou recensé à l'enquête ethnologique, ont pu être vérifiés et tous étaient présents; l'âge des épouses au début de l'intervalle protogénésiq ue varie entre 20 et 25 ans, et les intervalles sont de 36

mois et 6 jours, 36 mois et 10 jours, 37 mois, 38 mois, 40 mois, respectivement .

Quatre couples n'ont pu être bornés par les recensements: leurs intervalles protogénésiques respectifs sont de 37 à 41 mois, l'âge au début de l'intervalle variant de 13 ans et demi à 36 ans .

Intergénésique 48-84 mois :

Un couple borné par les recensements et retrouvé: l'épouse a 19 ans au début de l'intervalle protogénésique, et 33-38-42 ans aux intervalles intergénéésiques (4 ans 8mois et 4 ans 10 mois).

Quant aux deux couples non bornés par les recensements, les épouses ont respectivement 17 et 20 ans et demi au début de l'intervalle protogénésique et 21 et 24 ans au début de l'intervalle intergénéésique.

Intergénéésique > 84 mois:

un seul couple, dont plusieurs enfants sont nés à l'extérieur.

Bien que représentant peu de cas, pour les couples à intervalles protogénéésiques de 37 à 48 mois révolus, les constatations vont dans le sens des observations précédentes: les couples dont les intervalles intergénéésiques sont inférieurs à 84 mois et dont l'épouse a 35 ans ou plus au milieu de l'intervalle,

sont majoritairement présents dans la population et ne devraient pas être exclus à moins qu'on y retrace des naissances d'enfants survenues ailleurs; le couple à intervalle supérieur à 84 mois est à exclure;

De plus, les intervalles protogénésiques de 37 à 48 mois ne semblent pas signifier une mobilité du couple et pourraient être considérés comme acceptables. Ils sont souvent le lot des femmes très jeunes (13 ans, 17 ans ...) ou plus âgées (35 ans, 36 ans ...).

Pour les couples à intervalles protogénésiques compris entre 37 et 48 mois révolus, on appliquera donc, concernant les intervalles intergénésiques, les mêmes critères que pour les couples à intervalles protogénésiques de 36 mois ou moins. L'étude s'enrichit ainsi de 10 couples.

Il n'en va pas de même pour les vingt couples dont les intervalles protogénésiques sont supérieurs à 48 mois.

Tableau III. Présence aux recensements des couples, mariés entre 1800 et 1939, et dont l'intervalle protogénésiq ue est supérieur à 48 mois.

Nombre de couples	Intervalles intergénésiques			
	$0 \leq I.i \leq 48$	$48 < I.i \leq 84$	$I.i > 84$	Tous I. i.
avec naissances à l'extérieur	6	---	---	6
non bornés par recensement	7	1	1	9
Présents	1*	1	---	2
Présents à l'enquête	1	2	---	3
Absents	---	---	---	---
Total	15	4	1	20

* + 5 enfants

De ces 20 couples, sept ont eu des enfants à l'extérieur de la population, alors que quatre seulement étaient présents dont trois à l'enquête ethnologique (2 couples et un veuf); les neuf autres n'ont pu être vérifiés par les recensements, et il serait présomptueux de les inclure dans l'étude. Seuls les quatre couples présents et sans enfants supplémentaires ont été réintroduits.

Bilan

A la lumière de ces observations nous avons décidé de conserver, pour la période non vérifiable par les recensements, les couples dont l'intervalle protogénésique est inférieur ou égal à 48 mois et dont les intervalles intergénésiques sont inférieurs ou égaux à 48 mois, si l'épouse a moins de 35 ans, ou inférieurs ou égaux à 84 mois si l'épouse a 35 ans et plus au milieu de l'intervalle, à condition, bien sûr que notre base de données ne révèle pas, pour ces couples, de naissances d'enfants à l'extérieur de la population.

Cette vérification a donc permis de statuer sur le cas des 75 couples bornés par les recensements, d'extrapoler pour les 45 couples non bornés, et d'en réinsérer 22, en appliquant les règles ci-haut.

Intervalles pausigénésiques et recensements

Dans un deuxième temps, les recensements nominatifs ont été utilisés afin de faire la lumière sur les unions incomplètes ou inachevées, et de s'assurer de ne pas exclure des couples dont l'ensemble de la vie féconde s'est déroulée dans la population à l'étude. Les 670 couples, avec enfants, mariés durant la période à l'étude, soit entre 1800 et 1939, ont donc été divisés en deux groupes distincts: ceux pour lesquels nous possédons une fin d'union (familles achevées) et ceux pour lesquels les destins des conjoints ne sont pas connus (familles non achevées); le critère de décès d'un des conjoints ne cernant que partiellement la réalité de ces couples, tel que mentionné précédemment, il nous est apparu nécessaire d'utiliser un artifice de calcul afin d'appréhender plus étroitement ces couples vraiment concernés par l'étude. En admettant que la vie génésique de la grande majorité des femmes ne se poursuit guère au-delà de la quarante cinquième année, et à défaut de connaître le sort des conjoints, il devenait intéressant de tenter d'évaluer, pour les couples à destins inconnus et dont la dernière naissance était survenue alors que la mère n'avait pas atteint l'âge de 45 ans, c'est -à-dire pour les familles inachevées et incomplètes, quels intervalles de temps pouvaient être admissibles pour les considérer comme étant des familles stables et complétées au sens de leur vie féconde, et les garder dans l'analyse.

Nous avons donc calculé, les intervalles que nous regrouperons sous le terme de "pausigénésiques" * (I.p.), c'est-à-dire les intervalles entre la dernière naissance et l'âge de 45 ans (pour les couples sans fin d'union ou dont la fin d'union survient après l'âge de 45 ans), âge au-delà duquel peu de femmes enfantent; nous avons aussi calculé l'intervalle entre la dernière naissance et la fin d'union quand celle-ci survient avant que la mère ait atteint 45 ans d'âge, et inclu ce calcul sous la rubrique "pausigénésique" pour des raisons pratiques, bien que cet intervalle ne soit pas à proprement parler un intervalle "pausigénésique". En bref, l'intervalle "pausigénésique" se calcule ainsi :

Couples	Intervalle pausigénésique =
sans fin d'union	45 ans - âge à la dernière maternité
avec fin d'union après l'âge de 45 ans	45 ans - âge à la dernière maternité
avec fin d'union avant l'âge de 45 ans	âge de l'épouse à la dissolution de l'union - âge à la dernière maternité

L'ensemble des 670 couples, avec fin d'union (que celle-ci soit survenue précocément ou tardivement) et sans fin d'union ont été ensuite répartis en sous-groupes déterminés par les intervalles pausigénésiques, et fait l'objet

* Afin de ne pas alourdir inutilement le texte, et à défaut de trouver une terminologie déjà existante pour décrire l'intervalle de temps entre l'âge à la dernière maternité observée pour un couple donné, et l'âge à la ménopause, fixé à 45 ans dans les études de démographie historique, nous avons utilisé le terme pausi / génésique (du grec, pausis signifiant cessation; génésique référant à la vie féconde).

d'une vérification permettant d'attester de leur présence soit jusqu'à la fin de la vie génésique de la mère, soit jusqu'à la dissolution de l'union. Parmi ces couples, certains (278 couples) n'ont pu être bornés par les recensements, particulièrement pour la période plus ancienne, trop éloignée du premier recensement, et pour la période postérieure au recensement de 1891, et trop antérieure à l'enquête de 1967. Nous avons pu attester de la présence ou de l'absence de 392 couples sur 670, soit 58,5%.

Tableau IV. Couples mariés entre 1800 et 1939 selon la possibilité de les cerner à l'aide des recensements.

Période de mariage	Bornés	Non bornés	Total
1800-1819	---	60	60
1820-1889	268	46	314
1890-1939*	124	172	296
Toutes périodes	392	278	670

* Pour cette période, seule la présence dans la population recensée en 1967 a permis de borner les couples.

On remarquera que pour les 60 unions contractées de 1800 à 1820, les familles étaient déjà complétées au moment du premier recensement, en 1851, puisqu'il s'était alors écoulé de trente à cinquante ans. Pour la période 1890-1939, l'enquête ethnologique de 1967 a permis de recueillir l'information auprès des 124 couples présents. Enfin, les recensements de 1851 à 1891, couvrent la vie génésique de la majorité des couples mariés entre 1820 et 1890 (268 / 314, soit 85%). De ces 268 couples, 201 (75%) étaient présents lors des intervalles trop longs, alors que 67 d'entre eux étaient effectivement absents.

Couples mariés entre 1820 et 1890

Les 268 couples, mariés entre 1820 et 1889, et bornés par les recensements se répartissent en deux groupes qui seront analysés séparément, selon que la date de naissance de l'épouse est connue (251 couples, tableau V), ou inconnue (17 couples, tableau VI). (Cette catégorisation s'impose du fait que le calcul de l'intervalle pausigénésique implique la connaissance de la date de naissance de l'épouse). Les intervalles pausigénésiques ont d'abord été découpés en 6 catégories ($I.p \leq 0$ an; $0 < I.p \leq 4$ ans; $4 < I.p \leq 5$ ans; $5 < I.p \leq 7$ ans; $7 < I.p \leq 8$ ans; $I.p. > 8$ ans), puis après examen, regroupés ($I.p. \leq 0$ an à ≤ 7 ans; 7 ans $< I.p. \leq 8$ ans; $I.p. > 8$ ans), afin de faire ressortir plus clairement les tendances.

Tableau V. Présence ou absence, selon l'intervalle pausigénésique, des 251 couples bornés par les recensements, et dont la date de naissance de l'épouse est connue.

Intervalles pausigénésiques	Couples avec fin d'union		Couples sans fin d'union	
	présents	absents	présents	absents
$I.p. \leq 0$ à ≤ 7 ans	169	1 ^a	13	2 ^d
7 ans $< I.p. \leq 8$ ans	3	---	---	6
$I.p. > 8$ ans	6	3 ^b	3 ^c	45
Tous I.p.	178	4	16	53

- a Ce couple a en outre, un intervalle protogénésique de 15 ans
- b Deux de ces couples ont des enfants nés à l'extérieur alors que le troisième a un intervalle intergénéésique trop long (sur la base des critères mentionnés précédemment)
- c Dont une veuve ainsi qu'un couple avec un enfant de plus que le nombre indiqué par notre base de données.
- d Un des couples a un intervalle intergénéésique de 6 ans et 3 mois, alors que le deuxième, absent durant l'intervalle vérifié a été retracé dans un recensement antérieur, de même que cinq des enfants nés à l'extérieur. L'intervalle protogénéésique de ce dernier couple est d'ailleurs supérieur à 48 mois.

La plupart des couples avec fin d'union ont des intervalles "pausigénésiques" plus courts que ceux des couples sans fin d'union : 93% des couples (170 / 182 couples) contre seulement 22% (15 / 69 couples) ont des intervalles inférieurs à 7 ans . (voir tableau V)

Les absences aux recensements y sont aussi plus rares (4 / 182 couples, soit 2,2%, couples d'ailleurs éliminés sur la base d'autres critères: naissances hors de l'île, intervalles protogénésiques ou intergénéésiques trop longs) que dans la seconde catégorie d'unions (53 / 69 couples, soit un taux d'absence de 77%).

Enfin les 17 couples dont la date de naissance de la mère nous est inconnue ont fait l'objet d'une vérification: 5 dont la fin d'union est connue, étaient présents au recensement, ce qui nous a permis de relever l'âge de l'épouse et de calculer l'intervalle pausigénésique.

Des 12 couples sans fin d'union, seuls les deux ayant de petits intervalles étaient présents. Des 10 couples absents lors de l'intervalle vérifié, 4 étaient présents à d'autres recensements, de sorte que l'âge de l'épouse est connu et qu'il est possible de calculer l'intervalle pausigénésique. Pour les 6 autres couples, absents à tous les recensements, l'intervalle n'a pu être calculé.

Tableau VI. Présence ou absence, selon l'intervalle pausigénésique, des 17 couples bornés par les recensements, et sans date de naissance de l'épouse.

Intervalles pausigénésiques	Couples avec fin d'union		Couples sans fin d'union	
	présents	absents	présents	absents
I.p. ≤ 0 à ≤ 7 ans	5	---	2	---
7ans < I.p. ≤ 8 ans	---	---	---	---
I.p. > 8 ans	---	---	---	4
I.p. indéterminé *	---	---	---	6
Tous I.p.	5	---	2	10

* Ces 6 couples étaient absents, non seulement durant l'intervalle défectueux, mais à tous les recensements, de sorte qu'on n'a pu évaluer l'âge de l'épouse

Pour l'ensemble des 268 couples (avec ou sans date de naissance de l'épouse) ainsi bornés par les recensements, l'information se résume ainsi :

Tableau VII. Présence ou absence, selon l'intervalle pausigénésique, des 268 couples bornés par les recensements.

Intervalles pausigénésiques	Couples avec fin d'union		Couples sans fin d'union	
	présents	absents	présents	absents
I. p. ≤ 0 à ≤ 7 ans	174	1	15	2
7ans < I. p. ≤ 8 ans	3	---	---	6
I. p. > 8 ans	6	3	3*	49
I. p. indéterminé	---	---	---	6
Tous I. p.	183	4	18	63

* dont un veuf, et un couple avec un enfant né à l'extérieur de la population et retracé par le recensement.

Tous les couples ayant une fin d'union sont présents, à l'exception de 4 d'entre eux qui ont par ailleurs été éliminés sur la base des autres critères, tel que mentionné plus haut.

En ce qui concerne les couples sans fin d'union, ils sont majoritairement absents (61 / 63) quand les intervalles dépassent 7 ans ou quand ils n'ont pu être déterminés, et ils sont au contraire présents (15 / 17) quand l'intervalle est plus petit (les 2 absents ont été éliminés par d'autres critères).

Il nous est donc apparu pertinent de garder tous les couples pour lesquels une fin d'union a été enregistrée, alors que nous n'avons conservé que les couples à intervalle inférieur ou égal à 7 ans, quand la fin d'union n'est pas connue. Ces critères ont été appliqués aux 60 couples mariés entre 1800 et 1820, ainsi qu'aux 172 couples mariés entre 1890 et 1939, et absents lors du recensement de 1967. Evidemment, parmi ces couples, certains ont été exclus sur la base d'autres critères (naissances à l'extérieur, intervalle protogénésique et / ou intervalles intergénésiques trop longs).

Nous nous bornerons donc à présenter ici les caractéristiques des couples mariés durant ces deux périodes limitrophes pour lesquelles les recensements nationaux ne sont pas disponibles.

Couples mariés entre 1800 et 1819

Des 60 couples mariés entre 1800 et 1819 (voir tableau IV), dix couples dont un ou plusieurs enfants sont nés à l'extérieur ont été exclus; ils présentent des fin d'union tardives après un long intervalle sans naissance, ou n'ont pas de fin d'union. Des 50 autres couples (tableau VIII), tous ceux pour lesquels une dissolution de l'union a été enregistrée ont un intervalle pausigénésique inférieur ou égal à 7, alors que la majorité des couples sans fin d'union, ont des intervalles plus forts.

Tableau VIII. Intervalles pausigénésiques des couples mariés entre 1800 et 1819, et dont tous les enfants sont natifs de l'île.

Nombre de couples mariés	avec fin d'union		sans fin d'union	
	I.p. ≤ 7	I.p. > 7	I.p. ≤ 7	I.p. > 7
entre 1800 et 1819	26	---	3	21

n = 50

Couples mariés entre 1890 et 1939

Parmi les 296 couples mariés entre 1890 et 1939 (voir tableau IV), 124 couples étaient présents à l'enquête ethnologique; dix (8%) ont eu des enfants ailleurs qu'à l'île, alors que parmi les 114 qui y ont eu tous leurs enfants (voir tableau IX), 87 (76%) ont un intervalle pausigénésique inférieur ou égal à sept, et 29% (33/114) des unions ne sont pas dissoutes (les deux partenaires sont encore vivants en 1967).

Chez les couples absents (émigrés (vivants ou décédés)) au moment du recensement de 1967, le pourcentage de naissances à l'extérieur de la population est légèrement plus élevé (17 sur 172 soit 10%), les intervalles pausigénésiques élevés sont plus fréquents (60 / 155 soit 39% contre 24%), et près de la moitié des couples n'ont pas de fin d'union (69 / 155 = 45%).

Tableau IX. Présence ou absence à l'enquête ethnologique, des couples mariés entre 1890 et 1939, et dont tous les enfants sont nés à l'île, selon l'intervalle pausigénésique, et selon que l'union soit dissolue ou non.

Nombre de couples	avec fin d'union		sans fin d'union		total
	I.p. ≤ 7	I.p. > 7	I.p. ≤ 7	I.p. > 7	
présents lors de l'enquête	62	19	25	8	114
absents lors de l'enquête	79	7	16	53	155

Conclusion

Nous avons donc observé, pour la période bornée par les recensements i.e. 1820-1890,

- que les couples pour lesquels nous avons une fin d'union sont majoritairement présents et que leurs intervalles pausigénésiques sont, en général, inférieurs ou égaux à 7 ans.
- que les couples sans fin d'union, ont au contraire, des intervalles pausigénésiques plus longs, et qu'ils sont majoritairement absents quand ces intervalles dépassent une durée de 7 ans.

Ceci nous a permis d'établir le critère de sélection ci-dessous, et de l'appliquer aux couples des deux périodes extrêmes (1800-1819 et 1890-1939), qui n'ont pu être bornés par les recensements, ni par l'enquête ethnologique: on maintiendra l'exclusion des couples sans fin d'union qui ont des intervalles pausigénésiques supérieurs à 7 ans.

Ces couples se comportent d'ailleurs comme ceux de la période 1820-1890, les couples sans fin d'union sont aussi ceux qui ont les intervalles pausigénésiques les plus longs. Il n'est donc pas abusif d'extrapoler à ces couples les critères élaborés à partir des observations faites sur les couples qui ont pu être vérifiés à l'aide des recensements.

Tous ces faits viennent donc conforter l'hypothèse migratoire, plutôt que celle d'une sous-fécondité des couples à intervalles plus longs.

On nous objectera peut-être que certains couples ainsi éliminés de l'étude sans que des recensements ne viennent corroborer leur absence peuvent être simplement des couples moins féconds, et qu'alors on biaiserait les analyses. Cela nous semble peu probable, compte tenu de ce qui a été dit précédemment et compte tenu du fait que ces individus aient vécu durant les mêmes périodes que les autres couples. Toutefois, l'analyse de la mortalité infantile se fera en deux temps, de façon à tenir compte de cette éventualité: on assumera d'abord l'hypothèse de migration des couples qui seront alors éliminés de l'étude, puis ces couples seront réintroduits afin de tester l'hypothèse de fécondité plus faible, et les résultats obtenus seront ensuite comparés.

On retiendra donc les couples dont le mariage a été célébré à l'île, qui y ont eu tous leurs enfants, et dont la date de naissance de l'épouse est connue. Puis on constituera deux groupes (hypothèse avec migration et hypothèse de sous-fécondité), un premier dans lequel on tiendra compte des intervalles protogénésiques, intergénésiques et pausigénésiques et un second groupe dans lequel ces couples exclus seront réintroduits.

Les critères d'exclusion sont les suivants :

1. intervalles protogénésiques supérieurs à 48 mois
2. intervalles intergénésiques supérieurs à 48 mois, (mères ayant moins de 35 ans au milieu de l'intervalle)
intervalles intergénésiques supérieurs à 84 mois, (mères ayant 35 ans et plus au milieu de l'intervalle)
3. intervalles pausigénésiques supérieurs à 84 mois (couples dont la dissolution de l'union n'a pas été enregistrée dans la population)

Tableau X. Sélection des couples selon les intervalles protogénésiques, intergénéésiques et pausigénéésiques.

Intervalles	Couples retenus	
	Hypothèse avec migration	Hypothèse de sous-fécondité
Protogénéésiques	≤ 48 mois	tous
Intergénéésiques	≤ 48 mois (mère < 35 ans)	tous
	≤ 84 mois (mère ≥ 35 ans)	tous
Pausigénéésiques	≤ 84 mois si pas de fin d'union	tous
	tous, si fin d'union	tous

Le chapitre qui suit est consacré à l'étude de la consanguinité des individus et de l'apparement des couples.

- 1 Pierre Philippe, "Analyse des intervalles protogénésiques et intergénésiques à l'île-aux-Coudres." Population, 1973, no 1, janvier-février, pp. 81-93.
- 2 Louis Henry, 1958. "Intervals between confinements in absence of birth control." Eugenic Quarterly (5), 200-211.
- 3 François Nault, Bertrand Desjardins et Jacques Légaré, "Effects of Reproductive Behaviour on Infant Mortality of French - Canadians during the Seventeenth and Eighteenth Centuries." Population Studies, (44): 273 - 285.
- 4 Louis Henry, 1958. Intervals.... loc. cit.

CHAPITRE III

ETUDE DE LA CONSANGUINITE

Calcul des coefficients de parenté et de consanguinité

La consanguinité est ici considérée comme un facteur de risque de décès chez les enfants de moins d'un an. Elle peut être évaluée en calculant le coefficient de consanguinité de l'individu, défini comme étant théoriquement :

" la probabilité pour que les 2 gènes, qu'un individu possède en un locus, soient identiques, c'est-à-dire soient la copie d'un même gène ancêtre" (Jacquard 1974) ; ce coefficient sera calculé selon la formule de Wright :

$$F_z = \sum [(1/2)^{n_i+p_i-1} (1+f_{ci})]$$

où n_i & p_i : nb de chaînons reliant z à l'ancêtre commun de chacun de ses parents

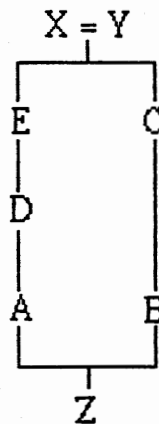
f_{ci} : coeff. consang. ancêtre commun

Cette consanguinité de l'individu est elle-même déterminée par le degré d'apparentement de ses parents. Jacquard (1974) ¹ définit le coefficient de parenté de 2 individus comme la probabilité pour qu'un gène désigné au hasard chez l'un et un gène désigné au hasard, au même locus, chez l'autre, soient identiques. Nous le calculerons selon la formule de Malécot :

$$\phi_{AB} = \sum [(1/2)^{n_i + p_i + 1} (1 + f_{ci})]$$

où n_i & p_i : nb de chaînons reliant
A & B à l'ancêtre commun
 f_{ci} : coeff. consang. ancêtre commun

La valeur du coefficient de consanguinité d'un individu est donc égale au coefficient de parenté de son père et de sa mère.



Dans l'exemple ci-dessus, si on suppose que la consanguinité de chacun des ancêtres X et Y est nulle, et qu'on veuille calculer la consanguinité de l'individu Z, on obtiendrait

$$\begin{aligned}
 F_Z &= \sum [(1/2)^{n_i + p_i - 1} (1 + f_{ci})] \\
 F_Z &= \sum [(1/2)^{n_i + p_i - 1} (1 + 0)] \\
 F_Z &= \sum (1/2)^{4 + 3 - 1} \\
 F_Z &= \sum (1/2)^6 = (1/2)^6 + (1/2)^6 = 0,03125
 \end{aligned}$$

En terme de probabilités, l'ancêtre X a une chance sur deux de transmettre un gène donné à l'individu E; l'individu E a lui aussi une chance sur deux de transmettre ce gène à l'individu D, qui lui-même a une chance sur deux de le transmettre à A ($1/2 \times 1/2 \times 1/2$); la probabilité que l'ancêtre X ait aussi transmis ce gène à l'individu B est égale à $1/2 \times 1/2$. A son tour, l'enfant Z a une chance sur deux d'avoir reçu une même copie du gène ancêtre, à la fois de son père et de sa mère. La probabilité est donc de $(1/2)^6$. La même probabilité existe quant à la transmission d'un gène provenant cette fois de l'ancêtre Y, soit $(1/2)^6$. La consanguinité de Z est donc $(1/2)^6 + (1/2)^6 = 0,03125$

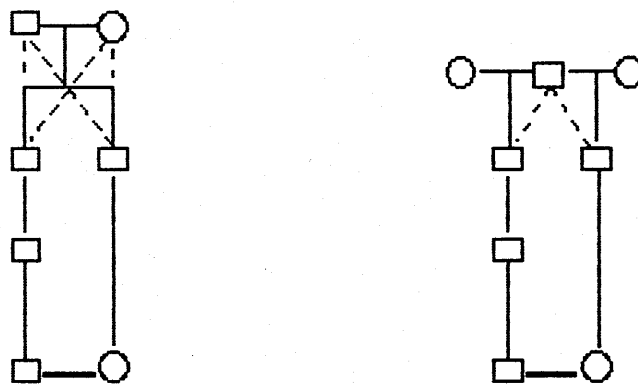
De même, le degré de parenté des parents de Z, A et B, serait

$$\begin{aligned}
 \phi_{AB} &= \sum [(1/2)^{n_i + p_i + 1} (1 + f_{ci})] \\
 &= \sum [(1/2)^{n_i + p_i + 1} (1 + 0)] \\
 &= \sum (1/2)^{3 + 2 + 1} \\
 &= \sum (1/2)^6 = (1/2)^6 + (1/2)^6 = 0,03125
 \end{aligned}$$

Dans cet exemple, 3 chaînons ($n_i = 3$) séparent l'individu A des ancêtres qu'il possède en commun avec son conjoint B, alors que seulement 2 chaînons ($p_i = 2$) séparent B des ancêtres communs. En terme de probabilités, l'individu X a $(1/2)^3$ chance de transmettre un gène quelconque à l'individu A, par E

et D, fois $(1/2)^2$ chance de transmettre un gène quelconque à l'individu B, par l'individu C. La probabilité que le gène ainsi transmis à A et à B soit le même est de $1/2$. L'ancêtre X a donc $(1/2)^6$ de transmettre un même gène à A et à B. A cette probabilité, on doit ajouter celle que le gène identique provienne de l'ancêtre Y. La "probabilité pour qu'un gène désigné au hasard chez l'un et un gène désigné au hasard, au même locus, chez l'autre, soient identiques", est donc de $(1/2)^6 + (1/2)^6 = 0,03125$. Deux chaînes de 5 chaînons séparent A et B des ancêtres communs X et Y.

Dans les cas où les deux ancêtres sont communs, on peut simplifier le calcul en comptant le nombre de chaînons d'une des chaînes. Dans l'exemple ci-dessus, $n_i + p_i = 3 + 2 = 5$ chaînons; le coefficient de parenté = $(1/2)^5 = 0,03125$.



Toutefois, si ces individus n'ont qu'un ancêtre en commun, soit X, soit Y, leur coefficient de parenté sera égal à $(1/2)^6 = 0,015625$, puisqu'on aura alors une seule chaîne de 5 chaînons, plutôt que deux. De même, le coefficient de consanguinité de leurs enfants sera = $0,015625$.

Concrètement, ces coefficients sont en fait estimés à partir de la connaissance que nous avons de l'ascendance des individus; ascendance retracée grâce à la reconstruction des généalogies remontées aux ancêtres communs à partir du registre de population (chaque individu est rattaché à ses parents, et ainsi de suite, jusqu'à la fin de l'information généalogique).

Les généalogies, remontées jusqu'aux ancêtres fondateurs, ont donc permis d'évaluer les coefficients de parenté et de consanguinité, selon les calculs présentés ci-dessus. On s'attardera ici à la description des coefficients de parenté des conjoints, sachant qu'ils correspondent aux coefficients de consanguinité de leurs enfants; (comme les enfants d'un même couple ont la même probabilité, il est plus simple de travailler avec les coefficients de parenté du couple).

La distribution des coefficients de parenté, dans l'ensemble de la population, et par période, permet de voir l'évolution de l'apparement des couples dans la population et de vérifier si son estimation pourra s'appuyer sur cet outil généalogique. Compte tenu de ce que nous savons de l'histoire de son peuplement, (la phase d'immigration s'étendant de 1720 à 1765), on ne s'attend pas à disposer d'une profondeur généalogique suffisante, pour la période avant 1800. Par la suite, on devrait pouvoir compter sur une profondeur générationnelle croissante, dans cette population dont le caractère endogame et consanguin a été mis en lumière par les études de Martin (1957)², Philippe (1969)³ et Laberge (1976)⁴.

On a donc découpé l'analyse en trois périodes distinctes (avant 1800; de 1800 à 1939; après 1939), afin de tenir compte de cette profondeur; la période qui nous intéresse particulièrement (1800-1939), elle aussi découpée plus finement, a mis en lumière des lacunes commandant une nouvelle approche d'évaluation du degré de parenté. Les différentes étapes de cette démarche qui a permis d'améliorer la qualité de l'estimation sont présentées ici.

Distribution des coefficients de parenté

Ces coefficients ont été calculés pour 1507 des 2001 couples répertoriés dans la base de données. Les 494 autres couples, dont le mariage a été célébré à l'extérieur de la population, et pour lesquels les généalogies ne peuvent être remontées, affichent un apparentement nul, faute d'information. Ce sont majoritairement des couples (447 / 494, soit 90%) dont les deux conjoints sont nés à l'extérieur de la communauté, et pour lesquels l'exploitation des registres de la paroisse ne permet qu'une observation très partielle. Dans 89% des cas (439 / 494), la date de naissance de l'épouse, essentielle pour calculer l'âge à la maternité, n'est pas connue, ni estimée. Des 55 couples qui restent, plus du tiers n'ont pas d'enfant (20 couples / 55), alors que nous n'avons retracé qu'un ou deux enfants dans 30% des cas (16 couples / 55).

Tableau XI. Caractérisation des 494 couples sans date de mariage, selon la taille de la famille , et selon que la date de naissance de l'épouse est connue ou non .

Nombre de couples	Taille de la famille					Total
	0	1	2	3	4 +	
sans date de naissance	55	296	44	17	27	439
avec date de naissance	20	10	6	2	17	55
total	75	306	50	19	44	494

Nous nous attarderons donc aux 1507 couples dont le mariage a été célébré à l'île, depuis l'ouverture du premier registre paroissial (1740) jusqu'en 1973.

Toutes périodes confondues, dans plus de la moitié (56%) de ces couples, les conjoints ne seraient pas apparentés, alors que seulement 24% sont de proches parents (de l'ordre de cousins issus de germains ($\phi = .015625$) ou plus près)). En découpant l'information obtenue depuis l'ouverture des registres jusqu'à la date de la dernière mise à jour, en trois périodes distinctes, de sorte que la période centrale corresponde à la période qui sera retenue à l'étude, on remarque que le pourcentage de couples à apparentement nul diminue, passant de près de 100% durant la période plus ancienne, à 24% pour la période récente.

Tableau XII. Degré d'apparentement des couples mariés à l'île.

Périodes	Nombre de couples (%), selon les valeurs du ϕ calculé *			
	$\phi = 0$	$0 < \phi < 0,01$	$\phi \geq 0,01$	Tous ϕ
Toutes	834 (56%)	308 (20%)	365 (24%)	1507
1740-1799	229 (99,6%)	1 (0,4%)	---	230
1800-1939	512 (58%)	210 (24%)	165 (18%)	887
1940-1973	93 (24%)	97 (25%)	200 (51%)	390

$$* \quad \phi_{AB} = \sum [(1/2 n_i + p_i + 1) (1 + f_{ci})]$$

L'ensemble de la période 1800-1939, avec un taux moyen de 58% de couples non apparentés, présente la même progression, lorsque détaillée elle aussi, en trois périodes, passant de 93% à 27% de coefficients nuls.

Tableau XIII. Degré d'apparentement des couples mariés à l'île durant la période 1800 - 1939.

Période	Nombre de couples (%), selon les valeurs du ϕ calculé			Total
	$\phi = 0$	$0 < \phi < 0,01$	$\geq 0,01$	
1800-1939	512 (58%)	210 (24%)	165 (18%)	887
1800-1849	240 (93%)	4 (1%)	15 (6%)	259
1850-1899	190 (59%)	91 (28%)	40 (13%)	321
1900-1939	82 (27%)	115 (37%)	110 (36%)	307

Les résultats obtenus pour la période plus ancienne, surprennent peu, compte tenu de l'approche de population (seuls les actes enregistrés dans la population sont relevés), et nous l'avions d'emblée exclue de l'analyse. Mais on avait cru disposer d'une profondeur généalogique suffisante (3 générations au moins) pour bien évaluer le degré de parenté des couples mariés après 1800, ce qui ne semble pas être le cas, pour le début de cette période à tout le moins. En fait, le mouvement d'immigration amorcé en 1720 (date d'arrivée du premier colon), s'est poursuivi jusqu'en 1765, reportant d'autant d'années la période d'observation des migrants arrivés plus tardivement dans la communauté.

Qualification de l'information généalogique

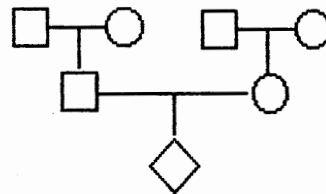
Nous avons vérifié si le degré de parenté entre les conjoints est effectivement peu important ou s'il n'est pas plutôt le reflet d'un manque d'information généalogique; pour ce faire, nous avons dans un premier temps, calculé l'entropie et la variance généalogiques, et dans un deuxième temps, confronté les valeurs du coefficient de parenté calculé à l'aide des généalogies, aux mentions contenues dans les dispenses religieuses citées dans les registres de paroisse. Cette vérification a été menée, non seulement pour la période qui nous intéresse, mais pour l'ensemble des 1507 unions célébrées à l'île, de façon à obtenir l'information la plus fine et la plus documentée possible. (Nous ne disposons ni des dispenses ni des généalogies des 494 couples mariés à l'extérieur).

1. L'entropie et la variance généalogiques

La mesure de l'entropie et de la variance généalogiques, permet de qualifier la teneur de l'information disponible. Elles permet de déterminer jusqu'à quel niveau (profondeur généalogique) on a pu l'obtenir et jusqu'à quel point elle est complète (complétude). En effet, plus l'arbre généalogique est profond i.e. plus on peut remonter de générations, plus l'entropie est élevée; plus l'arbre est déséquilibré, i.e. plus il y a d'écart entre l'information disponible dans les branches maternelles et paternelles de l'arbre généalogique,

plus la variance est élevée. On réferrera à l'ouvrage de Kevork Kouladjian: *Une mesure d'entropie généalogique*⁵, pour le détail de ces calculs.

L'entropie est calculée pour l'enfant du couple, si bien qu'une entropie égale à 1 ($S=1$), accompagnée d'une variance égale à zéro ($V=0$), signifie qu'on connaît les deux parents de cet individu (on a remonté une génération; et, puisqu'on a autant d'information du côté maternel que du côté paternel, la variance = 0). Si on connaissait les 4 grands-parents, l'entropie serait de 2 et la variance égale à zéro.



Dans cet exemple, les 4 fondateurs (i.e. les individus en fin d'information généalogique) sont à 2 générations de l'individu dont on mesure l'entropie généalogique ($N_i = 2$)

$$S = \sum P_i (\log P_i) = \sum N_i / 2^{N_i} \quad \text{où } N_i : \text{génération du fondateur } i$$

$$S = (2/2^2) + (2/2^2) + (2/2^2) + (2/2^2) \quad P_i : \text{probabilité d'origine du gène provenant du fondateur } i$$

$$S = 2 \quad \text{log : logarithme à base de 2}$$

$$V = \sum P_i (\log^2 P_i) - \sum S^2$$

$$V = \sum (1/4) (\log^2 1/4) - \sum S^2 \quad \text{où } P_i : (1/2)(1/2) = 1/4$$

$$V = [4 (1/4) (4)] - 4$$

$$V = 0$$

Ce sont des variables continues, susceptibles de prendre toute valeur dans un certain intervalle. Par exemple, si on connaissait les 8 arrières grands - parents d'un individu, ainsi que les parents d'un des bisaïeux et ses grands - parents maternels, l'entropie serait = 3,1875 ; la variance = 0,2773.

Nous avons donc mesuré l'entropie et la variance généalogiques, pour les 1507 couples mariés à l'île.

Tableau XIV. Entropie généalogique des 1507 couples dont le mariage a été célébré dans la paroisse (calculée pour l'enfant du couple).

Date de mariage	Entropie (S)							Total
	1 ≤ S < 2	2 ≤ S < 3	3 ≤ S < 4	4 ≤ S < 5	5 ≤ S < 6	6 ≤ S < 7	7 ≤ S < 8	
1740-1769	18	41	--	--	--	--	--	59
1770-1799	20	127	24	--	--	--	--	171
1800-1849	11	85	122	41	--	--	--	259
1850-1899	11	44	68	124	74	--	--	321
1900-1939	4	11	28	44	124	95	1	307
1940-1973	--	3	17	62	22	156	130	390
Total	64	311	259	271	220	251	131	1507

On remarque que l'entropie généalogique augmente progressivement, depuis 1740 jusqu'à 1973, indiquant que nous possédons l'information généalogique sur une profondeur générationnelle de plus en plus grande.

La variance faible au début, tout comme l'entropie, puisqu'on ne connaît que les parents et parfois les grands-parents, augmente à mesure que l'entropie augmente ce qui indique qu'on a une information sur un plus grand nombre de générations, mais qu'elle n'est pas égale des deux côtés de l'arbre généalogique. Toutefois, cette variance demeure faible pour la période qui nous intéresse: elle est inférieure à 2 pour 80% (698 / 887) des couples.

Tableau XV. Variance dans l'information généalogique recueillie pour les 1507 couples dont le mariage a été célébré dans la paroisse.

Date de mariage	Variance généalogique (V)					Total
	$V < 1$	$1 \leq V < 2$	$2 \leq V < 3$	$3 \leq V < 4$	$V \geq 4$	
< 1800	227	3	—	—	—	230
1800-1939	419	279	94	49	46	887
≥ 1940	28	178	67	26	91	390
Total	674	460	161	75	137	1507

Nous avons vu (tableaux XII et XIII) que le pourcentage de coefficients de parenté (ϕ calculé à l'aide des généalogies) non nuls, croît lui aussi avec les années; ces résultats reflètent donc plus la teneur de l'information disponible, qui elle, est directement reliée à l'estimation que l'on peut faire du coefficient de consanguinité, que la valeur exacte de l'apparentement des individus. Aussi avons-nous voulu vérifier si de fait, certains apparentements sont ignorés de nous parce que nous n'avons pas l'information généalogique.

Nous avons alors investigué les dispenses religieuses, dans le but de vérifier s'il serait possible de les utiliser ultérieurement, lorsque les généalogies sont déficientes. L'estimation de la consanguinité à partir des dispenses religieuses, s'est faite en deux temps: nous avons d'abord examiné les valeurs calculées à l'aide des généalogies, en regard de l'existence d'une mention de dispense, dans les actes de mariage. Afin de s'assurer de bien cerner les termes utilisés dans ces dispenses, nous avons ensuite établi la valeur théorique de chaque dispense (que nous appellerons ϕ estimé), et comparé celle-ci avec les valeurs du coefficient de parenté calculé à l'aide des généalogies (que nous appellerons ϕ calculé).

2.a) Valeurs calculées à l'aide des généalogies et mention dans les dispenses

Informatisation des dispenses relevées sur les fiches de dépouillement.

Pour les 1507 couples mariés à l'île, les dispenses accordées par l'Eglise catholique et mentionnées dans les actes de mariage, relevées et inscrites sur les fiches de dépouillement, n'avaient pas été informatisées. Nous avons donc procédé à l'informatisation de ces données, prises littéralement i.e. telles que déclarées, obtenant ainsi 76 codes différents de dispense correspondant à la variété de termes et de degrés utilisés: consanguinité, parenté, affinité, dispense, empêchement, aucune consanguinité, 1^{er} degré, 1-1, 1-2, (L'appendicee 8 donne la liste détaillée des termes utilisés dans les dispenses).

Des variations de modes dénominatoires observées à l'intérieur d'une époque mais aussi d'une époque à l'autre, nous ont amené à consulter des dictionnaires du droit canonique (Naz, 1935, 1942, 1949, 1953; Bricourt, 1925) ⁶, afin de bien cerner le contexte entourant ces dispenses. Nous en donnons un bref aperçu, avant de les comparer aux valeurs obtenues par les généalogies.

Historique des dispenses:

L'Eglise catholique a toujours prohibé les mariages entre individus apparentés biologiquement (consanguinité) ou socialement (affinité); ces empêchements diriment i.e. annulent les mariages contractés entre proches parents:

La parenté en ligne directe (entre un ascendant et son descendant direct) dirime le mariage à tous les degrés, i.e. quel que soit le nombre de générations les séparant; par exemple un individu ne peut épouser sa fille, sa petite -fille etc.

La parenté en ligne collatérale du premier degré i.e. entre frères et soeurs (une génération les sépare de la souche commune), le dirime aussi sans exception.

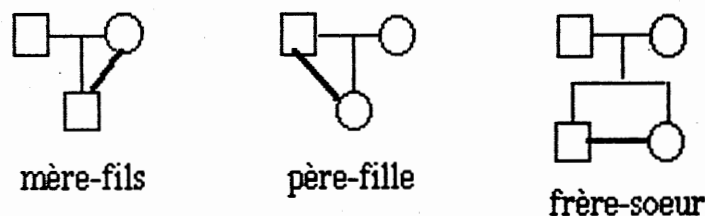


figure 1. Empêchements dirimants (de consanguinité)

De même l'affinité (lien existant entre une personne et les parents de son conjoint) dirime le mariage en ligne directe à tous les degrés (un veuf ne peut épouser la mère, la fille ou la petite-fille de sa première femme et inversement,

une veuve ne peut épouser le père, le fils ou le petit-fils de son époux défunt), et cela, de façon absolue.

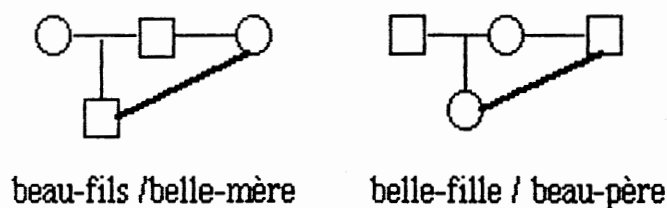


figure 2. Empêchements dirimants (d'affinité)

Mais une dispense pouvait être accordée, dans les cas de parents plus éloignés. Avec le temps, l'interdit religieux a diminué en importance, de telle sorte que les empêchements ont été progressivement abaissés, du huitième degré égal au quatrième degré égal (consanguinité 4-4) en 1215, puis au troisième degré égal (consanguinité 3-3 : cousins issus de germains ou en termes populaires "petits cousins") en 1917, et enfin au deuxième degré (consanguinité 2-2 : cousins germains), en 1965 .

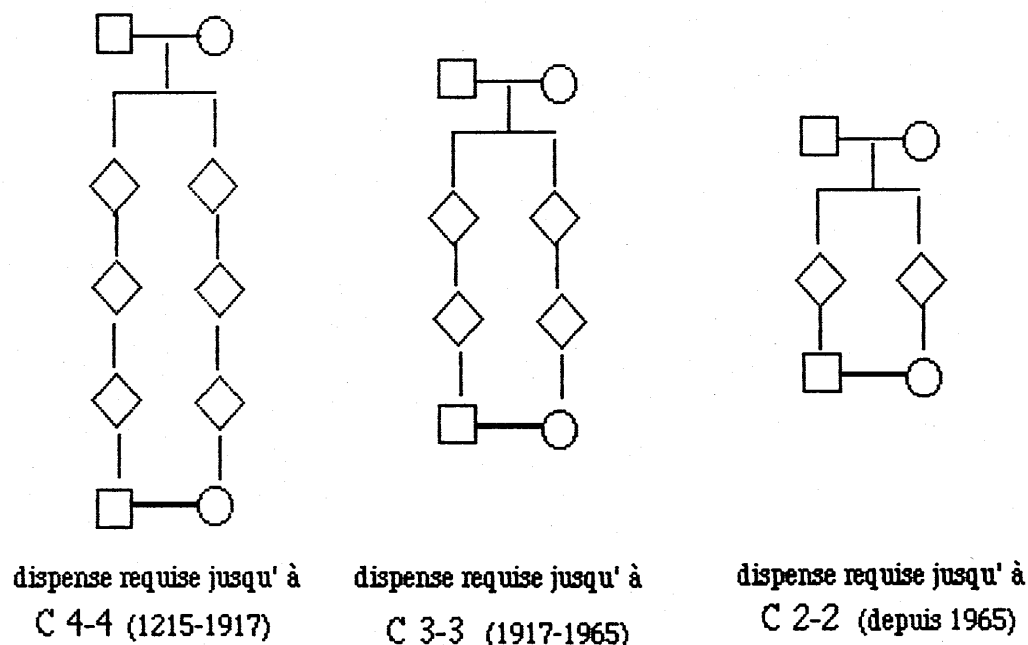


figure 3. Empêchements non dirimants, mais pour lesquels une dispense est requise.

Une consanguinité 4-4 signifie que 4 chaînons séparent chacun des conjoints de l'ancêtre qu'ils ont en commun. Une consanguinité 3-3 signifie qu'on remonte 3 chaînons de part et d'autre, jusqu'à l'ancêtre commun... et ainsi de suite. La dispense ne spécifie toutefois pas si les conjoints sont reliés à un ancêtre commun ou à un couple d'ancêtres communs. On notera aussi que l'Eglise a utilisé à la fois le terme parenté et celui de consanguinité pour définir le lien de parenté existant entre deux conjoints, alors que nous faisons une distinction entre ces deux dénominations, la première s'appliquant au couple, la seconde à l'individu.

Ces liens d'apparentement s'expriment donc en termes d'affinité, de parenté et de consanguinité, et aussi selon la distance qui sépare les conjoints de

l'ancêtre commun. A partir de 1917, on n'exige plus de différencier entre une parenté de degré égal et celle de degré inégal, si bien qu'une parenté du deuxième degré peut indiquer une parenté 2-2 (2e degré égal: cousins germains), mais aussi une parenté 1-2 (2e degré inégal: oncle-nièce, tante-neveu), la règle étant de mentionner le degré le plus éloigné. Heureusement, cette règle simplifiée, qui entraîne une certaine confusion du point de vue génétique, a été peu utilisée.

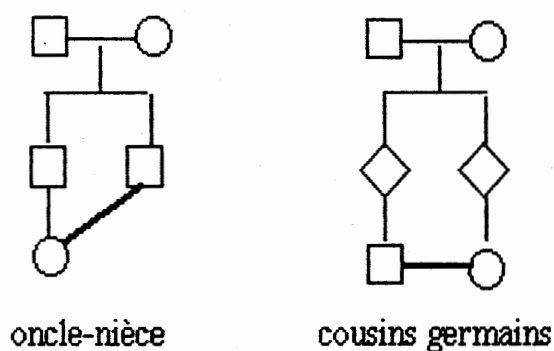


figure 4. Parentés du deuxième degré: parenté 1-2 et parenté 2-2

Comparaison entre les valeurs calculées à l'aide des généalogies et les mentions des dispenses citées dans les registres paroissiaux.

Ces mentions ont été examinées pour les 1507 couples mariés à l'île, et qui se répartissent comme suit :

230 couples mariés avant 1800
887 couples mariés entre 1800 et 1939
390 couples mariés après 1939

En ce qui concerne les unions célébrées avant 1800 et après 1939, les comparaisons sont présentées à titre indicatif, dans les tableaux XVI et XVII. Le tableau XVIII se rapporte plus spécifiquement à la période 1800-1939, période à laquelle s'intéresse la présente étude et qui méritait une analyse plus détaillée.

Avant 1800

Notons simplement que pour la période antérieure à 1800, dans 88 cas sur 230, soit 38% des cas, les généalogies ne remontent pas assez loin pour calculer la consanguinité, par ailleurs indiquée dans les dispenses.

Après 1939

Pour la période postérieure à 1939, nos généalogies affichent une performance supérieure à celle des dispenses : dans 62 % des cas (243 / 390 , indiqués en caractère gras), on calcule une consanguinité alors qu'aucune dispense de consanguinité n'est accordée.

Tableau XVI. Comparaison entre la parenté calculée à l'aide des généalogies, et les mentions contenues dans les dispenses de mariage, pour les couples mariés avant 1800.

Dispenses	Parenté calculée à l'aide des généalogies		
	$\varphi = 0$	$\varphi > 0$	Total
Consanguinité (parenté)	88	-	88
Affinité	5	-	5
Aucune	108	-	108
Indéterminé *	28	1	29
Total	229	1	230

* couples pour lesquels l'acte de mariage ne contient aucune mention: ni d'affinité, ni de consanguinité, non plus que la mention "aucune consanguinité".

Tableau XVII. Comparaison entre la parenté calculée à l'aide des généalogies et la consanguinité déclarée dans les dispenses de mariage, pour les couples mariés après 1939.

Dispenses	Parenté calculée à l'aide des généalogies		
	$\varphi = 0$	$\varphi > 0$	Total
Consanguinité (parenté)	4	54	58
Affinité	-	1	1
Aucune	22	62	84
Indéterminé *	67	180	247
Total	93	297	390

* couples pour lesquels l'acte de mariage ne contient aucune mention: ni d'affinité, ni de consanguinité, non plus que la mention "aucune consanguinité".

Ceci tient au fait qu'à partir de 1917, l'Eglise catholique ne recherchait pas les liens de parenté au delà d'une consanguinité de type 3 - 3 , c'est-à-dire du niveau de cousins issus de germains (petits cousins), soit, en terme de coefficient, d'une consanguinité égale ou supérieure à 0,015625, et que d'autre part, cette consanguinité élevée que nous avons observée, pour la période récente, est due à une accumulation de chaînes de parenté éloignée et non à un apparemment proche des conjoints, ce qui ne surprend pas chez cette population endogame depuis des générations.

L'analyse de la période 1800 - 1939, nous réservait cependant des surprises: on s'attendait à disposer d'une profondeur généalogique suffisante pour calculer avec précision la consanguinité des individus, mais, dans 213 cas / 887, soit 24% (en caractère ombré), il n'en était rien: la parenté calculée à l'aide des généalogies était nulle alors qu'une dispense de consanguinité était accordée. Par contre, dans 137 cas / 887, soit 15% (en caractère gras), nos informations étaient plus complètes, puisqu'aucune dispense de consanguinité n'apparaît dans les registres alors que des liens de parenté ont été établis à l'aide des généalogies, comme en témoigne le tableau qui suit:

Tableau XVIII. Comparaison entre la parenté calculée à l'aide des généalogies et la consanguinité déclarée dans les dispenses de mariage, pour les couples mariés entre 1800 et 1939.

Dispenses	Parenté calculée à l'aide des généalogies		
	$\phi = 0$	$\phi > 0$	Total
Consanguinité (parenté)	213	238	451
Affinité	18	4	22
Aucune	243	109	352
Indéterminé	38	24	62
Total	512	375	887

Les 137 couples (en caractère gras) ayant une dispense d'affinité, ou bien une mention "aucune consanguinité", ou bien n'ayant pas de dispense (ces derniers regroupés dans la catégorie "indéterminé"), et pour lesquels nous

avons pu calculer le degré de parenté grâce aux généalogies se répartissent ainsi:

50 mariage célébrés avant 1917, période durant laquelle les mariages entre apparentés jusqu'au degré 4 - 4 (coefficient : .00390625) étaient prohibés et pour lesquels on exigeait une dispense; l'examen de chacun de ces cas a montré en fait, des consanguinités qui étaient le fruit d'une accumulation de chaînes de parenté éloignée : chaînes 4-5, 5-5

87 mariages célébrés après 1917, période durant laquelle on exigeait une dispense pour les mariages entre apparentés jusqu'au degré 3-3 (coefficient : .015625) et pour lesquels nous n'avons pas trouvé de chaînes de parenté plus proche que celle de 3-4 , 4-4 ... A nouveau, il s'agit de parenté éloignée "accumulée". (Les mariages du 7e (C3-4) et du 8e (C4-4) degrés sont généralement désignés comme " *consanguinité éloignée*" (en anglais " *remote consanguinity*" opposée à " *close consanguinity*"), selon Jakobi et Jacquard (1971))⁷.

Enfin, pour la majorité des couples, nos observations concordent avec les mentions dans les dispenses: 238 ont une valeur ϕ calculée et une mention de consanguinité ou de parenté; les 299 couples pour lesquels le coefficient de parenté calculé à l'aide des généalogies (ϕ calculé) est nul, n'ont pas de dispense de consanguinité (dispenses: affinité, aucune ou indéterminé).

2.b) Valeurs calculées à l'aide des généalogies (ϕ calculé) et valeurs estimées à l'aide des dispenses religieuses (ϕ estimé)

Pour l'ensemble des 887 couples, nous avons voulu savoir dans combien de cas les généalogies et les dispenses coïncidaient exactement, dans combien de cas les valeurs calculées étaient plus fortes et dans combien de cas elles étaient plus faibles que les dispenses. Les couples pour lesquels et les dispenses et les calculs des coefficients de parenté indiquent une parenté biologique ont été examinés afin de vérifier si les déclarations des registres étaient exactes et si elles pouvaient être utilisées lorsque nous n'avons pas d'information généalogique.

Il fallait pouvoir quantifier les mentions théoriques des dispenses et, pour cela connaître la signification exacte des termes employés par les curés, ainsi que les variantes dans la façon d'exprimer le degré d'apparentement.

Les termes

Les termes utilisés, comme nous l'avons mentionné précédemment, ont varié dans le temps, et selon les curés. En théorie on accorde des dispenses de consanguinité (parenté biologique) et d'affinité (parenté sociale: individu non apparenté biologiquement à son conjoint), mais certains curés se sont contentés d'inscrire "empêchements", "dispense", "parenté", sans préciser s'il s'agissait d'une dispense de consanguinité ou d'affinité, d'une parenté biologique ou sociale. De plus, certaines dispenses n'étaient exprimées qu'en terme de degré,

selon la règle simplifiée (sans spécifier s'il s'agissait de degré égal ou inégal), ce qui ne nous simplifiait pas la tâche.

Nous avons donc dressé une liste des unions ayant à la fois une valeur calculée de consanguinité et une dispense, unions que nous avons classées par code de dispense, pour les 76 types différents de dispenses mentionnées dans le fichier. Un examen minutieux du détail des parentés impliquées dans le calcul du coefficient (ϕ calculé), et des 700 dispenses ainsi répertoriées (ϕ estimé), nous ont permis d'établir

- 1) qu'à chaque fois que le type de dispense n'est pas spécifié, il s'agit d'une dispense de consanguinité, non d'affinité. Que les dispenses de parenté sont des dispenses de parenté biologique, non sociale (elles signifient consanguinité, non affinité).
- 2) que les dispenses exprimées en degré seulement, sont des dispenses de degré égal; pour les registres qui nous concernent, à tout le moins, si l'apparement était de type inégal, les curés se donnaient la peine de le spécifier.
- 3) que les registres ne font pas la distinction entre la parenté due à un seul ancêtre et celle due à un couple d'ancêtres.
- 4) que lorsque les registres indiquent une parenté biologique, ils sont exacts, sauf dans le cas mentionné au point 3).

Le calcul

Nous avons ensuite donné une valeur ϕ (ϕ estimé) à chaque dispense et donné une nomenclature (parenté 2-2) à chaque ϕ calculé à partir des généalogies. Une fois que l'on sait à quoi correspondent les dispenses en terme du ϕ , on peut vérifier si elles concordent avec la valeur calculée par les généalogies. Cette vérification, faite pour l'ensemble des 1507 couples mariés à l'île, a conduit à l'élaboration de six catégories représentant les différentes situations rencontrées (résumées au tableau XIX). Pour la période 1800-1939, nous avons observé les faits suivants:

Comparaison du ϕ calculé et du ϕ estimé

- Concordance du ϕ calculé et du ϕ estimé

Dans 347 cas (39,2%), les valeurs calculées à l'aide des généalogies et les valeurs estimées à partir des déclarations contenues dans les dispenses religieuses coïncident parfaitement :

- 299 couples ont un ϕ calculé = 0 et , soit une dispense d'affinité (18 couples), soit une mention "aucune consanguinité" (243 couples), soit aucune mention (38 couples).
- Les dispenses religieuses de consanguinité obtenues par les 48 autres couples concordent exactement avec la valeur calculée.

- ϕ calculé > ϕ estimé

Les valeurs calculées sont supérieures aux valeurs estimées dans 30,2% (268 couples) des cas; dans cette catégorie, nous avons rencontré

- 137 couples ayant un ϕ estimé (dispense d'affinité, mention "aucune consanguinité", ou aucune mention) égal à zéro; certains d'entr'eux ayant une mention "aucune consanguinité" ont un coefficient de parenté calculé aussi élevé que 0.032409668 (plus élevé que le coefficient de parenté de cousins de degré 2-3), provenant de l'accumulation de chaînes de parenté 3-4, 4-4, 4-5, 5-5 ... ; nous avons mentionné précédemment avoir trouvé pour ces couples des chaînes de parenté plus éloignée que celle dont l'Eglise catholique tenait compte (voir exemple en appendice 9).
- 131 couples, qui pour les mêmes raisons, ont un ϕ estimé non nul et inférieur au ϕ calculé.

- ϕ calculé < ϕ estimé

272 couples (30,6%) ont un ϕ calculé inférieur au ϕ estimé . Ce sont principalement des couples mariés durant la période 1800-1849, et pour lesquels nous manquons d'information généalogique.

Tableau XIX. Comparaison des valeurs calculées et des valeurs estimées.

Comparaison des parentés calculées et déclarées	Nombre de couples
φ calculé = φ estimé = 0	299
φ calculé = φ estimé \neq 0	48
total	347
φ calculé, pas de dispense	137
φ calculé > φ estimé	131
total	268
φ calculé = 0 et φ estimé > 0	213
φ calculé \neq 0 et < φ estimé	59
total	272

n : 887

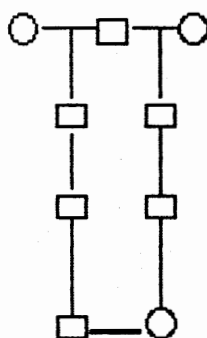
Il devenait donc impérieux de pouvoir disposer à la fois des valeurs calculées à l'aide des généalogies et des mentions des dispenses, et de pouvoir utiliser la plus informative des deux données. Nos généalogies, plus complètes que les dispenses religieuses, pour la période récente, particulièrement à partir de 1917, combleraient les limites imposées par la réglementation canonique, et bénéficieraient à leur tour d'un apport d'information, pour la période plus ancienne.

Nous sommes en mesure d'affirmer que de façon générale, les dispenses sont données avec exactitude, décrivant avec précision les liens qui rattachent les conjoints aux ancêtres communs; elles sont donc fiables, mais ne décrivent

cependant pas les liens au delà du 4^e degré égal (avant 1917) et du 3^e degré égal (à partir de 1917), sous-estimant ainsi le degré d'apparentement des conjoints.

Dispenses et parenté due à un seul ancêtre commun

Les dispenses ne distinguent toutefois pas la consanguinité due à deux ancêtres communs de celle due à un seul ancêtre commun (par exemple, la consanguinité de cousins issus de demi-frères ou de demi-soeurs).



Dans l'exemple ci-dessus, les conjoints ont obtenu une dispense de consanguinité 3-3 et sont donc des cousins issus de germains. Nous avons vu que leur coefficient de parenté se calcule ainsi (Pour simplifier la présentation, nous ne tiendrons pas compte de la consanguinité des ancêtres (f_{ci})) :

$$\begin{aligned}
 \phi_{AB} &= \sum [(1/2)^{n_i + p_i + 1} (1 + f_{ci})] \\
 &= \sum [(1/2)^{3 + 3 + 1} (1 + 0)] \\
 &= \sum (1/2)^{3 + 3 + 1} \\
 &= \sum (1/2)^7 = (1/2)^7 = 0,0078125
 \end{aligned}$$

On a ici une seule chaîne 3-3 et non pas deux chaînes 3-3, puisque seul l'arrière grand-père est commun aux deux conjoints, et la valeur du coefficient calculé sera donc égale à 0,0078125. Mais si on estime leur coefficient de parenté à partir de l'information contenue dans les dispenses, on obtiendra une valeur égale à $\Sigma (1/2)^7 = (1/2)^7 + (1/2)^7 = 0,015625$, puisque le rédacteur de l'acte ne spécifie pas qu'ils n'ont qu'un ancêtre commun et qu'on présupera qu'ils ont deux ancêtres communs.

On surestimera donc le degré d'apparentement des conjoints .

L'examen des généalogies des couples classés selon le code de dispense a permis, non seulement de comparer les valeurs de parenté calculée et de parenté déclarée, mais aussi de rectifier les dispenses impliquant des ancêtres à demi apparentés. A chaque fois que nous avons rencontré des erreurs, il a fallu les corriger, et pour cela, créer de nouveaux codes (présentés en appendice 10).

Des 700 dispenses ainsi répertoriées pour l'ensemble de la base, 319 ont pu être vérifiées à l'aide des généalogies. De ce nombre, 17 impliquent des couples issus de demi-apparentés; elles apparaissent sous la rubrique "remariages" à droite du tableau XX .

Tableau XX. Distribution des coefficients de parenté, calculés à l'aide des généalogies, par type de dispense accordée.

Dispense	ϕ estimé	Total	Nb calculé	non calculé	non calc.*	remariages
C 2-2	0,0625000	11	8	3	0	2
C 2-3	0,0312500	38	31	7	2	4
C 3-3	0,0156250	181	114	67	23	6
2 C 3-3	0,0312500	20	14	6	4	3
C 3-4	0,0078125	109	36	73	50	1
2 C 3-4	0,0156250	21	10	11	7	1
3 C 3-4	0,0234375	2	1	1	0	0
C 4-4	0,0039062	223	57	166	90	0
2 C 4-4	0,0078125	74	38	36	25	0
3 C 4-4	0,0117187	15	8	7	4	0
4 C 4-4	0,0156250	5	2	3	2	0
5 C 4-4	0,0195312	1	0	1	1	0
Total		700	319	381	208	17

* période 1800-1939

Le degré de parenté de ces conjoints varie de "consanguinité 2-2" à "consanguinité double du 3 au 4". De nouveaux codes de dispense ont été attribués à ces unions, de façon à rectifier les erreurs. Les codes 77 à 80 correspondant à des valeurs corrigées du ϕ estimé par les dispenses (ϕ corrigé), ont été créés, de façon à rétablir le degré de parenté réelle des conjoints et à éviter une surestimation de celle-ci lorsque nous choisirons la plus élevée des valeurs entre celle du coefficient de parenté calculé à l'aide des généalogies et celle estimée à partir des dispenses.

Une parenté 2-2 par un seul ancêtre correspond à une valeur: 0,03125, équivalente à une parenté 2-3 par deux ancêtres communs; une parenté 2-3 à

une valeur: 0,015625 (équivalente à une parenté 3-3 par deux ancêtres communs); une parenté 3-3 à une valeur: 0,0078125 (équivalente à une parenté 3-4 par deux ancêtres communs); une parenté 3-4 à une valeur: 0,0039062 (équivalente à une parenté 4-4 par deux ancêtres communs) ... et ainsi de suite. On remarquera qu'un apparentement impliquant un seul ancêtre équivaut à une valeur de parenté plus éloignée d'un degré que celle conférée par un couple d'ancêtre .

Estimation du biais

Nous avons donc retracé 17 cas sur les 319 qui ont pu être vérifiés à l'aide des généalogies soit 5,3% de cas où la dispense religieuse surestime le degré de parenté des conjoints. Pour les 381 dispenses que les généalogies ne permettent pas de vérifier, on peut donc s'attendre, si ce pourcentage est constant à surestimer la parenté de 20 couples.

Pour la période qui nous intéresse (1800-1939), 208 coefficients de parenté estimés n'ont pu être comparés avec les généalogies. Si la dispense entraîne une surestimation de 5,3% des cas, c'est alors 11 couples qui seraient impliqués. Toutefois, la majorité des couples ($179/208 = 86\%$) pour lesquels on devra utiliser la valeur du ϕ estimé ont une consanguinité 3-4 ou plus éloignée, et le risque de surestimation sera donc de l'ordre de 0,00390625 ou moins. Sachant d'autre part que les dispenses sous-estiment la parenté en ne décrivant pas les liens de parenté au-delà de 3-3 (après 1917) ou de 4-4 (avant

1917), le risque de surestimation dû à l'imprécision des dispenses quant au nombre d'ancêtres est minime.

En utilisant la plus informative des deux données (du ϕ estimé ou du ϕ calculé) on s'assure de minimiser les biais d'estimation. On possède une information sur au moins 4 générations pour la période avant 1917, grâce aux dispenses, alors que pour la période après 1917 nos généalogies sont établies sur une profondeur générationnelle plus élevée que celle des dispenses (3-3), telle que l'a démontré l'analyse de l'entropie généalogique.

- 1 Albert Jacquard., 1974. Génétique des populations humaines. P.U.F. Paris. p. 47.
- 2 Yves Martin., 1957. "L'Ile-aux-Coudres : population et économie." Cahiers de géographie 2 : 167 - 195 .
- 3 Pierre Philippe, 1969. Structure de la consanguinité à l'Ile-aux-Coudres. Mémoire de maîtrise, Faculté des études supérieures, Dépt. d'Anthropologie, Université de Montréal.
- 4 Claude Laberge, 1976. "Population Genetics and Health Care Delivery : the Québec experience." Advances in Human Genetics (6): 326-374.
- 5 Kevork Kouladjian, 1986. Une mesure d'entropie généalogique. Document III - C- 43. Programme de recherches en génétique humaine. SOREP.
- 6 R. Naz, 1935. Dictionnaire du droit canonique, tome I, éd. Letouzey et Ané, pp. 264-285.

R. Naz, 1942. Dictionnaire du droit canonique, tome III, éd. Letouzey et Ané, pp. 942-944

R. Naz, 1949. Dictionnaire du droit canonique, tome IV, éd. Letouzey et Ané, pp. 232-248.

R. Naz, 1953. Dictionnaire du droit canonique, tome V, éd. Letouzey et Ané, pp. 320-322.

J. Bricourt, 1925. Dictionnaire pratique des connaissances religieuses, tome II, pp. 1150-1164.
- 7 L. Jakobi et A. Jacquard, 1971. " Consanguinité proche, consanguinité éloignée. " Génétique et population, I.N.E.D. Travaux et Documents # 60, pp. 263-268. P.U.F.

CHAPITRE 4

DESCRIPTION DES COUPLES RETENUS POUR L'ANALYSE , FACTEURS DE RISQUES , CONSTITUTION ET CARACTÉRISTIQUES DES GROUPES "EXPOSÉS" ET "TÉMOINS".

- Description des couples

Nous avons donc à régler, avant d'entreprendre l'analyse de la mortalité infantile et de la consanguinité, un certain nombre de problèmes inhérents aux paramètres de cette analyse. Nous avons mentionné au chapitre 2, la nécessité de travailler sur des couples féconds, et dont l'ensemble de la vie féconde s'est déroulée dans la population à l'étude. Il fallait exclure les couples sans enfant ou dont certains des enfants étaient nés ailleurs. Par la suite, les couples jugés mobiles, à cause d'intervalles protogénésiques, intergénésiques ou "pausi-génésiques" trop longs ont aussi été examinés. Or le calcul de ces

intervalles impliquait la connaissance de la date de mariage ainsi que celle des dates de naissances de tous les enfants. Pour l'ensemble de ces raisons, les couples sans date de mariage ainsi que ceux dont un ou plusieurs enfants étaient nés à l'extérieur, ont été exclus. Des 1497 couples avec enfants, 1016 avaient une date de mariage, et de ceux-ci, 891 ont eu tous leurs enfants à l'île.

Nous devons tenir compte des facteurs de risque de la mortalité infantile que sont l'âge de la mère, la taille de la famille et le rang de naissance. La taille de la famille et le rang de naissance seront pris en compte au moment de l'appariement des couples, alors que nous avons dû exclure les unions pour lesquelles nous ne pouvions pas calculer l'âge de l'épouse, soit toutes celles dont la date de naissance l'épouse est inconnue. Cinquante unions ont ainsi été exclues.

Des 841 unions restantes, 45 unions ont été retranchées, parce que les conjointes avaient contracté plus d'une union et qu'il devenait alors difficile d'évaluer la signification exacte du nombre d'enfants ainsi que du rang de naissance, par rapport au risque de mortalité infantile, dont l'étude doit tenir compte. De plus, le degré d'apparentement de chaque couple constitué à chacun des mariages est souvent fort différent, ce qui compliquerait l'analyse. Sept cent quatre-vingt-seize unions sur 2001 unions, soit 40% des unions rencontrent donc les critères exigés.

Tableau XXI. Sélection des couples en fonction des contraintes imposées par la nature de l'étude.

Couples	Effectifs
Tous	2001
Avec enfants	1497
dont la date de mariage est connue	1016
dont les enfants sont tous nés dans la population	891
dont la date de naissance de l'épouse est connue	841
dont l'épouse n'a contracté qu'un seul mariage	796

Enfin, rappelons ici que nous devons nous assurer d'obtenir, pour les couples retenus à l'étude, une information minimale permettant de remonter leurs généalogies sur une profondeur suffisante pour évaluer la consanguinité et le degré de parenté (profondeur généalogique minimale). Une profondeur de trois générations est jugée nécessaire pour calculer la parenté. Les registres commençant en 1740, nous avons décidé d'analyser la période débutant en 1800. Nous devons aussi nous assurer que les couples étudiés aient pu exprimer pleinement leur fécondité (familles achevées ou complétées) afin d'uniformiser l'exposition au risque de décès infantile. Pour cette raison, l'étude prend fin avec les unions célébrées en 1939. Le choix de cette période offre, en outre, l'avantage d'observer des couples soumis au même régime de fécondité: on peut en effet considérer la population du Québec comme non malthusienne jusque vers les années soixante, de telle sorte que la dernière génération de notre étude n'a été influencée que tardivement par des pratiques de limitation des naissances, si elle le fut jamais. Bien qu'une "contraception

d'arrêt" ait pu survenir quelques décennies auparavant, les pratiques contraceptives systématiques et efficaces ont eu peu de faveur dans la population catholique du Québec, particulièrement dans les milieux ruraux.

Afin de maximiser l'information généalogique disponible et de minimiser le risque de biais d'estimation dans le calcul du coefficient de consanguinité, nous avons comparé systématiquement les valeurs obtenues à l'aide des généalogies (ϕ calculé) et celles obtenues à l'aide des dispenses (ϕ estimé), et conservé pour les analyses la plus informative des deux valeurs.

Des 796 couples retenus, 542 couples se sont mariés durant la période 1800-1939. Quarante et un d'entr'eux ont eu des jumeaux ou des naissances multiples; ces couples ne sont pas inclus dans la présente étude, et feront plutôt l'objet d'une étude ultérieure, puisque la gémellité est un facteur de risque supplémentaire. L'analyse porte donc sur un effectif de 501 couples avec naissances simples. Si on admet l'hypothèse de migration de certains couples, et que ces couples soient exclus selon les critères mentionnés au chapitre 2, l'analyse porte alors sur 361 couples.

Tableau XXII. Effectifs des couples mariés entre 1800 et 1939, retenus à l'étude, selon les deux hypothèses (migration et sous-fécondité).

Couples	Effectifs
Inclus (hypothèse 2: sous-fécondité)	501
Inclus (hypothèse 1: migration)	361
Exclus (hypothèse 1: migration)	140

L'entropie et la variance généalogiques observées chez ces couples vient renforcer l'hypothèse de migration: par exemple, à variance similaire, le pourcentage de couples à entropie supérieure ou égale à 4 (entropie qui permet de remonter jusqu'aux arrières grands-parents de chacun des conjoints, si la variance égale zéro), est inférieur chez les exclus (59% contre 65-67% chez les inclus), ce qui traduit une information généalogique moins complète.

Tableau XXIII. Entropie et variance généalogiques.

Couples	Entropie ≥ 4	Variance ≤ 2
Inclus (hypothèse 1)	67%	82%
Inclus (hypothèse 2)	65%	82%
Exclus (hypothèse 1)	59%	82%

Les couples exclus sont aussi moins apparentés que les couples inclus, affirmation qui doit cependant être relativisée, compte tenu du fait que l'information disponible pour ces couples est moins complète. On remarquera que le pourcentage de couples apparentés à un degré équivalent à celui de "petits cousins" (consanguinité 3-3: 0.015625) est sensiblement le même dans les trois groupes, et que ce sont les parentés plus éloignées que celles du 3 au 3 qui démarquent ces groupes.

Tableau XXIV. Distribution (%) des couples inclus et exclus des analyses selon le degré de parenté .

Couples	Degré de parenté		
	$\phi < .001$	$.001 \leq \phi < .0156$	$\phi \geq .0156$
Inclus (hypothèse 1)	23%	52%	25%
Inclus (hypothèse 2)	26%	49%	25%
Exclus (hypothèse 1)	36%	42%	22%

Les couples présumés migrants ont des familles plus restreintes: 53% d'entr'eux ont 3 enfants ou moins; 84% ont 6 enfants ou moins, et aucun n'a plus de 10 enfants (tableau XXV). Bien qu'on s'attende à ce que ces familles soient plus petites, puisque les intervalles entre les naissances sont plus longs, le fait que plus de la moitié de ces couples aient des familles de moins de quatre enfants laisse penser qu'il y a plus qu'un simple phénomène de sous-fécondité, mais bien de migration.

Tableau XXV. Distribution (%) des couples inclus et exclus des analyses selon la taille des familles .

Répartition (%) des couples	Taille de la famille (nombre d'enfant)				Taille moyenne	Ecart-type
	1-3	4-6	7-10	11+		
Inclus selon l'hypothèse 1	15%	18%	40%	27%	7,94	3,81
Inclus selon l'hypothèse 2	26%	22%	33%	19%	6,78	3,96
Exclus selon l'hypothèse 1	53%	31%	16%	—	3,79	2,49

Dans ce groupe, où on se marie par ailleurs au même âge que dans les deux autres groupes, l'âge à la dernière maternité est cependant beaucoup plus précoce.

L'âge moyen des femmes au mariage est, en effet, sensiblement le même dans chacun des trois groupes (22.4 ans), avec des écarts types similaires ($\sigma = 3.9$ ans). L'âge moyen des hommes au mariage présente des variations plus élevées, mais qui sont toutefois inférieures à un an, avec des écarts types un peu plus variables.

Tableau XXVI. Age moyen des époux au mariage.

Couples	femme		homme	
	Age moyen	σ	Age moyen	σ
Inclus (hypothèse migration)	22.35	3.88	25.94	5.09
Inclus (hypo sous-fécondité)	22.39	3.91	25.76	4.83
Exclus (hypothèse migration)	22.49	3.98	25.26	3.92

L'âge des mères à la dernière maternité

Chez les couples exclus, 51% des mères ont moins de 30 ans à la dernière maternité (contre 17% et 26% respectivement chez les couples inclus dans l'analyse), 76% mères ont moins de 35 ans (alors que chez les couples inclus, on retrouve les proportions inverses, 60-74% des mères ayant plus de 35 ans), et seulement 5% des mères ont 40 ans et plus, alors que cette catégorie d'âge représente une forte proportion des couples inclus (54% et 40% respectivement).

Tableau XXVII. Répartition (%) des couples, selon l'âge des épouses à la dernière maternité.

Couples (%) / âge (ans)	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40+	Total
Inclus (hypothèse 1)	1	7	9	9	20	54	100
Inclus (hypothèse 2)	2	9	15	14	20	40	100
Exclus (hypothèse 1)	4	15	32	25	19	5	100

1: hypothèse migratoire

2: hypothèse de sous-fécondité

Enfin, l'examen des destinées des enfants issus de ces couples permet de croire que, dans l'ensemble, ces couples sont effectivement plus mobiles: nous avons calculé, pour chacune des trois catégories de couples, le nombre total d'enfants, puis départagé ceux dont le destin nous est connu (soit par leur acte de mariage, soit par leur acte de décès, soit, pour la période récente, par leur présence au moment de l'enquête ethnologique menée en 1967), de ceux dont le destin est inconnu. On remarque que les destins des enfants issus des couples exclus de l'analyse nous échappent dans une proportion de 71%, alors qu'ils nous sont connus dans 77% et 70% des cas, pour les couples retenus.

Tableau XXVIII. Destins des individus issus des couples inclus et exclus des analyses.

Couples	Naissances	destins inconnus (nb)	destins inconnus (%)
Inclus selon l'hypothèse 1	2865	654	23%
Inclus selon l'hypothèse 2	3396	1033	30%
Exclus selon l'hypothèse 1	531	379	71%

Cette constatation vient donc renforcer l'hypothèse de migration au détriment de celle de sous-fécondité des couples exclus.

La relation consanguinité - mortalité infantile, sera tout de même analysée à la lumière de chacune des hypothèses, tel que mentionné précédemment. Celle-ci ne saurait être étudiée sans une analyse parallèle des autres variables, bio-démographiques et socio-économiques, associées à la mortalité infantile.

- Autres facteurs de risque associés à la mortalité infantile

Nous présentons ici les covariables susceptibles d'influencer la fréquence des décès infantiles, et d'introduire un facteur de confusion lors de l'analyse de la relation mortalité infantile - consanguinité. La prise en compte de toutes ces variables entraînerait une réduction des effectifs à un point tel qu'il deviendrait impossible de réaliser les analyses. Aussi certaines de ces variables, celles les plus susceptibles d'interférer dans l'interprétation des résultats, seront contrôlées par l'appariement des couples témoins (non apparentés) et exposés (apparentés), alors que les autres variables seront prises en compte au moment de l'analyse. Chaque variable sera donc présentée en précisant le traitement qu'on en aura fait.

Facteurs bio-démographiques

- Taille de la famille

Plusieurs recherches en démographie historique dont celle de Louis Henry ¹, et celle de Tabah et Sutter ², ont mis en relief la surmortalité infantile dans les familles nombreuses. Surmortalité qui selon Lalou (1990) ³, est reliée à la dimension même de ces familles, indépendamment des effets de rang de naissance et d'âge des mères, puisque cette surmortalité " ne provient pas du seul risque ajouté par les enfants de rang élevé " ou par les enfants nés de

mères plus âgées, mais aussi par des "facteurs familiaux qui se manifestent dès la première année de procréation".

Des études menées sur des populations contemporaines (Lepage et Levasseur, 1989) ⁴, ont par ailleurs démontré que les " primigestes et les femmes ayant une parité supérieure à trois ont un taux d'enfants de PPN (petit poids à la naissance) plus élevé ". Elles sont aussi celles qui accouchent le plus souvent avant terme. Or les risques de décès sont plus élevés chez ces enfants prématurés et de petits poids de naissance (PPN).

On peut penser que ce risque existait aussi pour la période plus ancienne, aussi l'appariement des "exposés" (i.e. apparentés) et des "témoins" (couples non apparentés) s'effectuera selon la taille finale des familles (familles de un enfant, 2-3 enfants, 4-6 enfants, 7-10 enfants, 11 enfants et plus).

- Age de la mère

Les jeunes mères (moins de vingt ans) et les mères "âgées" (plus de 35 ans) présentent aussi des risques accrus, particulièrement les mères de moins de 16 ans ou celles dont l'âge gynécologique (âge chronologique moins âge d'apparition des menstruations) est inférieur à 3 ou 4 ans, et les primipares de 35 ans et plus (Lepage et Levasseur, 1989) ⁵. L'âge optimum pour enfanter se situerait entre 25 et 29 ans.

Aussi l'appariement doit-il tenir compte de l'âge de la mère: celles-ci seront réparties selon trois groupes d'âge à la première naissance: les primipares de moins de 20 ans, de 20 à 35 ans, et de 35 ans et plus. A l'intérieur de la catégorie des 20 à 35 ans, on ne tolérera pas un écart d'âge supérieur à 5 ans entre les femmes de chaque paire exposé - témoin.

- Âge du père

Des études ont démontré que l'âge paternel constituait un facteur de risque prépondérant dans l'apparition de certaines maladies héréditaires autosomales dominantes, et aussi de certaines maladies récessives liées au chromosome X, telles l'hémophilie A et la dystrophie musculaire de Duchenne⁶. Le risque d'occurrence de certaines pathologies⁷ est décuplé entre les âges paternels de 30 à 60 ans. Cet accroissement du risque s'expliquerait par des mutations géniques nouvelles dues selon Penrose⁸ à un accroissement avec l'âge, du risque d'erreur de réplication du gène au niveau des cellules germinales.

Toutefois, l'âge du père semble avoir une influence plus faible sur la mortalité infantile, probablement parce que certaines pathologies n'entraînent pas nécessairement le décès de l'enfant durant la première année; précisons que cette relation n'est pas facile à établir puisque l'âge paternel est corrélé à l'âge maternel, ce qui nécessite de contrôler l'effet d'âge de la mère. Les quelques auteurs⁹ qui se sont penchés sur le sujet ont tout de même mis en évidence une évolution du risque de décès de l'enfant selon l'âge du père. Une étude plus

récente (Lalou, 1990) ¹⁰ démontre que cette relation est particulièrement marquée pour les âges de la mère les plus favorables (20 -30 ans), et qu'elle suit une courbe similaire à celle de l'âge maternel (courbe en J), les très jeunes pères et les plus âgés présentant plus de risques d'avoir des enfants qui décèdent durant leur première année. Pour les âges maternels moins favorables (moins de 20 ans, plus de trente-cinq ans), l'influence de l'âge paternel s'estompe devant celle, prépondérante, de l'âge de la mère.

Compte tenu du fait que l'impact de l'âge paternel sur les décès infantiles semble plus restreint que celui de l'âge maternel, et compte tenu du fait que la prise en compte simultanée des âges maternel et paternel au moment de l'appariement, réduirait les effectifs de façon telle que les résultats deviendraient alors difficilement interprétables, l'appariement des couples se fera selon l'âge maternel uniquement; toutefois, lors de l'interprétation des résultats, l'âge paternel sera examiné puisqu'il peut avoir un impact sur les décès infantiles et aussi sur l'apparition de maladies héréditaires.

- Rang de naissance

Le risque de décès infantile est plus élevé au premier rang de naissance, puis il diminue au 2^e et au 3^e, pour augmenter progressivement à mesure que le rang s'élève (courbe en J). Ce type d'évolution du risque est particulièrement lié aux décès néonataux (0-27 jours), mais beaucoup moins marqué pour les décès post-néonataux (28-365 jours). De plus, des analyses longitudinales du risque de décès infantile par rang de naissance, ont plutôt mis

en évidence une décroissance progressive du risque de décéder ¹¹. Tous les auteurs s'entendent cependant quant aux risques accrus associés à un premier accouchement.

Cette variable, qui est corrélée à l'effet d'âge de la mère, ne sera pas retenue au moment de l'appariement, puisque l'information qu'elle fournit peut être comblée, dans une certaine mesure, en contrôlant l'âge de la mère et la taille de la famille. De plus, cette dernière variable est une caractéristique du couple, élément de notre étude, alors que le rang de naissance s'applique à l'enfant. La prise en compte du rang de naissance pose donc une difficulté méthodologique puisque ce sont les couples qu'on apparie et non les enfants issus de ces couples. On examinera cependant la répartition des décès infantiles de premier rang et de dernier rang, chez les consanguins et chez les témoins.

- Durée de l'intervalle intergénérisique

Un intervalle trop court entre deux grossesses augmente le risque de décès infantile (épuiement nutritionnel de la mère, augmentation de la fréquence des PPN). Les intervalles de moins d'un an, particulièrement ceux inférieurs à six mois, entre l'accouchement et la grossesse suivante (intergénérisiques de moins de 21 mois, particulièrement ceux de moins de 15 mois) augmentent les risques de décès de l'enfant.

On considère aujourd'hui qu'un intervalle de deux à trois ans entre un accouchement et la grossesse suivante (i.e. intervalle intergénésiq ue de 33 mois à 45 mois) diminue les risques ¹². Cependant, de tels intervalles ne sont pas fréquents en régime de fécondité naturelle. Dans la population qui nous intéresse, les intervalles intergénésiq ues supérieurs ou égaux à 36 mois représentent entre 7 et 9% de l'ensemble des intervalles.

Tableau XXIX. Porportion des intervalles intergénésiq ues (I.i.) supérieurs ou égaux à 36 mois.

Couples	Total	I.i ≥ 36 mois (nb)	I.i ≥36 mois (%)
Inclus (hypothèse 1: migration)	2865	205	7,2%
Inclus (hypothèse 2)	3396	255	7,5%
Exclus (hypothèse 1: migration)	531	50	9,4%

Par ailleurs, l'Organisation Mondiale de la Santé ¹³ situe l'intervalle optimal dans une fourchette quelque peu différente que celle des études citées précédemment, soit de 18 mois à 36 mois. Cet intervalle optimal varie donc selon les populations étudiées; une constante se dessine néanmoins: les intervalles trop courts ou trop longs sont plus à risque.

L'appariement des couples ne se fera pas en fonction de la durée de l'intervalle intergénésiq ue, puisqu'un couple n'est pas caractérisé par une valeur unique de l'intervalle intergénésiq ue, ce dernier étant propre à chaque naissance. La répartition des décès infantiles selon l'intervalle intergénésiq ue, chez les "exposés" et les "témoins" sera cependant étudiée.

- Prématurité

Les registres paroissiaux sont peu bavards à ce sujet, ce qui ne nous permet pas d'appréhender le phénomène dans sa totalité. En effet, si un intervalle intergénésiq ue (intervalle entre deux naissances successives) de moins de 9 mois est révélateur de prématurité, un intervalle de plus de 9 mois n'est pas éclairant parce que nous ne pouvons déterminer le moment précis de la fécondation.

Les deux marqueurs associés à la prématurité, soit les PPN (enfants de poids inférieur à 2 500 g) et les retards de croissance intra-utérine ne peuvent être évalués qu'à partir de la fiche médicale de l'enfant, les registres d'état civil ne précisant pas ces composantes médicales, et ne feront pas l'objet de cette étude.

- Anomalies congénitales

On remarque aussi chez les enfants de petit poids de naissance une fréquence plus élevée d'anomalies congénitales ¹⁴. Bien qu'on ignore les causes de ces anomalies dans 65% des cas, on estime que des facteurs génétiques (aberrations chromosomiques, anomalies du tube neural, maladies du métabolisme, parents à haut risque génétique) et environnementaux (infections maternelles, agents physiques et chimiques) seraient responsables de 25% et 10% des cas respectivement.

Ce facteur, ne sera pas étudié parce que notre base de donnée ne nous fournit pas d'information sur les causes de décès. Le Québec ne possède d'ailleurs pas de telles statistiques pour la période à l'étude. Le registre des décès du Québec, remonte à 1926 seulement, et les variations de codes au fil des ans, le rendent, à toute fin pratique, inutilisable, sauf pour la période après 1960. De plus, son accessibilité est restreinte pour des raisons de confidentialité des dossiers.

-Gémellité

Ce facteur de risque fera l'objet d'une étude ultérieure, car il est associé à de multiples facteurs: consanguinité, rang de naissance, allaitement maternel, âge de la mère (cet âge moyen est, en outre, différent chez les mères de jumeaux de sexe identique et chez celles ayant des jumeaux de sexes différents¹⁵), risque accru de complications ¹⁶ (anémie, hypertension, anomalies placentaires, présentation par siège, anoxie*..).

* Anoxie: manque d'oxygène dû à une compression du fœtus ou du cordon, particulièrement si ce dernier est procident (chute du cordon en avant de la présentation foetale), le deuxième jumeau à naître étant plus susceptible à ce type de risque.

- Facteurs socio-économiques

- Statut matrimonial

La fréquence des décès infantiles est plus élevée chez les mères célibataires. Dans la population à l'étude, la très grande majorité des enfants sont engendrés dans le cadre du mariage. Sur les 5839 naissances de la période couverte, nous n'avons relevé que 14 enfants adoptifs, et sur les 601 décès infantiles de la même période, nous n'avons relevé que deux enfants nés de parents inconnus. De plus, notre étude, par sa nature (coefficients de consanguinité, reconstitution des familles et des généalogies) ne tient pas compte de ces cas dont les familles ne peuvent être reconstituées.

Le veuvage peut constituer un facteur de risque. On devra donc porter une attention particulière au décès d'un des parents survenant dans les douze mois suivant la naissance du dernier enfant ainsi qu'au décès du père dans les 9 mois précédant cette naissance.

La mortalité maternelle (décès d'une femme survenu dans les 60 jours qui suivent une naissance, selon la définition employée en démographie historique*) sera aussi scrutée tant chez les témoins que chez les exposés.

* L'Organisation mondiale de la Santé en donne une définition légèrement différente: La mort maternelle est définie comme le décès d'une femme survenu au cours de la grossesse ou dans un délai de **42 jours** après sa terminaison, quelle qu'en soit la durée ou la localisation pour une cause quelconque ou aggravée par la grossesse ou les soins qu'elle a motivés, mais ni accidentelle ni fortuite. (Classification internationale des maladies, 9^e révision, Genève, 1977).

- Niveau de scolarisation et catégorie professionnelle

On peut penser que le niveau de scolarisation, à l'image de celui de l'ensemble du Québec, n'a pas été très élevé, pour la période plus ancienne, et que ce niveau est relativement homogène à l'intérieur d'une profession donnée. Aussi l'étude des professions, mieux documentée, permettra d'établir s'il existe de grands écarts de catégories sociales dans la population.

Les études de Cimon (1947)¹⁷, Martin (1957)¹⁸ et Le Querrec (1981)¹⁹ nous permettent de croire que cette population est relativement homogène, constituée principalement, jusque vers 1960, de cultivateurs (paysans-pêcheurs, paysans-navigateurs et paysans-bûcherons) et d'"emplacitaires" (navigateurs ou journaliers vivant au village, mais partis durant plusieurs mois par année). Par la suite l'industrie touristique a pris une part sans cesse grandissante dans l'économie de l'île.

Nous avons, par ailleurs, relevé et informatisé les déclarations de profession des conjoints au moment de leur mariage, ainsi que lors des mariages de chacun de leurs enfants. En fait, les registres sont peu loquaces sur les professions des femmes, sauf pour la période plus récente (à partir de 1960), de sorte que seules les professions des époux sont bien documentées. Cependant, nous ne disposons pas des déclarations de professions, lors des baptêmes des enfants, ce qui nous aurait permis de mieux cerner l'impact de cette variable sur la mortalité infantile. Nous sommes toutefois en mesure de tracer le profil professionnel des individus au début ainsi qu'à la fin de leur vie

reproductive et de constater que ce profil est d'une remarquable stabilité, pour une grande partie des individus.

Pour la période qui nous intéresse, nous avons trouvé, en majorité, des cultivateurs, des navigateurs et des journaliers, ce qui confirme l'homogénéité relative de la population. On retrouve en effet, une forte proportion de cultivateurs, ceux-ci pouvant occuper à un moment ou l'autre de leur vie, un autre emploi (surtout navigateur ou journalier).

Tableau XXX. Répartition des professions dans la population étudiée.

Profession	Couples	
	Inclus (hypothèse 1)	Inclus (hypothèse 2)
Indéterminé	11%	19%
Agriculteur	61%	54%
Agriculteur, navigateur	5%	4%
Agriculteur, journalier	6%	5%
Journalier	6%	8%
Navigateur	2%	2%
Journalier, navigateur	2%	1%
Agriculteur, navigateur, journalier	1%	1%
Agriculteur + autre	3%	2%
Divers	3%	4%
Total	100% (n: 361)	100% (n: 501)

1. hypothèse migratoire
2. hypothèse de sous-fécondité

Les individus qui ont exercé le métier de cultivateur (en caractères gras dans le tableau) constituent 76% et 66% de la population de chacun des groupes, alors que les journaliers et les navigateurs n'en représentent que 10% et 11%. La différence entre les couples retenus selon les deux hypothèses réside donc uniquement dans la proportion d'individus dont nous ne

connaissions pas la profession (11% et 19% respectivement), les deux groupes étant constitués d'une forte majorité d'agriculteurs.

On analysera, lors de la constitution des groupes "exposé" et "témoin", comment ces professions sont représentées au sein de chacun de ces groupes. Les couples ne seront cependant pas appariés selon la profession, parce que d'une part, cela réduirait inutilement les effectifs, et que, d'autre part, nous ne possédons pas les déclarations de profession au moment des naissances des enfants.

Notons ici que, pour des raisons pratiques, nous parlerons tout au long de ce chapitre, du groupe "exposé" et du groupe "témoin", afin de bien faire ressortir les critères de parenté qui ont permis de sélectionner les couples à risque (exposés, apparentés) et les couples témoins (non apparentés, non exposés), et afin de bien caractériser ces deux catégories de couples. Le mot "groupe" sera donc pris ici au sens courant et large du terme. Mais en fait, au sens épidémiologique, les analyses ne porteront que sur **un seul groupe** qui sera constitué (au chapitre 5) de paires de couples exposés-témoins, l'unité statistique étant la paire et non un groupe apparenté et un groupe témoin.

Le terme "groupe" aura donc une signification différente selon le niveau d'analyse: avant appariement, il désignera les sous-unités dans lesquelles seront puisées les éléments qui constitueront le groupe exposé-témoin apparié à être analysé.

Constitution des groupes "exposé" et "témoin"

Les couples retenus selon les deux prémisses de base (migration, sous-fécondité) ont été distribués selon les valeurs de leur coefficient de parenté. Celui-ci, rappelons-le, est une variable continue, puisqu'il est calculé, non seulement à partir des dispenses religieuses (ϕ estimé), mais aussi à partir des chaînes de parenté retracées à l'aide des généalogies des individus (ϕ calculé), et donc susceptible de prendre une série de valeurs intermédiaires que ne fournit pas la dispense. Notre approche diffère donc des études antérieures qui, au contraire, n'ont utilisé que les dispenses et, procèdent alors avec des valeurs discrètes de la consanguinité.

Une fois ces coefficients distribués, les groupes "exposé" et "témoin" ont été constitués de façon à discriminer le degré de parenté dans chacune des catégories: les couples-témoins regroupent des individus dont le coefficient de parenté est nul, alors que les "exposés" représentent des couples dont le degré de parenté est égal ou supérieur à 0.015625, soit l'équivalent d'une consanguinité 3-3 ou plus proche. Les effectifs des témoins sont respectivement, selon chaque hypothèse, de 72 et 117 couples et ceux des consanguins, de 92 et 123 couples.

Tableau XXXI. Effectifs des "exposés" et "témoins" retenus selon les hypothèses de migration et de sous-fécondité.

Couples	Témoins ($\phi = 0$)	Exposés ($\phi \geq .015625$)
Hypothèse de migration	72	92
Hypothèse de sous-fécondité	117	123

Leurs caractéristiques, en regard des paramètres qui constituent un facteur de risque de mortalité infantile, examinées parallèlement, permettent de dégager les différences de profil de chacun des groupes. Elles font aussi ressortir la nécessité d'apparier les couples selon certaines de ces variables.

- Caractéristiques des "exposés" et des "témoins"

. Taille de la famille

La dimension finale de la famille est, en moyenne, plus élevée chez les "exposés" que chez les "témoins". Les écarts à la moyenne y sont similaires (hypothèse de sous-fécondité) ou plus faibles (hypothèse de migration).

Tableau XXXII. Taille moyenne des familles "exposées" et "témoins".

Couples	Taille moyenne de la famille	σ	n
Témoins (h. migration)	7,36	4,05	72
Exposés (h. migration)	7,84	3,60	92
Témoins (h. sous-fécondité)	5,87	3,94	117
Exposés (h. sous-fécondité)	6,67	3,87	123

Les couples apparentés ont proportionnellement moins de petites familles (1 à 3 enfants) et plus de familles nombreuses (11 enfants et plus), alors que les

familles de taille intermédiaire (4-10 enfants) y sont représentées dans la même proportion que chez les témoins.

Tableau XXXIII. Taille de la famille (%) chez les exposés et les témoins.

Couples / taille famille	1	2-3	4-6	7-10	11+	n
Témoins (h. migration)	16%	3%	18%	43%	20%	72
Exposés (h. migration)	3%	13%	19%	41%	24%	92
Témoins (h. sous-fécondité)	19%	15%	24%	30%	12%	117
Exposés (h. sous-fécondité)	11%	16%	23%	32%	18%	123

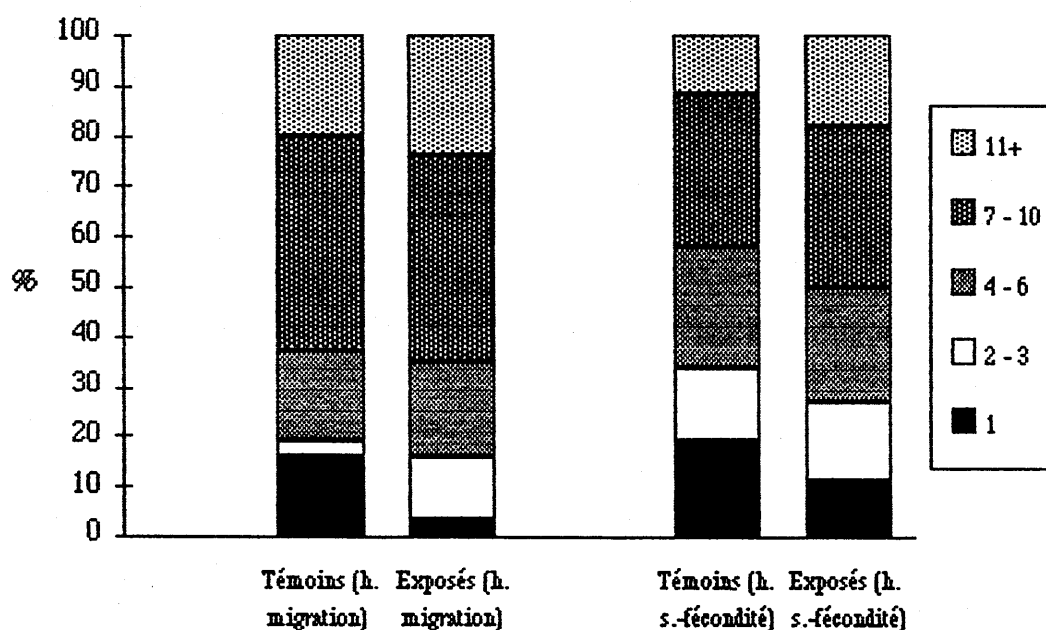


Figure 5. Taille de la famille (%) chez les exposés et les témoins.

Cette plus grande fertilité des couples apparentés a aussi été rapportée par plusieurs auteurs.²⁰

.L'âge des époux

Les femmes non apparentées à leur conjoint se marient, en moyenne, un peu plus précocément, ont leur premier enfant après un intervalle légèrement plus court, et terminent leur famille environ deux ans plus tôt (la durée de leur vie génésique est en moyenne un an à un an et demi plus courte) que celles qui ont des liens de parenté avec leur époux.

Tableau XXXIV. L'âge moyen des conjointes, au mariage, ainsi qu'à la première et à la dernière maternité.

Couples / Age moyen *	au mariage	à la 1 ^{ère} naissance	dernière naissance
Témoins (h. migration)	22.1	23.3	36.7
Exposés (h. migration)	22.7	24.1	38.6
Témoins (h. sous-fécondité)	22.5	23.9	34.4
Exposés (h. sous-fécondité)	23.0	24.5	36.6

* Les écarts à la moyenne ainsi que les âges minimum et maximum sont présentés en annexe 11

Elles épousent des hommes qui ont, en moyenne, près de cinq ans de plus qu'elles (4,8 ans et 4,5 ans respectivement), alors que les conjoints des couples apparentés n'ont qu'un écart moyen d'âge de 3,7 ans et 3,1 ans respectivement.

Tableau XXXV. L'âge moyen des hommes, au mariage, ainsi qu'à la première et à la dernière paternité.

Couples / Age moyen *	au mariage	à la 1 ^{ère} naissance	dernière naissance
Témoins (h. migration) ^a	26.9	28.1	41.2
Exposés (h. migration)	26.4	27.8	42.2
Témoins (h. sous-fécondité) ^b	27.0	28.4	39.9
Exposés (h. sous-fécondité) ^c	26.1	27.6	39.7

* Les écarts à la moyenne ainsi que les âges minimum et maximum sont présentés en annexe 12
a : 7% date de naissance inconnue b: 19% date de naissance inconnue c: 1% date de naissance inconnue

La distribution de ces écarts d'âge entre les conjoints est encore plus révélatrice: chez 81-82% des couples "témoins", les écarts d'âge entre les époux sont supérieurs à deux ans, alors que chez les couples apparentés, cette proportion baisse à 64-66%. Les écarts supérieurs à six ans (non illustrés ici) représentent respectivement 44% et 25% des couples "témoins" et "exposés". La proportion de dates de naissance indéterminées est plus forte chez les couples témoins (5 individus /72 et 22 individus /122 sans date de naissance) que parmi les couples apparentés (0/92 et 1/123), mais elle ne suffit pas à expliquer le phénomène: même en supposant que tous les individus témoins dont la date de naissance est inconnue aient en fait des différences d'âge inférieures à six ans avec leur conjointe, la proportion de couples dont les écarts d'âge sont supérieurs à 6 ans resterait plus élevée (40% et 35%) que chez les couples apparentés.

Doit-on conclure à l'existence de stratégies matrimoniales différentes chez les uns et les autres ? Ou simplement le contexte de fréquentation est-il différent? Trouve-t-on plus facilement dans le cercle de la "parenté" un

conjoint du même âge? Ou bien tolère-t-on plus facilement les mariages entre très jeunes conjoints quand ceux-ci se côtoient depuis la tendre enfance, alors qu'on exigera d'un conjoint étranger qu'il soit déjà "bien établi", et par conséquent plus âgé ?

Quoiqu'il en soit, on est en présence de comportements différentiels intéressants, qui ont d'ailleurs aussi été relevés dans d'autres populations. ²¹

Tableau XXXVI. Ecart d'âge entre les époux.

Couples	date naissance (nb)	connue (%)	Ecart ≤ 2ans	Ecart > 2ans homme + âgé	Ecart > 2ans femme + âgée
Témoins (hypothèse1)	67	93%	19%	70%	11%
Témoins (hypothèse2)	95	81%	18%	69%	13%
Exposés (hypothèse 1)	92	100%	36%	58%	6%
Exposés (hypothèse 2)	122	99%	34%	55%	11%

Deux constantes se dégagent toutefois tant chez les témoins que chez les exposés:

- peu de femmes épousent des hommes plus jeunes qu'elles.
- ce sont majoritairement (80%) de très jeunes femmes (15-24 ans) qui épousent des hommes beaucoup plus vieux qu'elles (écarts > 6 ans) .

. Décès infantiles et âge de la mère

Conformément à ce qu'on observe généralement, l'âge optimum pour enfanter se situe entre 25 et 29 ans dans les quatre catégories de couples. Puis le taux de décès infantile s'accroît progressivement avec l'âge de la mère, et ce, de façon plus marquée dans le groupe à risque (couples apparentés). Mais c'est entre 20 et 24 ans, l'âge auquel la majorité des femmes en sont à leur première maternité que les risques sont plus élevés. En ce qui concerne les moins de vingt ans et les quarante ans et plus, en raison de la petitesse des effectifs, il s'avère plus difficile d'interpréter ce que l'on observe. Cependant, la surmortalité infantile imputée aux femmes de 40 ans et plus dans le groupe témoin pourrait bien être associée au fait que leurs époux sont aussi plus vieux que ceux de l'autre groupe. En effet, si les âges moyens des pères à la dernière naissance sont sensiblement les mêmes dans les deux groupes, les écarts à la moyenne sont plus importants chez les témoins, de telle sorte que l'âge maximal est plus élevé (voir appendice 12).

Dans l'ensemble, bien que la courbe des décès infantiles selon l'âge de la mère (figure 6) suive la même évolution (sauf pour les 40 ans et plus), on constate que le risque de décéder est moins grand pour les enfants issus des couples-témoins.

Tableau XXXVII. Taux de décès infantiles selon l'âge maternel (pour 1000 naissances)

Couples / Age de la mère (ans)	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40+
Témoins (h. migration)	105	105	78	85	92	220
Témoins (h. s.-fécondité)	115	110	73	101	98	200
Exposés (h. migration)	66	127	67	102	128	105
Exposés (h. s.-fécondité)	111	152	76	98	137	114

Tableau XXXVIII. Nombre de naissance pour chaque catégorie d'âge maternel

Couples / Age de la mère (ans)	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40+
Témoins (h. migration)	19	105	129	129	98	50
Témoins (h. s.-fécondité)	26	145	191	158	112	55
Exposés (h. migration)	15	126	178	177	148	76
Exposés (h. s.-fécondité)	18	158	211	193	160	79

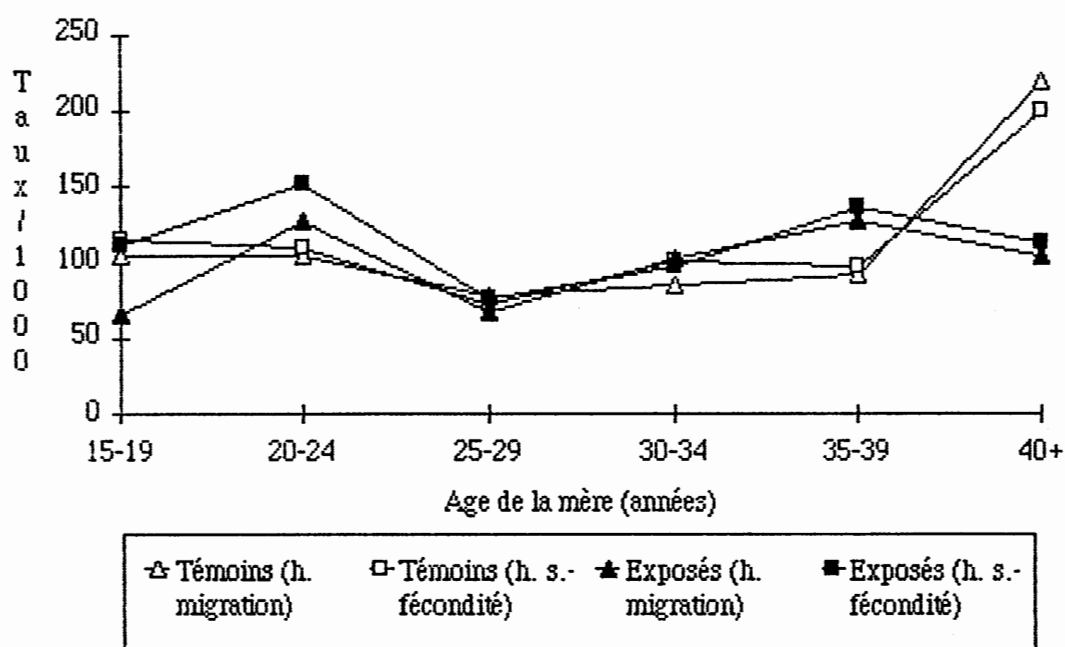


Figure 6. Taux de décès infantile selon l'âge de la mère.

Précisons ici que dans la présente étude, les taux de mortalité infantiles sont calculés sur les naissances totales plutôt que sur les naissances vivantes *, nos sources ne permettant pas de bien distinguer les naissances vivantes des naissances de morts-nés.

D'autres auteurs, dont certains ont travaillé sur les registres de l'Ile-aux-Coudres (Philippe et Désilets-Boulay, 1975) ²², ont aussi mis en évidence la difficulté de distinguer les vrais des faux morts-nés (ayant respiré ou non à la naissance), à partir des registres paroissiaux. De plus, les ondoyés-décédés ** posent un problème particulier: théoriquement on ne devrait pas les assimiler à des morts-nés, et ils devraient être comptabilisés parmi les naissances vivantes, mais en pratique, selon Lalou (1989) ²³, on ondoyait aussi des morts-nés.

Aussi avons-nous préféré calculer un taux qui est en fait un taux de décès foeto-infantile (voir appendice 13).

* Taux classique de mortalité infantile

$$\frac{\text{Décès d'enfants de moins d'un an au cours d'une année} \times 1000}{\text{naissances vivantes (baptêmes + enfants ondoyés) de la même année}}$$

Taux utilisé dans la présente étude:

$$\frac{\text{Décès d'enfants de moins d'un an} \times 1000}{\text{naissances totales}}$$

De plus, à cause de la faiblesse des effectifs, ces taux n'ont pas été calculés annuellement, mais pour l'ensemble de la période étudiée.

En démographie historique, on opère d'ailleurs sur des périodes d'au moins 10 ans (Louis Henry op. cit. p.59).

** Ondoyés décédés: enfant ondoyés à la maison et morts avant le supplément de cérémonie de baptême.

Ondoiement: baptême sans cérémonies extérieures que peut donner toute personne (souvent la sage-femme) si l'enfant est en danger de mort.

. Décès infantiles et âge paternel

Nous avons aussi tracé l'évolution du risque de décès infantile selon l'âge du père (figure 7). A cause de la faiblesse des effectifs, nous avons regroupé sous la même catégorie, les pères âgés de moins de 30 ans.

L'âge paternel optimal se situerait entre 30 et 34 ans chez les consanguins alors que chez les témoins, il oscillerait plutôt entre 30 et 39 ans. Les pères plus jeunes (moins de 30 ans) et les pères âgés (40 ans et plus) ont une plus grande probabilité de voir leur enfant décéder au cours de la première année. Ce risque est aussi élevé pour les jeunes pères (≤ 29 ans) que pour les pères âgés (40+). Il semble donc que l'âge paternel ait un impact distinct de celui de la mère sur le destin de l'enfant. Mais il n'est pas facile de cerner la portée réelle de cet impact, puisque l'âge paternel est corrélé à l'âge de la mère.

Tableau XXXIX. Décès infantiles selon l'âge paternel (taux pour 1000 naissances)

Couples / Age père (ans)	≤ 29	30-34	35-39	40+
Témoins (h. migration)	132	64	69	137
Témoins (h. s.-fécondité)	128	78	70	129
Exposés (h. migration)	109	64	106	131
Exposés (h. s.-fécondité)	129	71	118	128

Tableau XL. Nombre de naissance pour chaque catégorie d'âge paternel

Couples / Age père (ans)	≤ 29	30-34	35-39	40+
Témoins (h. migration)	129	110	102	146
Témoins (h. s.-fécondité)	164	141	129	171
Exposés (h. migration)	211	172	161	176
Exposés (h. s.-fécondité)	264	196	178	180

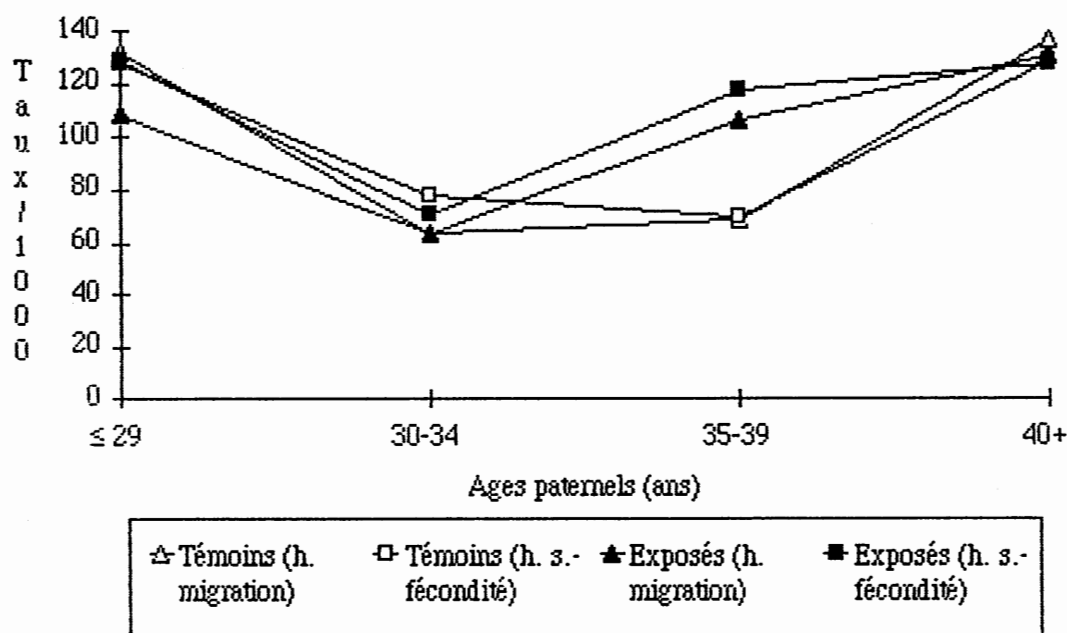


Figure 7. Décès infantiles selon l'âge paternel, (pour tous les âges maternels).

Aussi avons-nous calculé les taux de décès infantiles selon l'âge du père, mais pour les âges maternels plus favorables, soit de 25 à 34 ans. Les âges paternels optima suivent les mêmes tendances que précédemment, mais les âges plus à risque se démarquent de façon différente, les jeunes pères étant nettement plus à risque chez les témoins, alors que les consanguins de 35 à 39 ans sont plus à risque que les pères témoins. A partir de l'âge de 40 ans, les écarts entre les taux de décès infantiles entre les deux groupes s'amenuisent, mais les taux demeurent un peu plus élevés chez les consanguins. Globalement, on observe donc des variations dans les taux de décès infantiles selon les âges

paternels, et cela même en minimisant l'effet qui pourrait être confondu avec celui de l'âge maternel.

Tableau XLI. Décès infantiles selon l'âge paternel, et pour les âges maternels 25-34 ans.

Couples / Age père (ans)	≤ 29	30 - 34	35 - 39	40+
Témoins (h. migration)	135‰ (n: 52)	59‰ (n: 68)	55‰ (n: 73)	104‰ (n: 48)
Témoins (h.s.-fécondité)	129‰ (n: 70)	48‰ (n: 83)	44‰ (n: 91)	113‰ (n: 62)
Exposés (h. migration)	71‰ (n: 98)	63‰ (n: 142)	119‰ (n:84)	129‰ (n: 31)
Exposés(h. s.-fécondité)	77‰ (n:117)	68‰ (n: 161)	117‰ (n: 94)	125‰ (n: 32)

n: nombre de naissances

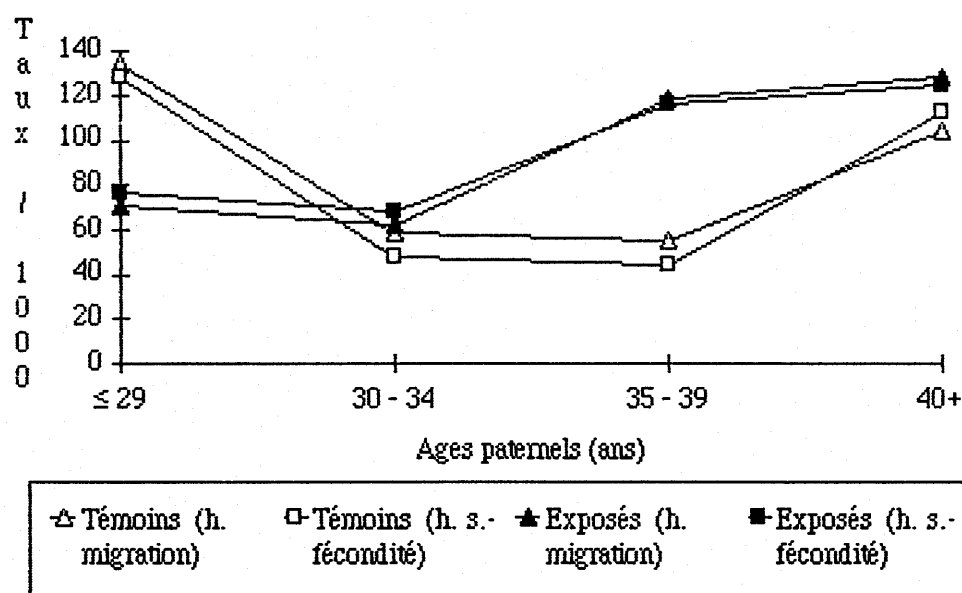


Figure 8. Décès infantiles selon l'âge paternel, (pour les âges maternels 25-34 ans).

Si on compare les tableaux XXXIX et XLI (ou les figures 7 et 8), on observe que pour les âges maternels plus favorables, le risque associé aux pères de moins de trente ans diminue de façon marquée chez les couples apparentés, alors que chez les témoins, il demeure aussi élevé. Par contre, le risque associé aux pères de trente ans et plus demeure au même niveau chez les apparentés alors que chez les témoins, on observe une diminution du risque de décès infantile. En éliminant l'effet d'âge des mères, on remarque donc que l'âge paternel continue de représenter un facteur de risque, mais de façon différentielle chez les exposés et les témoins: les jeunes pères (≤ 29 ans) étant plus à risque chez les témoins, alors que chez les apparentés, ce sont les pères de 30 ans et plus qui sont plus à risque. Le risque associé aux pères de 40 ans et plus demeure cependant élevé dans les deux groupes.

. Rang de naissance

Nous avons évalué le risque relatif de décès de premiers et de derniers-nés dans chacun des groupes, et observé que la première naissance est plus problématique pour les enfants des couples apparentés (risque relatif = 1,4 et 1,7). L'âge maternel à la première naissance étant sensiblement le même, on peut s'interroger sur la signification de ce constat. Doit-on y voir là le reflet de problèmes liés à la constitution de l'enfant, ou à celle de la mère? La moitié de ces décès surviennent entre la naissance et la septième journée, 60% avant la 28^e journée, ce qui renforce l'hypothèse de problèmes de nature essentiellement biologique.

Tableau XLII. Risque relatif de décès de premiers-nés.

Couples	n	Taux décès (%)	Risque relatif *	σ
Témoins (h. migration)	72	111%		
Exposés (h. migration)	92	152%	1,4	0,3
Témoins (h. sous-fécondité)	117	120%		
Exposés (h. sous-fécondité)	123	203%	1,7	0,3

* Risque relatif: taux de décès des "exposés" / taux de décès chez les "témoins"

Les derniers-nés des couples apparentés ne semblent pas éprouver beaucoup plus de difficultés que ceux des couples "témoins". Le risque relatif, bien que supérieur à un, demeure faible, à l'encontre de ce que nous observons chez les premiers-nés.

Tableau XLIII. Risque relatif de décès de derniers-nés.

Couples	n *	Taux décès(%)	Risque relatif	σ
Témoins (h. migration)	69	145%		
Exposés (h. migration)	90	167%	1,2	0,4
Témoins (h. sous-fécondité)	113	124%		
Exposés (h. sous-fécondité)	118	153%	1,2	0,3

* Les derniers-nés qui sont aussi des premiers-nés (enfants uniques), sont exclus de ces calculs

L'effet de rang jouerait donc de façon plus marquée pour les aînés des familles consanguines, et cela malgré qu'on retrouve plus de très jeunes primipares chez les "témoins", tel qu'on peut l'observer ci-dessous.

Tableau XLIV. Répartition des premiers-nés selon l'âge de la mère au moment de la naissance.

Couples / âge (%)	n	15-19 ans	20-34 ans	35+ ans	Total
Témoins (h. migration)	72	22%	75%	3%	100%
Exposés (h. migration)	92	13%	84%	3%	100%
Témoins (h. sous-fécondité)	117	18%	79%	3%	100%
Exposés (h. sous-fécondité)	123	12%	83%	5%	100%

. Décès infantile et durée de l'intervalle intergénésiqne précédant la naissance.

Pour chaque décès infantile, nous avons calculé la durée de l'intervalle intergénésiqne précédant la naissance de cet enfant décédé; puis, nous avons compté, pour chacune des quatre catégories de couples, combien de naissances et combien de décès d'enfants de moins d'un an survenaient après un intervalle intergénésiqne inférieur à 12 mois, puis de 12-17 mois, de 18 à 23 mois, 24-29 mois, 30-35 mois et finalement, de 36 mois et plus. Enfin nous avons calculé le taux de décès infantile (décès d'enfants de 0-365 jours x 1000 / naissances) pour chaque série d'intervalles intergénésiques (voir appendice 14).

Tel qu'illustré en figure 9, l'intervalle intergénésiqne optimal se situe entre 18 mois et 29 mois, pour tous les groupes. Au-delà et en deça de ces durées, le risque de décès infantile augmente, et cela, de façon similaire, que les conjoints soient apparentés ou non.

Nous n'avons pas représenté graphiquement les intervalles inférieurs à 12 mois en raison des petits nombres impliqués (on pourra consulter l'appendice 14), mais ils semblent plus risqués pour les enfants consanguins, les taux de mortalité se situant entre 250‰ et 300‰ (témoins) et 428‰ (exposés). Les effectifs sont cependant très petits (3 décès sur 12 naissances, 3 décès sur 10 naissances, et 6 décès sur 14 naissances), et ne permettent pas de se prononcer de façon catégorique.

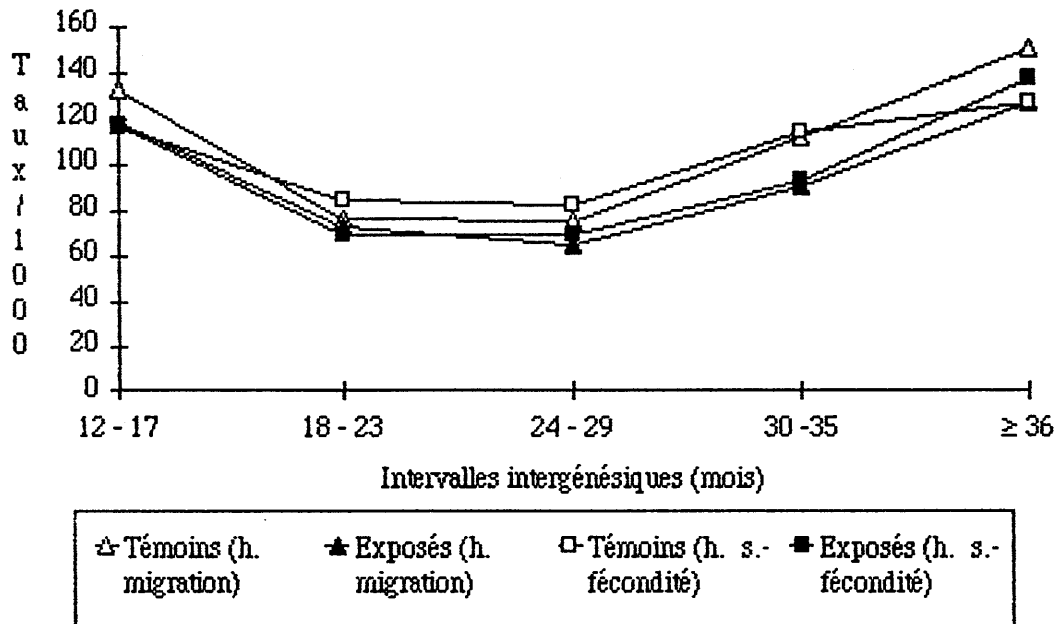


Figure 9. Taux de décès infantile selon l'intervalle intergénésique.

Comme on peut le voir au tableau XLV, la fréquence relative de chacune des catégories d'intervalle suit la même tendance chez les exposés et témoins. Les intervalles optima (18-29 mois) représentent plus de 50% des intervalles tant dans un groupe que dans l'autre. La durée de l'intervalle intergénésique semble donc exercer le même effet dans chacun des groupes.

Tableau XLV. Fréquence (%) des intervalles intergénésiques chez les exposés et les témoins.

Couples	Intervalles intergénésiques (mois)					
	7-11	12-17	18-23	24-29	30-35	≥36
Témoin (h. 1)	2%	16%	26%	34%	14%	8%
Exposés (h. 1)	2%	19%	29%	25%	14%	11%
Témoin (h. 2)	2%	17%	27%	32%	12%	10%
Exposés (h. 2)	2%	18%	29%	26%	14%	11%

. Décès maternels et paternels

On observe proportionnellement plus de décès maternels (décès de la mère survenant dans les 60 jours suivant la naissance de l'enfant) chez les témoins (9-15% des femmes) que chez les apparentées (7-9% des femmes). Dans ce dernier groupe, 0,8 à 1,1% des accouchements se solde par un décès maternel alors que dans le groupe témoin, 1,6 à 2,1%, soit le double des accouchements, se termine tragiquement pour la mère.

Cependant, une plus forte proportion de ces décès maternels s'accompagne d'un décès infantile dans le groupe des apparentées (5/6 et 6/8 contre 5/11), le sort de la mère et celui de l'enfant semblant plus étroitement liés. Toutefois les petits nombres en cause incitent à une certaine prudence dans l'interprétation des résultats.

Tableau XLVI. Décès maternels.

Couples (n)	nb naissance	Décès maternels (0-59 j. après naissance)	
		totaux	avec décès infantile
Témoins (h. migration) (72)	530	11	5
Exposés (h. migration) (92)	720	6	5
Témoins (h. s.-fécondité)(117)	687	11	5
Exposés (h.s-fécondité) (123)	819	8	6

Les décès de la mère survenant entre deux et douze mois après la naissance, bien qu'ils ne soient pas considérés reliés à l'accouchement, n'en demeure pas moins critiques pour l'enfant, puisqu'ils signifient l'arrêt de

l'allaitement maternel. Aussi les avons-nous relevés, et observé les mêmes tendances que précédemment, tel qu'illustré ci - dessous.

Tableau LXVII. Décès de la mère entre le 60^e jour et le 365^e jour suivant la naissance de l'enfant.

Couples (n)	Décès maternels survenus 60 - 365j. après la naissance	
	totaux	avec décès infantile
Témoins (h. migration) (72)	5	1
Exposés (h. migration) (92)	1	0
Témoins (h. s.-fécondité)(117)	6	2
Exposés (h.s.-fécondité)(123)	2	1

Globalement, les décès d'enfants de moins d'un an dont les mères décèdent dans les 60 jours suivant l'accouchement représentent 7-9% de l'ensemble des décès infantiles (voir tableau XLVIII). Ce pourcentage oscille entre 7 et 11%, si on considère les décès d'enfants dont les mères décèdent dans l'année qui suit l'accouchement. Cela représente donc une fraction non négligeable des décès infantiles.

Tableau XLVIII. Proportion de décès infantiles accompagnés d'un décès maternel.

Couples (n)	Décès infantiles		
	totaux	+ décès maternel	(0-59 j. après naissance)
	(nb)	nb	%
Témoins (h. migration) (72)	54	5	9%
Exposés (h. migration) (92)	74	5	7%
Témoins (h. s.-fécondité)(117)	71	5	7%
Exposés (h.s.-fécondité)(123)	92	6	7%

Les décès paternels, ont quant à eux un impact plus faible: un seul enfant posthume décède au cours de sa première année de vie. En ce qui concerne les décès d'enfants dont le père est décédé dans l'année qui a suivi leur naissance, on n'en retrouve qu'un par groupe.

Tableau XLIX. Décès paternels.

Couples (n)	Décès paternels survenus			
	durant les 9 mois précédents		dans l'année qui suit	
	totaux	+ décès infantile	totaux	+ décès infantile
Témoins (h. migration) (72)	3	0	4	1
Exposés (h. migration) (92)	1	0	3	1
Témoins (h. s.-fécondité)(117)	3	0	5	1
Exposés (h.s.-fécondité)(123)	2	1	3	1

Professions

La distribution des professions chez les exposés et les témoins suit les mêmes tendances que celles observées pour l'ensemble des couples retenus dans la présente étude. On est majoritairement agriculteur, et accessoirement, journalier et / ou navigateur. Ces deux dernières occupations sont d'ailleurs mentionnées indifféremment chez certains individus, le travail de journalier étant relié, dans cette population insulaire, à la navigation fluviale. La catégorie "occupation diverse" est un peu plus représentée chez les témoins alors que qu'on retrouve un peu plus d'agriculteurs-navigateurs au sein des

couples apparentés, mais dans l'ensemble, l'homogénéité observée précédemment se maintient. Enfin, on connaît moins bien les professions des couples retenus selon l'hypothèse de sous-fécondité, et cela est particulièrement marqué chez les témoins. Mais on ne décèle pas de grands écarts de catégorie sociale, et selon toute vraisemblance, ce facteur n'interviendrait pas sur le destin des enfants à naître.

Tableau L. Professions chez les exposés et les témoins.

Profession	hypothèse migratoire		hypothèse s.-fécondité	
	Exposés	Témoin	Exposés	Témoin
Indéterminé	11%	12%	18%	27%
Agriculteur	64%	61%	55%	50%
Agriculteur, navigateur	9%	3%	7%	2%
Agriculteur, journalier	4%	4%	3%	4%
Journalier	4%	6%	8%	5%
Navigateur	3%	---	3%	1%
Journalier, navigateur	2%	2%	2%	1%
Agricult. navigat. journalier	---	1%	---	1%
Agriculteur + autre	2%	3%	2%	3%
Divers	1%	8%	2%	6%
	n = 92	n = 72	n = 123	n = 117

.Taux de décès néonataux (précoce et tardif), post-néonataux, et d'un an à quatre ans chez les exposés et les témoins.

Bien qu'on observe des variations intergroupes dans les taux de mortalité infantile selon le rang de naissance (premier rang), et selon l'âge des parents, globalement, ces taux sont similaires chez les uns et les autres, se situant autour de 103‰ (hypothèse de migration), ou un peu plus élevés chez les consanguins, atteignant 112‰ (hypothèse de sous-fécondité).

Tableau LI. Taux de décès infantiles chez les exposés et les témoins.

Couples	Taux de décès infantile (/ 1000 naissances)	
Témoins (h. migration)	102 ‰	(n: 530)
Exposés (h. migration)	103 ‰	(n: 720)
Témoins (h. s.-fécondité)	103 ‰	(n: 687)
Exposés (h. sous-fécondité)	112 ‰	(n: 819)

Cependant si on découpe plus finement la mortalité infantile en ses composantes néonatales précoce (décès 0-6 jours), et tardive (décès 7-27 jours), ainsi que post-néonatale (28-365 jours), et qu'on s'intéresse aux décès d'enfants d'un an à quatre ans, on trouve à nouveau des écarts entre les exposés et les non-exposés.

Les décès néonataux (0-27 jours) d'enfants consanguins se concentrent dans la première semaine de vie (néonatal précoce), alors que ceux des non consanguins s'échelonnent sur l'ensemble du premier mois. Durant la première

semaine, ce sont les consanguins qui sont plus touchés alors que dans les trois autres semaines, ce sont au contraire les témoins qui sont plus affectés.

Une fois le premier mois passé, et jusqu'à l'âge d'un an, ce sont les consanguins qui sont plus durement frappés. Les décès de la première année, sont ainsi amenés à un niveau similaire dans les deux groupes. Puis, si on examine les décès survenus entre un an et quatre ans, ce sont, à nouveau, les non apparentés qui enregistrent un surplus de décès.

Tableau LII. Taux de mortalités (‰) néonatales précoce et tardive, post-néonatale, ainsi que de un an à quatre ans.

Couples	n	Taux de mortalité			
		0-6 j.	7-27 j.	28-365 j.	1-4 ans
Témoins (h. migration)	530	30‰	32‰	40‰	70‰
Exposés (h. migration)	720	33‰	13‰	57‰	43‰
Témoins (h. s.-fécondité)	687	31‰	29‰	43‰	60‰
Exposés (h. s.-fécondité)	819	39‰	12‰	61‰	40‰

Les décès infantiles, dans le groupe consanguin, sont avant tout, des décès néonataux précoces et post-néonataux, alors que chez les témoins, les fluctuations dans les taux des décès néonataux précoces et tardifs ainsi que post-néonataux sont beaucoup moins marquées. Chez ces derniers, les décès des enfants de un an à quatre ans représentent une forte proportion des mortalités des 0-4 ans.

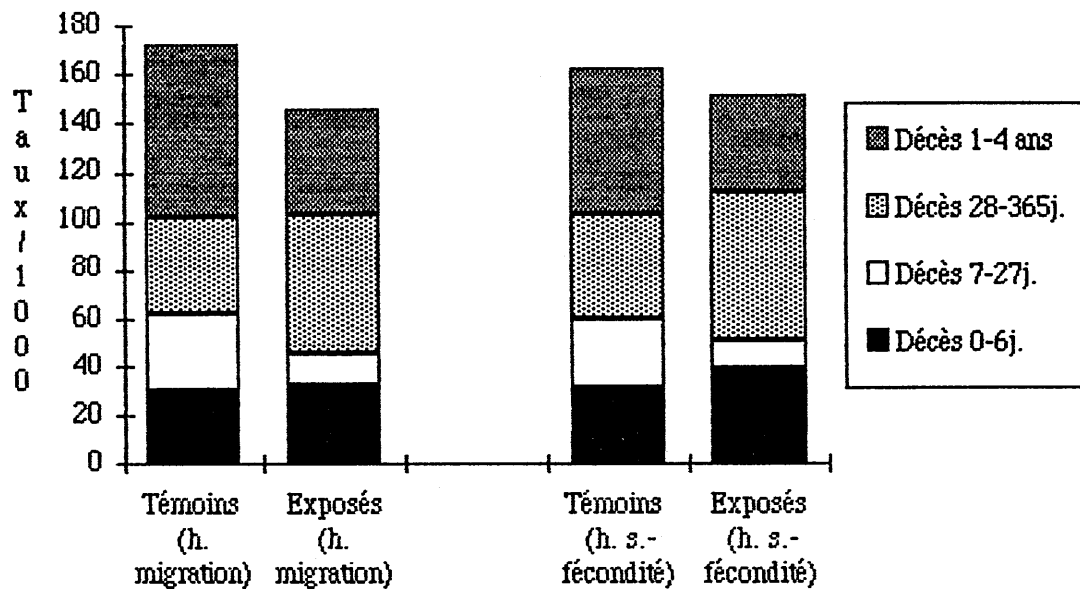


Figure 10. Taux de décès néonataux (précoce et tardif), post-néonataux, et d'un an à quatre ans chez les exposés et les témoins.

Taux de mortalité infantile selon le sexe

Ces taux sont calculés selon les formules suivantes:

Taux de mortalité infantile féminine: $\frac{\text{décès de filles de moins d'un an} \times 1000}{\text{naissances de filles}}$

Taux de mortalité infantile masculine: $\frac{\text{décès de garçons de moins d'un an} \times 1000}{\text{naissances de garçons}}$

Nous avons observé ici aussi des résultats surprenants. En effet, bien que chez les témoins on remarque une surmortalité masculine, conformément à ce qu'on retrouve dans les populations en général, chez les consanguins, au contraire, ce sont les filles qui succombent en surnombre.

Tableau LIII. Taux de mortalité infantile, selon le sexe, chez les exposés et les témoins.

Mortalité infantile	Témoins		Consanguins	
	garçons	filles	garçons	filles
h. de migration	111 ‰ n: 270	60 ‰ n: 251	85 ‰ n: 351	105 ‰ n: 364
h. de s. fécondité	109 ‰ n: 349	67 ‰ n: 327	96 ‰ n: 397	109 ‰ n: 414

Un test de comparaison des moyennes a été appliqué et nous obtenons une différence significative ($\epsilon = 1,96$ et $2,00$; voir appendice 15) entre les décès féminins observés chez les exposés et les témoins, alors que nous n'avons pas trouvé de différence significative pour les décès masculins.

Cette surmortalité des filles consanguines est particulièrement marquée durant la période post-néonatale (entre le 28^e jour et le 365^e jour), tel qu'on peut l'observer à la figure 11. (Le détail des calculs est donné à l'appendice 16).

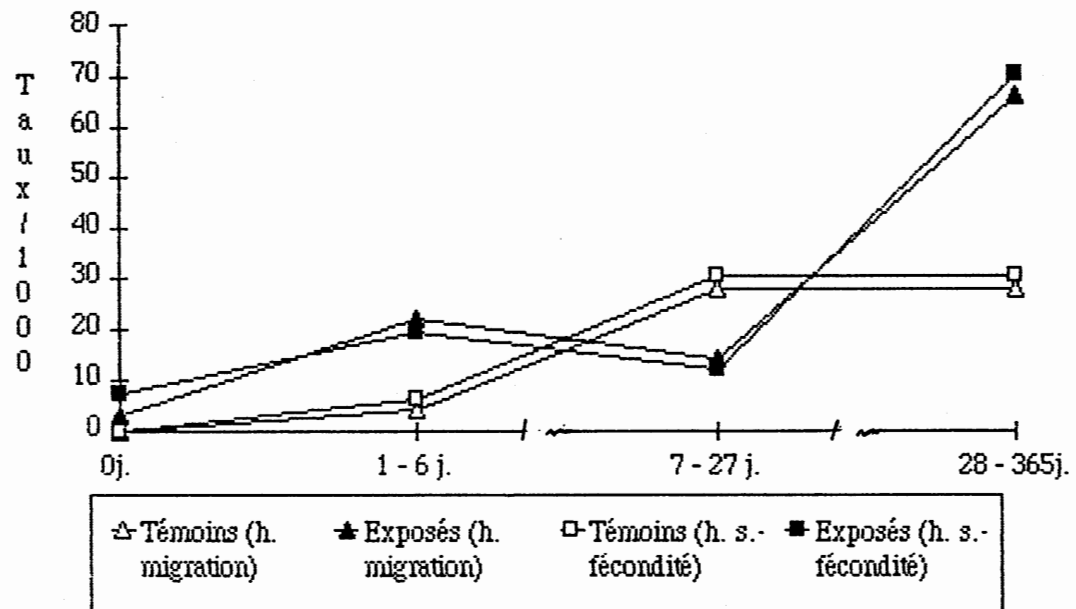


Figure 11. Taux de mortalité féminine (pour 1000 naissances).

Bien que nous n'ayons pas trouvé de différence significative entre les décès infantiles masculins chez les exposés et les témoins, nous avons reproduit en figure 12, les tendances observées pour les différentes composantes de la mortalité infantile. La surmortalité masculine chez les témoins survient plutôt durant la période néonatale tardive, alors que les décès de la première journée demeurent plus importants chez les consanguins.

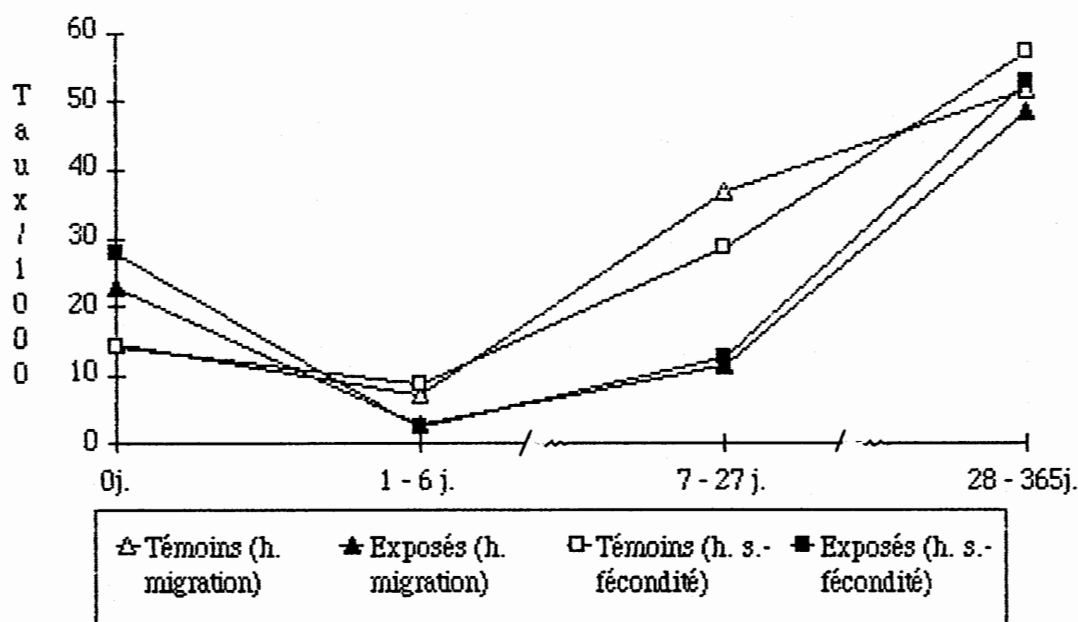


Figure 12. Taux de mortalité masculine (pour 1000 naissances).

Nous avons aussi calculé les rapports de masculinité à la naissance (sex ratio) i.e. le nombre de naissances masculines pour 100 naissances féminines:

$$\text{rapport de masculinité à la naissance : } \frac{\text{nombre de naissances masculines}}{\text{nombre de naissances féminines}} \times 100$$

et inscrit ces résultats au tableau LIV. Les limites de confiance du rapport de masculinité selon le nombre de naissances, telles qu'établies par Louis Henry et Alain Blum (1988)²⁴, sont données au tableau LV; elles ont été reportées sur un graphique (présenté en appendice 17), qui permet de calculer les limites de confiance pour un nombre de naissance situé entre 100 et 1600.

On remarque que le rapport de masculinité à la naissance diffère selon les groupes. Dans le groupe-témoin, il est de 107-108, et se situe dans l'intervalle de confiance pour une valeur vraie de 105, valeur généralement observée dans la plupart des populations. Cet excès de naissances masculines est habituellement suivi d'une surmortalité masculine, tendance que nous avons aussi observé dans le groupe-témoin.

Le groupe des consanguins se comporte tout autrement: nous l'avons vu précédemment, il y décède plus de filles, et cela, de façon significative. Les rapports de masculinité (= 95-96), nous indiquent qu'il y naît significativement un peu plus de filles, puisque ces rapports se situent en dehors de la limite de confiance. Selon Louis Henry, quand on dépasse les limites de confiance, on peut soupçonner un sous - enregistrement sélectif des naissances. Mais nous n'avons pas de raison de croire que l'enregistrement des naissances soit différent chez les témoins et chez les consanguins, et il faut admettre que, dans le groupe consanguin, il naît effectivement plus de filles que de garçons.

Tableau LIV. Rapports de masculinité à la naissance.

Hypothèse	Rapports de masculinité à la naissance	
	Témoins	Consanguins
de migration	108	96
	n = 521	n = 714
de sous-fécondité	107	96
	n = 676	n = 810

Tableau LV. Limites de confiance du rapport de masculinité des naissances, pour une valeur vraie de 105, suivant le nombre de naissances observé. (L. Henry et A. Blum, 1988. p.47).

Nombre de naissance	Limites du rapport de masculinité	
100	86	128,5
400	95	116
900	98	112
1600	100	110,5

Bilan

Une fois les groupes constitués en tenant des critères d'exclusion mentionnés aux chapitres 2 et 3, nous avons passé en revue les principaux facteurs de risque associés à la mortalité infantile, facteurs susceptibles d'introduire un biais dans l'analyse de la relation mortalité infantile-consanguinité.

L'application des critères de migration a eu pour effet d'abaisser le pourcentage d'enfants dont le destin est inconnu (tableau XXVIII), ainsi que de pères dont la profession est indéterminée (tableau L), faisant reposer l'étude sur une meilleure connaissance de la population étudiée. Elle a eu pour effet d'augmenter la taille moyenne des familles chez les exposés et les témoins, mais de réduire les écarts entre les deux groupes (tableaux XXXII et XXXIII), particulièrement en ce qui concerne les familles de 1-3 enfants et de 11 enfants et plus. Les écarts d'âge entre les époux demeurent similaires selon les deux hypothèses (tableau XXXVI). Les décès infantiles selon les âges maternels (figure 6) et paternels (figure 8) demeurent similaires quelles que soient les hypothèses envisagées, sauf pour une baisse, dans l'hypothèse migratoire, des décès imputés aux mères consanguines de 15-19 ans. On trouve aussi, selon cette hypothèse, une légère baisse du risque relatif de décès des premiers-nés consanguins (tableau XLII), alors que le risque relatif de décès des derniers-nés est similaire dans les deux hypothèses (tableau XLIII).

Les écarts entre les taux de décès infantiles chez les exposés et les témoins ont été légèrement réduits (tableau LI), cette réduction étant plus marquée pour les décès 0-6 jours (tableau LII). Cependant les taux de décès masculins (sauf pour une légère diminution des écarts exposés-témoins dans les décès 0j., et une légère augmentation des écarts pour les 7-27 jours, figure 12) et féminins (figure 11), ainsi que les rapports de masculinité à la naissance demeurent stables. Dans l'ensemble donc, quelle que soit l'hypothèse envisagée, on observe les mêmes tendances, mais en appliquant les critères de migration, on a réduit la part d'incertitude quant aux destinées des enfants et aux professions des pères.

L'examen des caractéristiques des couples exposés et témoins a mis en évidence des différences entre les groupes, différences qui semblent de nature plus biologique; cet examen a aussi mis en relief la nécessité d'apparier ces couples selon l'âge de l'épouse, la taille finale de la famille et la période de mariage, et de porter une attention particulière à certains facteurs de risque qui ne peuvent être pris en compte au moment de l'appariement (l'âge des époux, le rang de naissance, les décès maternels et paternels, les mortalités infantiles féminine et masculine). C'est ce que nous allons aborder dans le prochain chapitre.

- 1 Louis Henry. "La mortalité infantile dans les familles nombreuses". Population 4, 1948, pp. 631-650.
- 2 Jean Sutter et Léon Tabah. "Structure de la mortalité dans les familles consanguines". Génétique et population, Institut national d'études démographiques (I.N.E.D.), Travaux et Documents, cahier # 60, P.U.F. 1971, pp. 11-27.
- 3 Richard Lalou. Des enfants pour le paradis. La mortalité des nouveaux-nés en Nouvelle-France. Thèse de doctorat. Département de démographie, Université de Montréal, septembre 1990. p. 380.
- 4 Marie-Claire Lepage et Madeleine Levasseur. "Mortalité et morbidité périnatales et infantiles". La périnatalité au Québec 4. Ministère de la Santé et des Services sociaux, 1989, Québec. p.44
- 5 *ibid.* p.40.
- 6 Kenneth L. Jones et al. "Older Paternal Age and Fresh Gene Mutation: Data on Additional Disorders." The Journal of Pediatrics, vol. 86, no 1, pp.84-88. January 1975.
- 7 W. Lenz. Births Defects, Genetics Aspects, in Fraser FC, and Mc Kusick VA, editors : "Congenital Malformations ", The Hague, 1970, Excerpta Medica Foundation pp. 402-406. cités par Jones et al. p.87.
- 8 Ls Penrose : Parental age and Mutation, Lancet 1 : 312, 1955. cité par par Jones et al. p.87.
- 9 Citons les recherches suivantes:
 - J. Yerushalmy. "Neonatal Mortality by Order of Birth and Age of Parents" American Journal of Hygiene, 28, #2, 1938 pp. 240-270.
 - T.M. Sonneborn, "Parental Age and Stillbirth Rate in Man", Rec. Genet. Soc. Amer., 25, 1956, p.661.
 - H. B. Newcombe and O.G. Tavendale, "Effects of Father's Age on the Risk of Child Handicap or Death", American Journal of Human Genetics, 17, #2, 1965, pp.163-178.

- 10 Richard Lalou. Des enfants pour le paradis... op.cit. pp. 289-304.
- 11 L. Bakketeig et H. Hoffman. "Perinatal Mortality by Birth Order within Cohorts based on Sibship Size" The British Medical Journal, sept. 1979. pp. 693-696. cités dans Péron, Yves et Claude Strohenger. Indices démographique et indicateurs de santé des populations. Statistique Canada Division de la Santé, Section de la recherche et de l'analyse. 1985. p. 207.
- 12 Marie-Claire Lepage et Madeleine Levasseur. "Mortalité et morbidité périnatales et infantiles". op. cit. p.114.
- 13 Organisation Mondiale de la Santé, "Principaux résultats de l'étude comparative des effets des facteurs sociaux et biologiques sur la mortalité périnatale" Rapport Trimestriel de Statistiques Sanitaires Mondiales, 31, 1, 1978, pp. 74-83.
- 14 Madeleine Levasseur. Des problèmes prioritaires : la maladie selon les âges de la vie. Collection La Santé des Québécois, Conseil des Affaires sociales et de la Famille, Québec, 1983. p. 12.
- 15 P. Philippe. "Genetic Epidemiology of Twinning: A population-Based Study". American Journal of Medical Genetics 20: 97-105. 1985.
- 16 Marie-Claire Lepage et Madeleine Levasseur. "Mortalité et morbidité périnatales et infantiles". op. cit. p.44.
- 17 J. Cimon. Une isle d'adon. thèse de maîtrise présentée à la Faculté des Sciences Sociales. 1947. Université Laval, Qué.
- 18 Yves Martin. "L'Ile-aux-Coudres : population et économie." Cahiers de géographie 2 : 167-195, 1957.
- 19 Jacques Le Querrec. "L'Ile-aux-Coudres: vers un divorce ethno-écologique?", Anthropologie et Sociétés, 1981, vol. 5 no 1 : 165-189
- 20 Citons les études suivantes:
- P.S.S. Rao and S.G. Inbaraj. "Inbreeding Effects on Fertility and Sterility in southern India." Journal of Medical Genetics, 1979, (16): 24-31.

W.J. Schull, T. Yanase and H. Nemoto. "Kuroshima : The impact of Religion on an Island's Genetic Heritage." Human Biology, 1962 (34) : 271-298.

W.J. Schull and J.V. Neel. "The effects of parental consanguinity and inbreeding in Hirado, Japan. V. Summary and interpretation." American Journal of Human Genetics, 1972, (24) : 425-453.

21 Les auteurs suivants ont aussi observé des écarts d'âge plus prononcés entre les époux non apparentés :

S.A. Shami, L.H. Schmitt and A. H. Bittles. " Consanguinity, spousal age at marriage and fertility in seven Pakistani Punjab cities." Annals of Human Biology, 1990. vol. 17 no 2 : 97-105.

W.J. Schull. "Empirical Risks in Consanguineous Marriages: Sex Ratio, Malformation, and Viability." American Journal of Human Genetics, 1958. vol. 10 : 294 - 343.

M. Ichiba (1953) , cité par Schull (1958) p. 313

22 P. Philippe et M. Désilets-Boulay. "Epidémiologie génétique de la mortalité intra-utérine: résultat d'une analyse dans une population rurale du Québec." Union médicale du Canada 104 : 763-767.

23 R. Lalou . Des enfants pour le paradis... op.cit. pp. 49-58

24 Louis Henry et Alain Blum, 1988. Techniques d'analyse en démographie historique. éd. I.N.E.D, Paris. 180 pages.

CHAPITRE V

APPARIEMENT ET ANALYSES

L'analyse des caractéristiques des exposés et témoins a mis en évidence la nécessité d'apparier ces couples sur l'âge de la mère, la taille finale de la famille et la période de mariage. D'autres variables, non retenues au moment de l'appariement, seront par ailleurs analysées après appariement.

Critères d'appariement des exposés et témoins

- L'âge de la mère à la première naissance et la taille finale de la famille.

Les couples "exposés" et "témoins" ont été appariés selon l'âge de la mère à la première naissance et la taille de la famille afin de bloquer l'effet perturbateur de ces composantes associées à la mortalité infantile. Les primigestes de moins de 20 ans et celles de plus de 35 ans, plus à risque,

forment deux catégories distinctes, alors que les primipares de 20 à 35 ans sont appariées en admettant un écart d'âge d'au plus cinq ans entre les "exposés" et les "témoins". On contrôle aussi la taille de la famille selon les modalités présentées au tableau LVI. Cette double contrainte nous assure d'une certaine homogénéité des intervalles intergénésiques chez les exposés et les témoins, puisque des mères qui ont eu leur premier enfant au même âge, ainsi qu'un nombre équivalent d'enfants, sont susceptibles de présenter des espacements similaires entre les naissances successives des enfants.

Tableau LVI. Critères d'appariement : consanguinité, âge de la mère à la première naissance et taille finale de la famille.

Age de la mère à la première naissance	Témoins($\Phi=0$)	Exposés ($\Phi \geq .015625$)	Taille de la famille
Moins de 20 ans			1
			2-3
			4-6
			7-10
			11+
20-34 ans			mêmes catégories
35 ans et plus			mêmes catégories

- Période de mariage

Enfin, on s'assure que l'exposition au risque environnemental soit similaire, en sélectionnant des couples ayant vécu à la même époque, le point de référence étant la date de mariage plus ou moins 10 ans. De cette façon, on contrôle également d'autres paramètres sociologiques que l'on ne soupçonne pas ou difficilement mesurables.

Appariement

L'appariement a été effectué selon les modalités pré-citées grâce à un algorithme mis au point par Guy Huel (CINBIOSE). Nous avons ainsi obtenu 78 paires (hypothèse de sous-fécondité) et 47 paires (hypothèse de migration) de couples qui ont fait l'objet des analyses qui seront successivement présentées dans ce chapitre.

Analyses

Une fois les couples appariés, on recherche pour chaque paire, la présence ou l'absence de décès infantile dans la famille, et non le nombre total de décès par famille, afin de respecter la règle d'indépendance des échantillons appariés. Il est bien connu, en effet, que le sort des enfants issus d'un même couple est étroitement lié. Selon Lepage et Levasseur (1989) ¹, on note

" en général une augmentation du risque d'accouchement prématuré lorsque l'histoire obstétricale comporte des antécédents d'avortements, de placenta abruptio, d'iso-immunisation, d'hémorragie anté-partum. De plus des antécédents de naissance prématurée ou de PPN favorisent la récurrence de la condition."

Des mortinaissances antérieures entraînent aussi un risque accru de naissance d'enfant de petit poids de naissance (PPN), enfants plus fragiles et plus susceptibles de décéder. La probabilité de décéder augmente en outre, avec le nombre de décès infantiles antérieurs survenus dans la famille. Lalou (1990) ² a observé, pour le Canada français (1621-1729), que la probabilité de décès néonataux (0-7 jours) est fortement influencée par le nombre de décès néonataux antérieurs, alors que les décès post-néonataux (28-365 jours) le sont par ceux des décès post-néonataux survenus dans la famille. Il y voit, dans le

premier cas, un indicateur de problèmes physiologiques de la mère, alors que dans le second cas, les décès seraient plutôt le reflet de comportements néfastes à la survie des enfants.

Ont donc été ainsi appariés les couples en fonction de l'âge de la mère à la première naissance, de la taille finale de la famille, ainsi que sur la date de mariage. Puis on a classé les paires ainsi constituées en fonction de la présence ou de l'absence de décès infantile dans la famille, et inscrit les résultats de ce pairage des couples dans un tableau à double entrée, où les colonnes correspondent aux catégories de classement des couples-témoins, et les lignes à celles des couples consanguins, tel qu'illustré ci-dessous :

Tableau LVII. Paires concordantes, paires discordantes.

		Témoins	
		Absence de décès	Présence de décès
Consanguins	Absence de décès	A	B
	Présence de décès	C	D

On obtient ainsi 4 catégories de paires, regroupées sous deux vocables : les paires concordantes, c'est-à-dire celles où aucun décès infantile n'est relevé, ni chez les exposés ni chez les témoins (paires A), ainsi que celles où on observe, au contraire, des décès tant chez les consanguins que chez les témoins (paires D); les paires discordantes, c'est-à-dire celles où on ne retrouve des décès que chez les témoins (paires B), ou que chez les consanguins (paires C). Ce sont ces paires discordantes qui nous apportent de l'information, et qui, par conséquent, nous intéressent. Elles ont été analysées à l'aide d'un test de Mc Nemar (un test de χ^2 a permis de comparer les fréquences théoriques aux fréquences observées).

Analyse des paires discordantes

Un test de χ^2 à un degré de liberté et au seuil de signification = 0,05, a été appliqué aux paires discordantes (test de Mc Nemar),

$$\chi^2_{0,05(1)} = (B - C)^2 / (B + C)$$

et nous n'avons pas trouvé de différence significative de mortalité infantile entre les paires, tant dans l'hypothèse de migration que dans celle de sous-fécondité des couples: le test du $\chi^2 = 0,09$ et $0,29$ respectivement, alors que $\chi^2_c = 3,84$ (à un degré de liberté et au seuil de signification = 0,05). On ne peut donc pas conclure à une différence entre les fréquences de décès infantiles chez les exposés et les témoins. Par contre, la valeur du χ^2 se rapproche progressivement du seuil de signification, sans toutefois l'atteindre, quand on restreint l'analyse aux seuls décès néonataux (0-27 jours), puis aux décès néonataux précoce (0-6 jours), et enfin, aux décès 0 jour. La valeur maximale a été obtenue pour les décès 0 jour (hypothèse de sous-fécondité), la valeur du χ^2 atteignant 1,81.

Tableau LVIII. Analyse de la mortalité des 0 jour (hypothèse de sous-fécondité).

		Témoins	
		Absence de décès	Présence de décès
Consanguins	Absence de décès	51	10
	Présence de décès	17	0

$$(\chi^2 = 1,81)$$

Tel que mentionné précédemment, nous avons contrôlé, au moment de l'appariement, les variables démographiques les plus susceptibles d'interférer dans l'analyse de la relation consanguinité-mortalité infantile, soit l'âge de la mère (à la première naissance), la taille de la famille, ainsi que l'époque à laquelle ont vécu les familles étudiées (date de mariage \pm 10 ans). Ce dernier critère ne permet toutefois pas de contrôler entièrement l'effet environnemental, particulièrement dans le cas d'épidémies sévissant durant de courtes périodes (quelques mois à un ou deux ans). Prenons par exemple, deux familles de 5 enfants, dont les parents se seraient mariés à 5 ans d'intervalle, soit en 1876 et en 1881, et qui auraient eu respectivement leurs enfants de 1878 à 1890, et de 1883 à 1893. La première famille serait soumise aux épidémies de fièvres infectueuses de 1879-1880 alors que la seconde ne le serait pas.

Aussi, avons-nous fait une distribution des décès néonataux précoces et infantiles, par décennies, pour toute la population de l'Île-aux-Coudres, depuis l'ouverture des registres paroissiaux jusqu'à 1973, afin de pointer les périodes d'épidémies, et de réexaminer sous ce nouvel éclairage, les données recueillies sur les deux échantillons appariés. On remarque que les surmortalités néonatale précoce et infantile suivent une courbe similaire, bien que celle de la mortalité des enfants de 0 à 365 jours soit de plus forte amplitude. Les fièvres infectueuses de 1879-1880 ont cependant peu touché les enfants de 0 à 6 jours alors qu'on note un accroissement des décès infantiles. À l'inverse, à partir de 1930, ces derniers poursuivent leur régression amorcée dans la décennie 1910-1919, alors que les premiers s'accroissent légèrement. Ces tendances (réduction

des décès infantiles et stabilité des décès des premiers jours) sont d'ailleurs similaires à celles observées, depuis 1930, dans les pays développés.

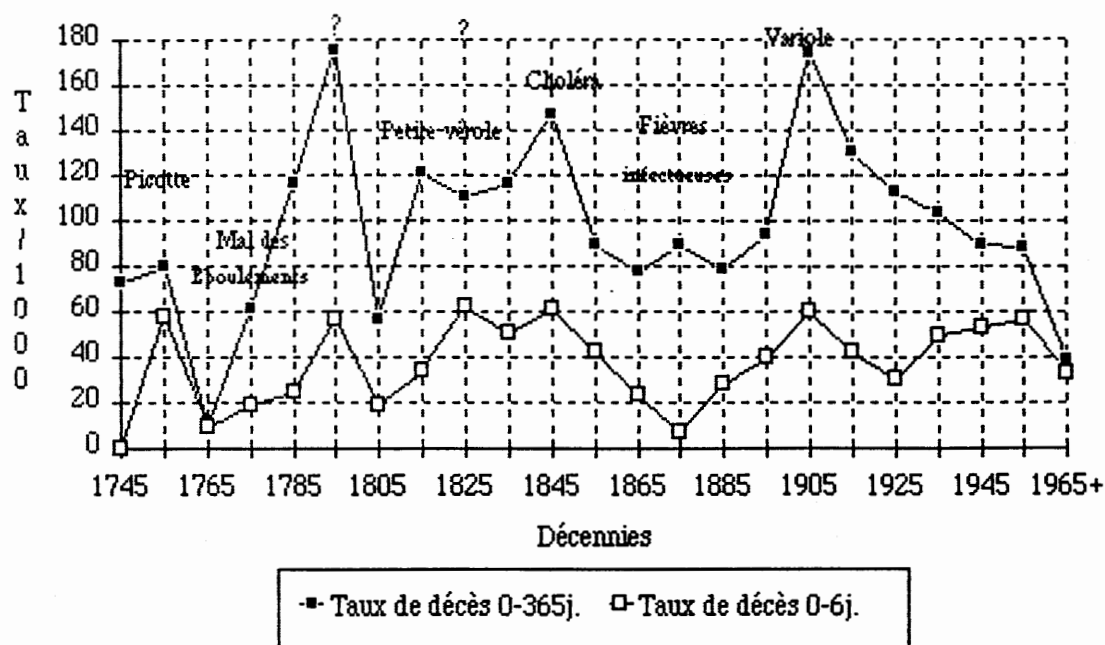


Figure 13. Décès néonataux précoces et décès infantiles, par décennies.

Cette résistance à la décroissance n'est observée que pour les décès néonataux précoces, la distribution des décès néonataux tardifs (7-27 jours) et post-néonataux (28-365 jours) suivant la même évolution à la baisse que celle des décès infantiles. (voir figure 14) (Les effectifs sont donnés en appendice 18).

Qu'on observe les décès de la première semaine, du premier mois ou de l'ensemble de la première année, on retrouve cependant les mêmes pics de mortalité, sauf en ce qui concerne la période 1870-1880, les enfants de 0-6

jours ayant été relativement épargnés par les fièvres infectueuses qui ont sévi en 1879-1880.

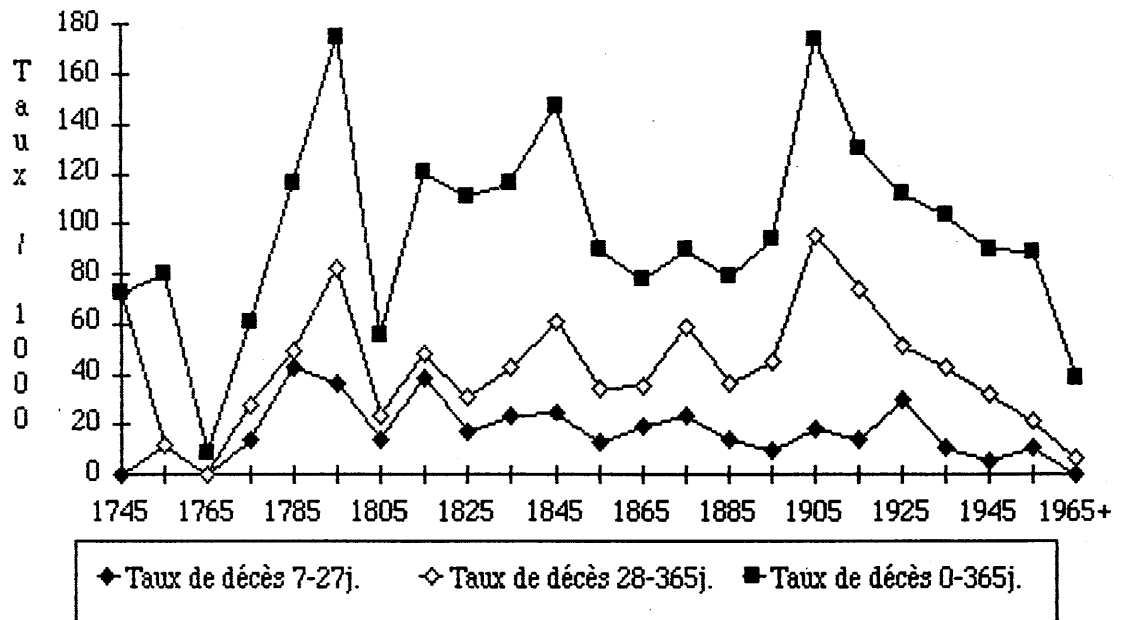


Figure 14. Décès néonataux tardifs, post-néonataux et infantiles, par décennies.

Nous avons consulté la littérature ³ afin d'identifier les épidémies responsables de ces pics de mortalité, et nous les résumons ici, pour la période qui nous intéresse; certaines ont affecté tout le Québec, alors que d'autres, dont la cause est inconnue, n'ont touché que la région de Charlevoix.

1809 : épidémie limitée à la région de Charlevoix, cause inconnue
 1822 : petite vérole
 1825-1826: épidémie touchant la région de Charlevoix, cause inconnue
 1830-1834: choléra
 1840-1841: épidémie limitée à la région de Charlevoix, cause inconnue
 1846-1847: choléra asiatique, typhus
 1849, 1851, 1854, 1856: choléra
 1867-1868 : épidémie limitée à la région de Charlevoix, cause inconnue
 1879-1880: fièvres infectueuses (rougeole, scarlatine, diphtérie, coqueluche.....)
 1885-1886, 1903 : variole
 1901-1924 : tuberculose
 1906-1927 : diarrhées infantiles (petites pointes en 1916, 1920, 1923 et 1927)
 1918 : grippe espagnole (ne touche cependant pas les 0-1 an)

Elles ont été nombreuses, certaines plus virulentes que d'autres, laissant toutefois entre elles quelques années de répit. A la lumière de ces informations, nous avons examiné les paires discordantes; près de la moitié de celles-ci représentent des couples soumis exactement aux mêmes années de risque, alors que les autres ne coïncident pas exactement aux mêmes dates. Ce sont ces dernières paires que l'on a scrutées plus spécifiquement, dans le but de cerner l'impact possible de risque environnemental différent chez les consanguins et les témoins. Pour chaque paire de familles soumise à une exposition différente (i.e. dont la vie reproductive ne s'étend pas exactement sur la même période), nous avons relevé chez les exposés et chez les témoins, le nombre d'enfants décédés durant une période d'épidémie, et en avons trouvé un peu plus au sein des paires où seuls les témoins ont des enfants décédés que parmi les paires où seuls les consanguins voient leurs enfants décéder. Ceci entraîne donc, en regard des paramètres qui nous intéressent, une légère sur-évaluation des décès chez les témoins.

En ce qui a trait à l'âge de la mère, l'appariement a permis de contrôler de façon rigoureuse ce facteur de risque; par contre le critère d'appariement sur la taille de la famille aurait avantage à être resserré: bien que contrôlant la grande majorité des cas, il a toutefois permis d'apparier deux couples témoins ayant eu 17 et 19 enfants respectivement, avec deux couples apparentés ayant eu 11 enfants chacun. Il y aurait donc lieu de revoir ce critère, pour les familles de 11 enfants et plus, en ayant soin toutefois de ne pas perdre trop d'effectifs.

Analyse des paires exposés-témoins

Certaines caractéristiques des couples, qui n'ont pu être prises en compte lors de l'appariement, et qui représentent un facteur de risque, ont fait l'objet d'un examen minutieux que nous résumons ici. Par la suite, on analysera les taux de décès infantiles et les sex ratio à la naissance dans le groupe "exposés-témoins".

L'âge moyen des pères

Bien que l'âge moyen des mères soit sensiblement le même chez les exposés et les témoins, lors de la première maternité, et lors des décès d'enfants, l'âge moyen des pères est plus élevé chez les couples témoins que chez les couples consanguins.

Tableau LIX. Ages moyen des époux à la première naissance, et au décès des enfants

Age moyen* des parents (couples pairés)	Hypothèse de sous-fécondité		Hypothèse de migration	
	Exposés	Témoins	Exposés	Témoins
à la première naissance				
Age moyen des mères	24.2 ans	23.9 ans	23.2 ans	23.3 ans
Age moyen des pères	27.2 ans	28.2 ans	26.4 ans	28.5 ans
au décès de l'enfant				
Age moyen des mères	31.4 ans	31.4 ans	33.1 ans	32.9 ans
Age moyen des pères	33.9 ans	35.8 ans	35.9 ans	37.2 ans

* Les écarts à la moyenne sont présentés en appendices 19 et 20.

Les écarts d'âge moyens entre les époux sont donc plus élevés chez les couples non apparentés, conformément à ce que nous avons observé avant appariement. L'âge moyen des conjoints au mariage nous révèle que les épouses apparentées à leur conjoint sont un peu plus âgées que celles qui n'ont pas de lien de parenté avec leur époux, et qu'elles épousent des hommes qui ont sensiblement le même âge qu'elles. Chez les non apparentés, les épouses sont plus jeunes et leurs époux plus vieux (voir tableau LX) : seulement 15-18% (contre 34% chez les apparentés) des époux sont du même âge (écarts \leq 2 ans). Chez les couples témoins, 68-74% des conjoints (contre 53-55% chez les couples consanguins) présentent des différences d'âge supérieures à 2 ans. Enfin, peu de femmes épousent des hommes plus jeunes qu'elles, et ce pourcentage est similaire chez les exposés et les témoins.

TableauLX. Ecart d'âge entre les époux.

Couples appariés	Ecart ≤ 2 ans	Ecart > 2 ans	
		homme + âgé	femme + âgée
Témoins (hypothèse sous-fécondité)	18%	68%	14%
Exposés (hypothèse sous-fécondité)	34%	53%	13%
Témoins (hypothèse migration)	15%	74%	11%
Exposés (hypothèse migration)	34%	55%	11%

41% des couples témoins ont des écarts d'âge supérieurs à 6 ans alors que seulement 24% des consanguins présentent de tels écarts. (non représenté ici).

Le pairage des couples sur l'âge de l'épouse à la première naissance a permis de réduire les différences d'âge moyen ainsi que les écarts à la moyenne entre les femmes "exposées" et les "témoins". Par contre, il a eu pour effet d'augmenter les différences d'âge moyen entre les hommes "exposés" et "témoins", ce qui était prévisible puisque les écarts d'âge entre les époux "témoins" sont, en moyenne, plus élevés. (On peut consulter les appendices 11 et 12 ainsi que 19 et 20 pour une comparaison des âges moyens des époux avant et après appariement).

Or nous avons vu que le risque de décès infantile croît avec l'âge du père, jusqu'à devenir similaire après l'âge de 40 ans (figure 7, chapitre 4). Les pères témoins étant en moyenne plus âgés que les consanguins, lors des décès

infantiles, cet effet dû à l'âge des pères vient possiblement affaiblir la relation consanguinité-mortalité infantile.

Tel que mentionné précédemment (chapitre IV), certains auteurs ont aussi observé une augmentation du risque de décès infantile avec l'âge du père; d'autres, plus nombreux, font état du risque accru d'anomalies chez les enfants engendrés par des pères plus âgés, particulièrement pour les cas sporadiques (non familiaux) de certains types d'anomalies, et suggèrent l'occurrence de mutations autosomales dominantes ⁴. L'étude de Czeizel ⁵, basée sur l'examen de 15 anomalies "sentinelles" (indicatrices de mutations germinales dominantes) relevées à partir du Registre Hongrois des Malformations Congénitales, est particulièrement bien documentée; pour ces 15 types d'anomalies, deux constantes ressortent clairement:

1. l'âge paternel est significativement plus élevé parmi les cas sporadiques (causés par des mutations nouvelles) d'anomalies que parmi les cas familiaux (héréditaires);
2. il n'y a pas d'augmentation du risque en fonction de l'âge maternel.

Cette plus grande susceptibilité des chromosomes paternels pourrait s'expliquer du fait que les spermatogonies continuent à subir des divisions mitotiques après sa naissance, ce qui n'est pas le cas des ovogonies ⁶. En général, les centres de donneurs de sperme fixent d'ailleurs l'âge maximal pour de tels dons à 35 ans.⁷

D'autres auteurs enfin, ont mis en évidence une corrélation entre l'incidence de enfants de petits poids à la naissance et l'âge paternel ainsi que les écarts d'âge des époux.⁸

Quoiqu'il en soit, il n'est pas impossible que ce facteur d'âge paternel ait pu masquer en partie, l'effet de la consanguinité, et que des décès d'enfants "témoins", dus à des anomalies à caractère dominant viennent minimiser le poids de maladies à caractère récessif chez les consanguins.

Rang de naissance

Même en contrôlant l'âge des mères, la taille de la famille et la période d'exposition, les premiers-nés des couples apparentés demeurent plus à risque, le risque relatif de décès passant, après appariement, de 1,4 à 1,5 et de 1,7 à 1,8 selon les hypothèses retenues, ce qui tend à confirmer l'origine biologique du risque encouru .

Tableau LXI. Risque relatif de décès de premiers-nés.

Couples	n	Taux décès (‰)	Risque relatif	σ
Témoins (h. migration)	47	85‰		
Exposés (h. migration)	47	128‰	1,5	0,5
Témoins (h. sous-fécondité)	78	115‰		
Exposés (h. sous-fécondité)	78	205‰	1,8	0,4

Les derniers-nés des couples apparentés, conformément à ce que nous avons observé avant appariement, n'encourent pas plus de risques de décéder avant l'âge d'un an que ceux des couples "témoins". Le risque relatif est similaire (1,0 et 1,2), à l'encontre de ce que nous observons chez les premiers-nés.

Tableau LXII. Risque relatif de décès de derniers-nés.

Couples	n *	Taux décès (‰)	Risque relatif	σ
Témoins (h. migration)	46	174‰		
Exposés (h. migration)	45	178‰	1,0	0,4
Témoins (h. sous-fécondité)	74	122‰		
Exposés (h. sous-fécondité)	74	149‰	1,2	0,4

* Les derniers-nés qui sont aussi des premiers-nés (enfants uniques), sont exclus de ces calculs

Décès maternels et paternels

Les décès maternels, (décès de la mère survenant dans les 60 jours suivant la naissance de l'enfant) se répartissent de façon similaire chez les témoins et chez les consanguins. Ils se soldent par un peu plus de décès infantiles chez les consanguins (4/5 et 5/7 vs 3/7 pour les témoins), et ces décès, tant infantiles que maternels ne surviennent pas durant des périodes d'épidémies, alors que chez les témoins, ces décès surviennent en mars 1831, en janvier 1856, soit durant des périodes d'épidémies de choléra, ainsi qu'en 1884 et 1908.

Tableau LXIII. Décès maternels (dans les 60 jours suivant la naissance de l'enfant).

Couples pairés	Décès maternels (dans les 60 jours) et décès infantile	
		n
Témoins (hypothèse de migration)	3	7
Exposés (hypothèse de migration)	4	5
Témoins (hypothèse de sous-fécondité)	3	7
Exposés (hypothèse de sous-fécondité)	5	7

Quant aux décès maternels survenant entre le 60^e jour et le 365^e jour suivant la naissance de l'enfant, et accompagnés d'un décès infantile, il n'en reste plus que deux après appariement; ils surviennent au sein de familles témoins, et semblent de nature plus environnementale: dans un cas, le décès infantile survient à la naissance, durant une période d'épidémie de petite vérole (1822), et celui de la mère 10 mois plus tard. L'autre décès infantile survient 359 jours après la naissance, et 59 jours après le décès de la mère.

Un seul décès (chez les "témoins") des pères survenant dans l'année qui suit la naissance de l'enfant s'accompagne d'un décès infantile. Le décès de l'enfant survient 12 jours après sa naissance, durant une période d'épidémie de variole (août 1886), alors que le père décède 7 mois plus tard. Le décès de l'enfant, sans lien avec celui de son père, semble plutôt relié à cette épidémie.

Un seul enfant posthume ne survit pas: issu d'un couple "exposé", il décède à la naissance, et sa mère, dix jours plus tard.

Les décès paternels, moins fréquents que les décès maternels, ont donc peu d'impact sur la survie de l'enfant. Ce sont avant tout les décès maternels survenant dans les 60 jours suivant la naissance de l'enfant qui affectent le sort de ce dernier, et ce, de façon plus marquée chez les consanguins. Dans ce groupe, contrairement à ce qu'on observe chez les témoins, les décès ne sont pas reliés à des périodes d'épidémies, et semblent plus étroitement liés à la constitution de la mère et de l'enfant.

Professions

Nous avons déjà mentionné la forte proportion d'agriculteurs et la remarquable homogénéité professionnelle observée chez les exposés et les témoins. Nous retrouvons ces mêmes caractéristiques après appariement (voir Appendice 21). De plus, dans 70% des paires constituées, les exposés et les témoins ont exercé le même métier. Les 30% qui restent se répartissent comme suit:

Tableau LXIV. Distribution des professions (paires non homogènes).

Distribution des professions (paires non homogènes)			
Hypothèse de migration		Hypothèse de sous-fécondité	
Exposés	Témoins	Exposés	Témoins
agriculteur	cordonnier, sacristain	Indéterminé (2)	agriculteur (2)
forgeron	agriculteur	forgeron	agriculteur
agriculteur, navigateur	indéterminé	agriculteur, navigateur	forgeron
		agriculteur, navigateur	indéterminé
navigateur	agriculteur	navigateur (2)	agriculteur (2)
navigateur	employé civil	navigateur	employé civil
agriculteur	rentier	agriculteur	rentier
agriculteur	marchand		
agriculteur	indéterminé	agriculteur (6)	indéterminé (6)
Indéterminé	agriculteur		
agriculteur (3)	journalier (3)	agriculteur (6)	journalier (6)
agriculteur	journalier, navigateur	journalier (3)	agriculteur (3)
		journalier	indéterminé

On a donc tout lieu de croire que le statut socio-économique, relativement homogène dans les deux groupes, ne constitue pas un facteur de risque différentiel.

Taux de décès néonataux (précoce et tardif) et post-néonatal

L'appariement sur l'âge de la mère, la taille de la famille et la période de mariage n'a pas réussi à estomper les tendances observées avant appariement : on observe encore (figure 15 et tableau LXV) un taux plus élevé de décès néonataux précoces parmi les couples apparentés, décès, rappelons-le, qui sont de nature plus biologique. Ici encore, la surmortalité féminine des consanguins se confirme (figure 16) alors que les taux de décès masculins (figure 17) sont sensiblement les mêmes chez les exposés et les témoins. Nous n'insisterons pas davantage sur ce point qui a été discuté au chapitre précédent, et nous nous contentons de reproduire ici les résultats obtenus.

Tableau LXV. Taux de décès néonataux (précoce et tardif) et post-néonatal (couples pairs).

Couples pairs / Taux de décès	0 - 6 j.	7 - 27 j.	28 - 365j.	n
Témoins (h. migration)	33	18	46	395
Exposés (h. migration)	36	16	44	387
Témoins (h. s.-fécondité)	36	16	44	501
Exposés (h. s.-fécondité)	47	12	55	489

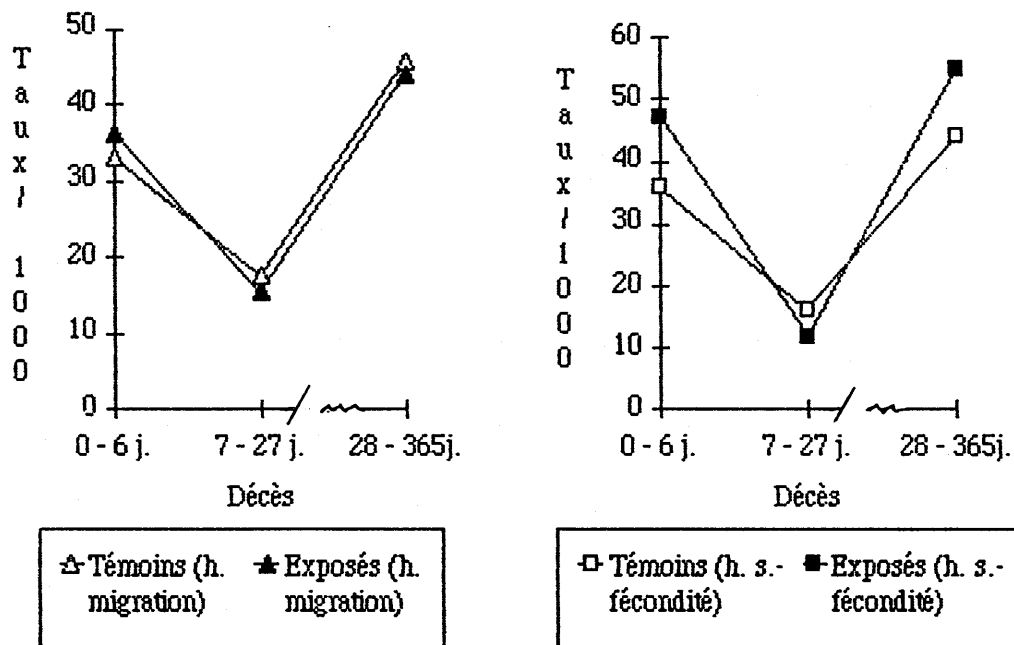


Figure 15 . Taux de décès néonataux (précoce et tardif) et post-néonatal (couples pairs).

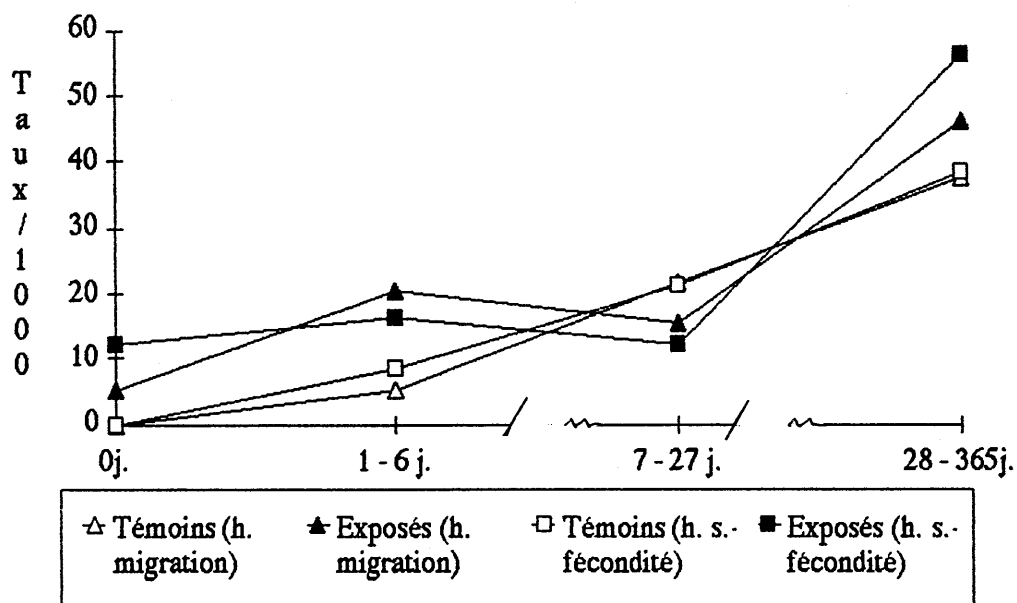


Figure 16. Taux de décès féminins (pour 1000 naissances) (couples pairés)

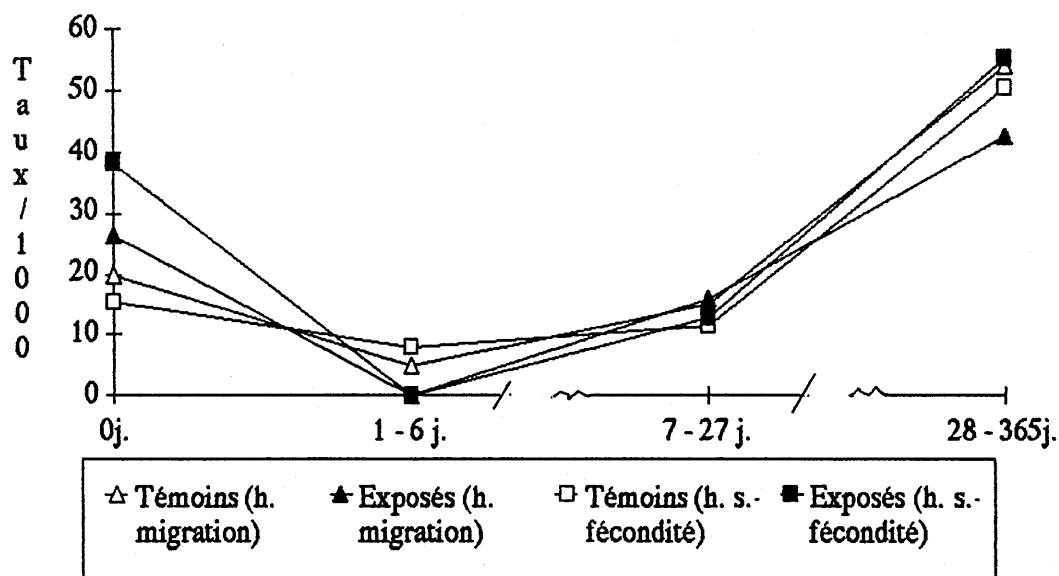


Figure 17. Taux de décès masculins (pour 1000 naissances) (couples pairés)

Rapport de masculinité (sex ratio)

Le rapport de masculinité à la naissance demeure pratiquement inchangé avant et après appariement : chez les témoins, ils passe de 107-108 à 110, et chez les consanguins, il se maintient à 95-96. On observe donc encore, chez les témoins, les tendances généralement observées dans les populations (les rapports de masculinité se situant à l'intérieur de la limite de confiance pour une valeur vraie de 105), alors que les couples apparentés donnent naissance à une plus forte proportion de filles (les rapports de masculinité se situant à la limite ou en dehors de l'intervalle de confiance). (On référera au tableau des limites de confiance du rapport de masculinité présenté au chapitre 4).

Tableau LXVI. Rapport de masculinité à la naissance.

Couples pairés	Témoins	Consanguins
hypothèse de migration	110 (n = 388)	96 (n = 383)
hypothèse de sous-fécondité	110 (n = 491)	95 (n = 482)

Alors que chez les témoins ces rapports de masculinité sont remarquablement stables (voir tableau LXVII), quelque soit le groupe d'âge des mères, chez les consanguins, ils fluctuent au contraire, de façon très marquée avec l'âge maternel (voir tableaux LXVIII et LXIX): les jeunes mères (moins de 35 ans, et particulièrement les mères de 25 à 34 ans) engendrent une plus forte proportion de filles, alors que les mères plus âgées (35 ans et plus, et particulièrement les mères de 35-39 ans) enfantent plus de garçons.

Tableau LXVII. Rapport de masculinité et âge de la mère (couples témoins).

Couples témoins	Mères < 35 ans		Mères 35+ ans	
	r.masc. naissance	Naissances (nb)	r.masc. naissance	Naissances (nb)
hypo migration				
non pairés	108	377	106	144
pairés	107	284	117	104
hypo s-fécondité				
non pairés	108	513	104	163
pairés	110	374	109	117

Tous ces rapports de masculinité se situent à l'intérieur de la limite de confiance

Tableau LXVIII. Rapport de masculinité et âge de la mère (couples apparentés).

Couples apparentés	Mères < 35 ans		Mères 35+ ans	
	r.masc. naissance	Naissances (nb)	r.masc. naissance	Naissances (nb)
hypo migration				
non pairés	87	491	123	223
pairés	88	262	118 *	120
hypo s-fécondité				
non pairés	86	572	125	238
pairés	85	339	125	142

* Ce rapport de masculinité se situe à l'intérieur de la limite de confiance, contrairement aux autres rapports de ce tableau qui sont tous à l'extérieur de la limite de confiance.

Tableau LXIX. Rapport de masculinité et âge de la mère (couples apparentés).

Couples apparentés	Mères 25-34 ans		Mères 35-39 ans	
	r.masc. naissance	Naissances (nb)	r.masc. naissance	Naissances (nb)
hypo migration				
non pairés	84	352	135	148
pairés	87	187	131	81
hypo s-fécondité				
non pairés	83	400	135	160
pairés	82	236	137	97

Tous ces rapports de masculinité se situent à l'extérieur de la limite de confiance

Hypothèses

Selon certains auteurs, les naissances de filles seraient favorisées quand les parents partagent des antigènes aux sites HLA-A et B, de même que lorsque mère et foetus partagent des antigènes au locus HLA-B. On croit que ces conditions sont propices à une sélection intra-utérine entraînant la perte de l'embryon mâle, sans toutefois pouvoir déterminer si le mécanisme en cause est immunologique ou génétique.⁹

D'autres auteurs font plutôt état d'un mécanisme hormonal: le niveau de certaines hormones, chez les deux parents, au moment de la conception, déterminerait le sexe de l'enfant. Un niveau faible de testostérone et d'oestrogène ou alors, des niveaux élevés de gonadotrophine et de progestérone seraient associés à des rapports de masculinité à la naissance peu élevés.¹⁰ Par ailleurs on sait que les niveaux de gonadotrophine, d'oestrogène et d'androgène varient au cours de la vie reproductive des femmes.¹¹ Dans ce cas, il faudrait admettre que ces variations sont plus importantes dans le cas de couples apparentés, puisque dans notre étude, seuls ces couples enregistrent des variations du sex ratio avec l'âge maternel. On peut supposer qu'un mécanisme hormonal, déterminé génétiquement, est en cause; bien que nous ne puissions le déterminer directement, on pourrait le faire indirectement en vérifiant si ces femmes sont elles-mêmes consanguines (i.e. issues de parents apparentés).

Enfin d'autres auteurs¹² ont observé que, pour les gènes létaux récessifs incomplètement liés au sexe, les sex ratio à la naissance fluctuent en fonction du type d'apparentement des conjoints: " si un homme épouse sa cousine germaine du côté de son père, les létaux récessifs devraient être plus fréquents

parmi ses fils que parmi ses filles; de telles unions devraient donc produire moins de garçons qu'en moyenne. S'il épouse une cousine germaine du côté de sa mère, il devrait y avoir par le même mécanisme, moins de filles qu'en moyenne." ¹³ Le sex ratio fluctuerait, non seulement en fonction du type de mariage privilégié dans une population donnée, mais aussi en fonction du site du gène mutant sur le chromosome sexuel de l'ancêtre, et de la valeur du cross-over du gène en question (Macklin, 1951) ¹⁴. Seize combinaisons possibles de duplication du gène ancestral chez un descendant doivent être envisagées (4 types de mariage x 4 sites possibles):

4 types de mariages:

1. les deux conjoints sont des descendants des deux frères (cousins patrilatéraux parallèles)
2. les deux conjoints sont des descendants des deux soeurs (cousins matrilatéraux parallèles)
3. l'époux est le fils du frère, et l'épouse est la fille de la soeur (cousins croisés)
4. l'époux est le fils de la soeur, et l'épouse est la fille du frère (cousins croisés)

X 4 sites chacun des chromosomes X de la grand-mère,
le chromosome X, ainsi que le chromosome Y du grand-père.

Pour chacune de ces combinaisons, le nombre de cross-over nécessaire pour que le gène soit transmis, varie selon que le descendant est une fille ou un garçon. (L'appendice 22 reproduit les différentes combinaisons possibles ainsi que le nombre de cross-over nécessaire).

Dans les mariages de type 1 et 3, (dans lequel un homme épouse sa cousine germaine du côté de son père), la probabilité que des filles soient atteintes est plus faible parce que plus de cross-over devront se produire pour que le gène soit dupliqué jusqu'à elles. Dans les mariages de type 2 et 4, c'est l'inverse qui se produit.

Des facteurs d'ordre sociologique ou économique, (stratégies matrimoniales ou patrimoniales) sont donc susceptibles d'agir et d'exercer une influence sur des facteurs purement biologiques. Aussi nous nous proposons, lors d'une étude ultérieure, de vérifier si un type de mariage particulier est privilégié parmi les couples apparentés. Cela est tout à fait plausible puisque Collard (1991) a observé le phénomène dans un village de la côte charlevoisienne; elle l'explique de la façon suivante:

"le fait que les couples résidaient sur la terre du mari explique l'orientation de ces mariages consanguins, qui étaient plus nombreux du côté paternel" ¹⁵

Elle a aussi noté que ce village a gardé des relations avec les gens de l'île :

"Ils savent qu'une branche a quitté le village d'origine de l'ancêtre pour aller s'établir à l'île-aux-Coudres et que certains descendants de cette branche sont revenus par la suite faire souche à nouveau dans le village d'origine: on les appelle les B... de l'île-aux-Coudres." ¹⁶

On peut donc s'attendre à retrouver à l'île-aux-Coudres, des similitudes de comportements avec ces voisins qui sont aussi des apparentés. Cette hypothèse mérite donc d'être vérifiée.

Les deux autres hypothèses, faisant appel à des mécanismes purement biologiques (taux hormonal, présence d'antigènes), quoiqu'aussi intéressantes, ne peuvent cependant être directement mises à l'épreuve dans le cadre d'études basées sur des registres de population. Notre hypothèse d'un mécanisme hormonal déterminé génétiquement sera cependant explorée en évaluant le degré de consanguinité des mères du groupe apparenté.

Bilan

Nous ne pouvons pour l'instant qu'émettre des hypothèses quant à la nature des phénomènes observés, mais ce chapitre aura permis de dégager certaines particularités propres aux couples apparentés, et mis en lumière un certain nombre de faits que nous résumons ici. Rappelons tout d'abord que ces conclusions ne s'appliquent pas à l'ensemble de la population de l'Ile-aux-Coudres, mais à la fraction la plus stable de l'île, soit aux couples mariés à l'île, et dont l'ensemble de la vie reproductive s'y est déroulée, essentiellement les unions endogames, et les unions exogames avec gain pour lesquelles l'âge de l'épouse était disponible. ((501 unions sur les 629 unions fécondes (avec naissances simples), célébrées à l'île durant la période concernée)).

Pour cette fraction importante de la population, nous avons observé les tendances suivantes, tendances qui se sont maintenues, rappelons-le, après pairage des couples sur les principaux facteurs de risques (âge de la mère, taille de la famille, et période de mariage) :

- Une plus forte proportion (bien que le seuil de signification n'ait pas été atteint) de décès néonataux précoces parmi la descendance des couples apparentés, mais des taux de mortalité infantile similaires.
- Cette surmortalité des enfants consanguins est essentiellement imputable aux décès féminins des premiers jours (0-6 jours) et aux décès post-néonataux

féminins, alors que parmi les enfants de sexe masculin, les taux ne sont pas significativement différents chez les consanguins et chez les témoins.

- Deux facteurs de risque (périodes d'épidémies, et âge paternel plus élevé) n'ont pu être bloqués complètement, mais ils surviennent plus souvent parmi les couples témoins. On peut donc croire que les écarts de mortalité entre les exposés et les témoins sont, en réalité plus importants, et que ces facteurs de risque viennent masquer en partie, les effets de la consanguinité sur la mortalité infantile.

- Les décès maternels qui sont accompagnés d'un décès infantile semblent plus reliés à la constitution de la mère et de l'enfant dans le "groupe - exposé," puisqu'ils ne surviennent pas durant des périodes d'épidémies, et que les destins de la mère et de l'enfant y sont plus étroitement liés.

- Les premiers-nés des couples apparentés sont plus à risque que ceux des couples témoins, comme si les complications de grossesse et d'accouchement, plus fréquentes chez les primipares, l'étaient encore davantage du fait de l'apparentement des conjoints, laissant supposer qu'elles sont plus reliées à la constitution même de l'enfant.

- Les sex ratio à la naissance, conformes à ce qu'on observe généralement dans les populations, sont de l'ordre de 105 chez les témoins; mais chez les couples apparentés, il naît significativement plus de filles, la valeur du rapport de masculinité se situant à la limite ou à l'extérieur de l'intervalle de confiance. Plusieurs hypothèses faisant intervenir des mécanismes d'ordre biologique (hormonal, immunologique ou génétique) ont été proposées. Il est possible

aussi que des comportements socio-culturels (choix du conjoint) viennent renforcer des effets d'ordre biologique, les gènes létaux récessifs incomplètement liés au sexe ayant de plus forte chance de s'exprimer parmi la descendance mâle des hommes qui épousent leur cousine germaine du côté de leur père (cousins patrilatéraux parallèles ou croisés).

Hypothèse migratoire et hypothèse de sous-fécondité

L'appariement des couples sélectionnés selon chacune des hypothèses a permis de bien contrôler l'âge maternel, alors que les écarts d'âge paternels se sont accentués, particulièrement selon l'hypothèse migratoire (tableau LIX), ce qui n'étonne pas puisque les écarts d'âge entre époux témoins sont plus importants selon cette hypothèse (tableau LX). Ceci pourrait expliquer que les écarts entre les taux de décès chez les exposés et les témoins soient plus faibles dans l'hypothèse de migration (figure 15).

Le risque relatif de décès (tableaux LXI et LXII) des premiers et derniers suit les mêmes tendances qu'avant appariement, les premiers-nés des couples apparentés demeurant plus à risque de décéder. De même, les rapports de masculinité à la naissance (tableau LXVI) affichent les mêmes valeurs avant et après appariement: il naît significativement plus de filles au sein des couples apparentés.

Dans l'ensemble donc, on observe les mêmes tendances selon les deux hypothèses. L'application des critères de migration a eu pour effet réduire les effectifs (47 paires vs 78 paires), et d'accroître les écarts d'âge entre les pères "témoins" et les pères "consanguins", ce qui expliquerait la réduction des écarts de mortalité, mais cet exercice a eu pour avantage, non négligeable, de réduire la part d'incertitude concernant les couples retenus.

- 1 M.-C. Lepage et M. Levasseur. "Mortalité et morbidité périnatales et infantiles" La périnatalité au Québec, 4. Ministère de la Santé et des Services sociaux, 1989, Québec, p. 115.
- 2 Richard Lalou. Des enfants pour le paradis. La mortalité des nouveaux-nés en Nouvelle-France. Thèse de doctorat Département de démographie, Université de Montréal, septembre 1990 pp. 347-369.
- 3 Parmi les ouvrages consultés, on retrouve ceux de :

Michel Guérin, Peuplement et dynamique démographique de Charlevoix, des origines à aujourd'hui. Mémoire de maîtrise en études régionales, UQAC, Décembre 1988.

P.A. Linteau, R. Durocher et J.C. Robert. Histoire du Québec contemporain. De la Confédération à la crise. éd. Boréal express. Montréal, 1979. 660 p.

Christian Pouyez, Yolande Lavoie et al. Les Saguenayens, éd. P.U.Q., Québec, 1983, pp. 201- 232.
- 4 K.L. Jones et al. "Older Paternal Age and Fresh Gene Mutation: Data on Additional Disorders." The Journal of Pediatrics, 1975, vol. 86 no 1: 84-88.

A.D. Carothers et al. "Risk of Dominant Mutation in Older Fathers: Evidence from Osteogenesis Imperfecta." Journal of Medical Genetics, 1986, 23, 227-230.

D. Jadayel et al. "Paternal Origin of New Mutations in von Recklinghausen Neurofibromatosis", Nature, 1990, vol. 343: 558-559.

A. Czeizel. "Population Surveillance of Sentinel Anomalies". Mutation Research, 1989, 212 (1): 3-9.
- 5 *ibid.*
- 6 F. Vogel et A.G. Motulsky, 1986, Human Genetics. éd. Springer, Berlin. cités par Jadayel et al., 1990. *op. cit.*

- 7 B.L. Bordson et V.S. Leonardo. "The Appropriate upper Age Limit for Semen Donors: a Review of the Genetic Effects of Paternal Age", Fertility, Sterility, 1991, 56 (3) : 397-401.
- 8 De Araujo, A.M. et M. F. Salzano., " Parental Characteristics and Birthweight in a Brazilian Population." Human Biology, 1975, 47 (1) : 37-43.
- 9 P. Astolfi, M. Martinetti et al. "The Effect of Parental and Maternal-fetal Histocompatibility at MHC on Sex Ratio in Offspring." Tissue Antigens, 1990 (35) : 172-177.
- 10 W.H. James. "Parental Hormone Levels and Mammalian Sex Ratios at birth." J. Theoretical Biology. 1989 (139) : 59-67.
- W.H. James. "Variations of the human Sex Ratio at Birth." Fertility and Sterility, 1990 vol. 54 no 5 : 956-957.
- W.H. James. "The Hypothesized Hormonal Control of Human Sex Ratio at Birth - an Update." J. Theoretical Biology. 1990. (143) : 555-564.
- 11 V.C. Musey, D.C. Collins et al. cités dans James (1989).
- 12 E.B. Hook and W.J. Schull. "Why is the XX fitter? Evidence Consistent with an Effect of X-heterosis in the Human Female from Sex Ratio Data of Offspring of First Cousin Marriages." Nature, vol. 244, 1973, pp. 570-573.
- 13 Jean Sutter. "Recherches sur les effets de la consanguinité chez l'homme." Biologie médicale vol. XLVII, no 5, sept.-oct. 1958, p. 592.
- 14 Madge T. Macklin. "Sex Ratios in Partial Sex-linkage. I. Excess of Affected female from Consanguineous Matings." American Journal of Human Genetics, 4 : 14-30.
- 15 Chantal Collard. " Idéologie et pratique de la parenté: de la classification des parents aux stratégies familiales" dans Histoire d'un génôme. P.U.Q., Québec, 1991, p. 138.
- 16 *ibid.* p. 131

CONCLUSION

Cette étude, qui avait pour but de vérifier s'il existe un lien entre la consanguinité et la mortalité infantile, aura été l'occasion non seulement de tester cette hypothèse, mais aussi de mettre au point un certain nombre d'outils méthodologiques comprenant:

- la mise à jour et la correction du fichier de population mis à notre disposition, le développement des tests de validation de la base de donnée ainsi constituée, et la restructuration des données grâce à un programme de gestion et d'analyses polyvalent.

- l'établissement des critères de sélection des couples tenant compte des réalités de cette population particulière. Un examen détaillé des intervalles protogénésiques (entre le mariage et la première naissance), intergénésiques (entre deux naissances successives), et "pausigénésiques" (entre la dernière naissance et l'âge de 45 ans) aura permis de sélectionner les familles achevées (l'union étant rompue par le décès d'un des conjoints) ou complétées (la femme ayant atteint 45 ans d'âge), et jugées stables, selon des critères préétablis, qui ont par la suite été révisés à l'aide d'une étude exhaustive des recensements nominatifs disponibles.

- l'étude de la consanguinité appuyée à la fois sur l'information généalogique fournie par les ascendances, mais aussi sur les mentions contenues dans les dispenses religieuses. Pour ce faire, les coefficients de consanguinité des individus, et de parenté des conjoints ont été calculés, et ces valeurs calculées ont été comparées avec la consanguinité déclarée dans les dispenses religieuses (mentionnées dans les actes de mariage). Il fallait pour cela, être en mesure de quantifier les mentions théoriques des dispenses, et s'assurer de bien cerner la terminologie utilisée, terminologie qui a varié dans le temps, et selon les rédacteurs des actes. Une fois ce travail effectué, la comparaison des deux valeurs (calculées à l'aide des généalogies, et estimées à l'aide des dispenses) a mis en lumière l'intérêt de pouvoir disposer des deux types d'information : pour la période ancienne, les valeurs calculées étaient inférieures, dû à un manque de profondeur généalogique, alors que pour la période récente au contraire, elles étaient supérieures aux valeurs estimées par les dispenses. Les valeurs pour lesquelles nos données concordaient exactement ont été comparées, afin d'établir des équivalences entre les deux types de calcul, et de pouvoir utiliser ultérieurement la plus informative des deux données. Ce travail aura en outre démontré la remarquable fiabilité des dispenses religieuses, sauf dans les cas de conjoints issus de demi-frères ou de demi-soeurs où la dispense surestime alors le degré de parenté des conjoints. Elles ont cependant l'inconvénient de ne pas rechercher les degrés de parenté au-delà d'un certain niveau (qui a varié selon les époques), alors que les généalogies nous permettent d'établir des liens complexes de parenté bien au-delà de ces niveaux minima.

- le dégagement des principaux facteurs de risque associés à la mortalité infantile, et le développement d'une méthode permettant de les contrôler. Dans un premier temps, les principales caractéristiques des couples "exposés" et "témoins" ont été examinées en regard des marqueurs de risque inventoriés (taille de la famille, âge parental, risque relatif des premiers et des derniers-nés, décès et intergénérisque précédant la naissance, professions du père, décès maternels et paternels). Puis, dans un deuxième temps, les taux de décès néonatal (précoce et tardif), post-néonatal, 1-4 ans, taux de décès infantile selon le sexe, ainsi que les sex ratio dans chacun des groupes ont été calculés.
- l'appariement des exposés et des témoins de façon à contrôler les facteurs de risque les plus déterminants.

Nous n'avons pas trouvé de différence dans les taux de mortalité infantile chez les exposés et les témoins; cependant, on observe une surmortalité des enfants de 0-6 jours chez les consanguins, tendance qui se maintient, bien qu'atténuée, après appariement sur les facteurs de risque; cette surmortalité des enfants consanguins est avant tout une surmortalité féminine (des enfants de 0-6 j. et de 28-365j.), alors que les décès masculins (à l'exception des décès de la première journée plus nombreux chez les consanguins), sont similaires chez les exposés et les témoins. Mais le phénomène le plus intéressant que nous ayons observé, avant et après appariement, concerne le rapport de masculinité à la naissance: alors que chez les "témoins" il est conforme à ce qu'on attend en général dans les populations, chez les "consanguins" , il est significativement

plus faible qu'attendu. Plusieurs hypothèses ont été proposées dont certaines seront testées dans une étude ultérieure.

Cette étude aura mis en lumière la complexité des facteurs bio-démographiques et socio-culturels impliqués dans toute étude sur des populations humaines, et tenté de cerner l'impact de celles-ci sur la consanguinité et la mortalité infantile. Elle aura démontré l'impossibilité, en approche descriptive, de contrôler strictement tous les paramètres (ce que seule l'approche expérimentale peut réaliser, mais au prix de travailler sur des populations et des environnements artificiels qui n'ont souvent plus rien à voir avec les conditions des populations réelles).

Dans l'ensemble cependant, ces facteurs (âge paternel, périodes d'épidémies), loin de remettre en cause les conclusions quant à un impact de la consanguinité sur les décès des premiers jours, et particulièrement des décès féminins, ont plutôt entraîné une sous-estimation de l'impact réel de la consanguinité, puisqu'ils sont venus gonfler les décès survenus dans le groupe témoin. Il faut aussi admettre que des maladies dominantes, et donc pouvant tout aussi bien affecter les témoins que les consanguins, aient pu "diluer" l'impact des génopathies à caractère récessif auxquelles sont plus susceptibles les enfants consanguins.

L'examen des sex ratio tend à démontrer une mortalité intra-utérine plus importante des garçons consanguins, qui pourrait bien être la conséquence du type de mariage privilégié parmi les couples apparentés. Cette hypothèse, qui fera l'objet d'une vérification ultérieure, ouvre des perspectives intéressantes

dans l'étude des populations, et démontre les interactions complexes des phénomènes biologiques et culturels.

Le besoin de contrôler des paramètres importants pour garantir la qualité de l'approche a largement réduit les effectifs considérés dans l'analyse, mais la méthode utilisée a pour effet de réduire la part des biais non estimables qui pourraient interférer dans l'interprétation des résultats, et donne ainsi plus de poids aux résultats obtenus, résultats qu'il a fallu interpréter au meilleur de nos possibilités.

BIBLIOGRAPHIE

- ASTOLFI, P. , M. Martinetti et al. "The Effect of Parental and Maternal-fetal Histocompatibility at MHC on Sex Ratio in Offspring." Tissue Antigens, 1990 (35) : 172-177.
- BAKKETEIG, L. et H. Hoffman. "Perinatal Mortality by Birth Order within Cohorts based on Sibship Size" The British Medical Journal, sept. 1979, pp. 693-696, cités dans Péron, Yves et Claude Strohmenger, Indices démographique et indicateurs de santé des populations, Statistique Canada Division de la Santé, Section de la recherche et de l'analyse, 1985. p. 207.
- BASARAN, N. et al., " The Effect of Consanguinity on the Reproductive Wastage in the Turkish Population." Clinical Genetics, 1989, (36): 168-173.
- BITTLES, A.H. , W.M. Mason, J. Greene, N.A. Rao. "Reproductive Behavior and Health in Consanguineous Marriages", Science, 1991, (252): 789-794.
- BORDSON, B.L. et V.S. Leonardo. "The Appropriate upper Age Limit for Semen Donors: a Review of the Genetic Effects of Paternal Age", Fertility, Sterility, 1991, 56 (3) : 397-401.
- BOUCHARD, G., C. Laberge et C. R. Scriver., 1985. "La tyrosinémie héréditaire et le rachitisme vitamino-dépendant au Saguenay. Une approche génétique et démographique.", L'Union médicale du Canada 114 : 633-636.
- BRICOURT, J., Dictionnaire pratique des connaissances religieuses, tome II, 1925, pp. 1150-1164.
- CAROTHERS, A.D. et al. "Risk of Dominant Mutation in Older Fathers: Evidence from Osteogenesis Imperfecta." Journal of Medical Genetics, 1986, 23, 227-230.
- CHARRON, Lucie (CLSC Ile-aux-Coudres), communication verbale

- CIMON, J., Une isle d'adon. thèse de maîtrise présentée à la Faculté des Sciences Sociales, 1947, Université Laval, Qué.
- COLLARD, Chantal . " Idéologie et pratique de la parenté: de la classification des parents aux stratégies familiales" dans Histoire d'un génôme, P.U.Q., Québec, 1991, p. 138.
- CZEIZEL, A. . "Population Surveillance of Sentinel Anomalies". Mutation Research, 1989, 212 (1): 3-9.
- DE ARAUJO, A.M. et M.F. Salzano , " Parental Characteristics and Birthweight in a Brazilian Population." Human Biology, 1975, 47 (1) : 37-43.
- DE BRAEKELEER, Marc, "Les gènes délétères" dans Histoire d'un génôme, P.U.Q., Québec, 1991, pp. 345-364.
- GUERIN, Michel, Peuplement et dynamique démographique de Charlevoix, des origines à aujourd'hui. Mémoire de maîtrise en études régionales, UQAC, Décembre 1988.
- HENRY, Louis , "La mortalité infantile dans les familles nombreuses". Population, vol. 4, 1948, pp. 631-650.
- HENRY, Louis, "Intervals between confinements in absence of birth control." Eugenic Quarterly , 1958, (5): 200-211.
- HENRY, Louis et Alain Blum, Techniques d'analyse en démographie historique, éd. I.N.E.D, Paris, 1988, 180 pages.
- HOOK, E.B. and W.J. Schull. "Why is the XX fitter? Evidence Consistent with an Effect of X-heterosis in the Human Female from Sex Ratio Data of Offspring of First Cousin Marriages." Nature, vol. 244, 1973, pp. 570-573.
- ICHIBA, M., (1953), cité par Schull, W. J., "Empirical Risks in Consanguineous Marriages: Sex Ratio, Malformation, and Viability." American Journal of Human Genetics, 1958, vol. 10: 313.

- JACQUARD, Albert, "Evolution du patrimoine génétique des Kel Kummer", Population, 1972, 4-5, 784-800.
- JACQUARD, Albert, Génétique des populations humaines. P.U.F. Paris; 1974, p. 47.
- JACQUARD, A. et F. Reynès. "Mesure démographique du fardeau génétique." Population, 1968, vol. 4: 625-645.
- JADAYEL, D. et al. "Paternal Origin of New Mutations in von Recklinghausen Neurofibromatosis", Nature, 1990, vol. 343: 558-559.
- JAKOBI, L. et A. Jacquard, 1971. "Consanguinité proche, consanguinité éloignée." Génétique et population, I.N.E.D. Travaux et Documents # 60, pp. 263-268. P.U.F.
- JAMES, W.H. . "Parental Hormone Levels and Mammalian Sex Ratios at birth." J. Theoretical Biology, 1989 (139): 59-67.
- JAMES, W.H. "Variations of the human Sex Ratio at Birth." Fertility and Sterility, 1990, vol. 54, no 5: 956-957.
- JAMES, W.H. "The Hypothesized Hormonal Control of Human Sex Ratio at Birth - an Update." J. Theoretical Biology, 1990, (143): 555-564.
- JONES, K. L. et al. "Older Paternal Age and Fresh Gene Mutation: Data on Additional Disorders." The Journal of Pediatrics, January 1975, vol. 86, no 1, pp.84-88.
- KOULADJIAN, Kevork, Une mesure d'entropie généalogique. Document III - C- 43, Programme de recherches en génétique humaine, SOREP, 1986.
- LABERGE, Claude, "La consanguinité des Canadiens - français." Population, 1967, 22 (5): 861-896.
- LABERGE, Claude, "Population Genetics and Health Care Delivery: the Québec experience." Advances in Human Genetics, 1976, 6: 326-374.

- LALOU, Richard, Des enfants pour le paradis. La mortalité des nouveaux-nés en Nouvelle-France. Thèse de doctorat, Département de démographie, Université de Montréal, septembre 1990, 472 p.
- LENZ, W., Births Defects, Genetics Aspects, in Fraser FC, and Mc Kusick VA, editors: "Congenital Malformations", The Hague, 1970, Excerpta Medica Foundation, pp. 402-406, cités par Jones et al. p.87.
- LEPAGE, Marie-Claire et Madeleine Levasseur, "Mortalité et morbidité périnatales et infantiles". La périnatalité au Québec 4, Ministère de la Santé et des Services sociaux, 1989, Québec, p.44
- LE QUERREC, Jacques, "L'Ile-aux-Coudres: vers un divorce ethno-écologique?", Anthropologie et Sociétés, 1981, vol. 5, no 1: 165-189
- LEVASSEUR, Madeleine, Des problèmes prioritaires : la maladie selon les âges de la vie, Collection La Santé des Québécois, Conseil des Affaires sociales et de la Famille, Québec, 1983, p. 12.
- LINTEAU, P.A., R. Durocher et J. C. Robert. Histoire du Québec contemporain. De la Confédération à la crise. éd. Boréal express. Montréal, 1979. 660 p.
- MACKLIN, Madge T., "Sex Ratios in Partial Sex-linkage. I. Excess of Affected female from Consanguineous Matings." American Journal of Human Genetics, 4: 14-30.
- MARTIN, Yves, "L'Ile-aux-Coudres : population et économie." Cahiers de géographie 2 : 167-195, 1957.
- MUSEY, V.C., D. C. Collins et al., cités par James, W.H. . "Parental Hormone Levels and Mammalian Sex Ratios at birth." J. Theoretical Biology, 1989 (139): 59-67.
- NAULT, F., B. Desjardins et J. Légaré, "Effects of Reproductive Behaviour on Infant Mortality of French - Canadians during the Seventeenth and Eighteenth Centuries." Population Studies, (44): 273 - 285.
- NAZ, R., 1935. Dictionnaire du droit canonique, tome I, éd. Letouzey et Ané, pp. 264-285.

- NAZ, R., 1942. Dictionnaire du droit canonique, tome III, éd. Letouzey et Ané, pp. 942-944
- NAZ, R., 1949. Dictionnaire du droit canonique, tome IV, éd. Letouzey et Ané, pp. 232-248.
- NAZ, R., 1953. Dictionnaire du droit canonique, tome V, éd. Letouzey et Ané, pp. 320-322.
- NEWCOMBE, H. B. and O.G. Tavendale, "Effects of Father's Age on the Risk of Child Handicap or Death", American Journal of Human Genetics, 17, #2, 1965, pp.163-178.
- Organisation Mondiale de la Santé, " Principaux résultats de l'étude comparative des effets des facteurs sociaux et biologiques sur la mortalité périnatale" Rapport Trimestriel de Statistiques Sanitaires Mondiales, 31, (1), 1978, pp. 74-83.
- PENROSE, L.S., "Parental age and Mutation", Lancet 1: 312, 1955, cité par par Jones et al. p.87.
- PHILIPPE, P., Structure de la consanguinité à l'Ile-aux-Coudres, Mémoire de maîtrise, Faculté des études supérieures, Dépt. d'Anthropologie, Université de Montréal, 1969, 111 pages.
- PHILIPPE, P., " Analyse statistique des intervalles protogénésiques et intergénéésiques à l'Ile-aux-Coudres" Population, 1973, no 1, janvier-février, pp. 81-93.
- PHILIPPE, P., "La mortalité infantile: hérédité et milieu." Acta Genet. Med. Gemellol., (Roma), 1977, (26): 185-187.
- PHILIPPE, P., " Analyse transversale et longitudinale du risque de mortalité infantile en fonction du rang de naissance et de la dimension finale de la famille." Can. J. of Public Health, 1978, (69): 109-112.
- PHILIPPE, P., "Community Health Aspects of the Natural Control of Fertility in a French Canadian Rural Population." Canadian Journal of Public Health, 1979, (70): 171-178.

- PHILIPPE, P., "Genetic Epidemiology of Twinning: A population-Based Study". American Journal of Medical Genetics 20: 97-105. 1985.
- PHILIPPE, P. et M. Désilets-Boulay, "Epidémiologie génétique de la mortalité intra-utérine: résultat d'une analyse dans une population rurale du Québec." Union médicale du Canada, 104 : 763-767.
- PHILIPPE, P. et J. Gomila. "Inbreeding Effects in a French Canadian Isolate. I. Evolution of Inbreeding." Z. Morph. Anthrop., 1972, 64 (1) : 54-59.
- POUYEZ, Christian, Yolande Lavoie et al. Les Saguenayens, éd. P.U.Q., Québec, 1983, pp. 201- 232.
- RAO, P.S.S. et S.G. Inbaraj. "Inbreeding Effects on Human Reproduction in Tamil Nadu of South India." Annals of Human Genetics, 1977, (41): 87-98.
- RAO, P.S.S. and S.G. Inbaraj. "Inbreeding Effects on Fertility and Sterility in southern India." Journal of Medical Genetics, 1979, (16) : 24-31.
- RAO, P.S.S. et S.G. Inbaraj. " Inbreeding Effects on Fetal Growth and Development. Journal of Medical Genetics, 1980, (17) : 27-33.
- ROCHETTE, Louise, Denis Drouin et Geneviève Tremblay, Pour mieux connaître la population, DSC Hôpital Enfant Jésus, 1986, 208 pages.
- SCHULL, W.J. . "Empirical Risks in Consanguineous Marriages: Sex Ratio, Malformation, and Viability." American Journal of Human Genetics, 1958, vol. 10: 294 - 343.
- SCHULL, W. et coll., " Effect of Parental Consanguinity and Inbreeding in Hirado, Japan. I. Stillbirth and Pre-Reproductive Mortality." American Journal of Human Genetics , 1970, (22): 239-262.
- SCHULL, W.J. and J. V. Neel, "The effects of parental consanguinity and inbreeding in Hirado, Japan. V. Summary and interpretation.", American Journal of Human Genetics, 1972, (24) : 425-453.

- SCHULL, W.J., T. Yanase and H. Nemoto, "Kuroshima: The impact of Religion on an Island's Genetic Heritage." Human Biology, 1962, (34): 271-298.
- SHAMI, S.A., L.H. Schmitt and A. H. Bittles. "Consanguinity, spousal age at marriage and fertility in seven Pakistani Punjab cities." Annals of Human Biology, 1990. vol. 17 no 2 : 97-105.
- SONNEBORN, T.M., "Parental Age and Stillbirth Rate in Man", Rec. Genet. Soc. Amer., 25, 1956, p.661.
- SUTTER, Jean, "Recherches sur les effets de la consanguinité chez l'homme." Biologie médicale, vol. XLVII, no 5, sept.-oct., 1958, p. 592.
- SUTTER, J. et L. Tabah, "Effets des mariages consanguins sur la descendance", Population, 1951, (6): 59-82.
- SUTTER, Jean et Léon Tabah, "Structure de la mortalité dans les familles consanguines", Génétique et population, Institut national d'études démographiques (I.N.E.D.), Travaux et Documents, cahier # 60, P.U.F., 1971, 285 pages, pp. 11-27.
- VALLIN, Jacques, "La mortalité infantile dans le monde. Evolution depuis 1950." Population, 1976, (31): 801-838.
- VOGEL, F. et A. G. Motulsky, 1986, Human Genetics. éd. Springler, Berlin, cités par Jadayel et al., 1990.
- YAMAGUCHI, M. et al., "Effects of Inbreeding on Mortality in Fukuoka Population" The American Journal of Human Genetics, 1970, 22 (2):145-155.
- YERUSHALMI, J., "Neonatal Mortality by Order of Birth and Age of Parents" American Journal of Hygiene, 28, #2, 1938, pp. 240-270.

APPENDICE 1

Fiches de dépouillement

no. carte

no. individu

code population
7 8

nom

prénom

sexe

date naissance
J M A

lieu

date arrivée
J M A

provenance

date départ
J M A

destination cause

profession

no. foyer position dans foyer

état civil nombre de mariage

numéro biologique

no. carte

no. individu

code population
7 8

no. père

prénom du père

date naiss. père
J M A

lieu

no. mère

nom mère

prénom mère

date naiss. mère
J M A

lieu

no. carte

no. individu

code population

date mariage
J M A

lieu

no. conjoint

nom conjoint

prénom conjoint

date naiss. conjoint
J M A

lieu

date fin mariage
J M A

lieu cause

Dispense

APPENDICE 2

Vérification des variables retrouvées en cartes 1-2-3.

Pour le détail de ces variables, on réferrera au document de travail " Guide d'utilisation des données de l'Ile-aux-Coudres".

En carte 1, les conditions suivantes doivent être respectées:

# matricule :	fréquence = 1
code de population:	2 ou 3
sexe :	1, 2, ou non spécifié (enfant anonyme)
jour :	1 à 31
mois :	1 à 12
année:	1740 à 1973
lieu:	1 à 43
cause de départ:	1 à 5
profession:	1 à 12
no foyer:	1 à 306
état matrimonial :	1, 2 ou 3
rang dans le foyer:	1 à 35

En carte 2 :

- # matricule de ego : fréquence = 1
- # matricule des parents : fréquence < 25
(vérification systématique des fréquences plus élevées)
- jour, mois, année, lieu : cf remarques ci-dessus

En carte 3 :

- # matricule des conjoints : fréquence < 4 (vérification des fréquences plus élevées)
- cause de fin d'union (1, 2 ou 3)
- jour, mois, année, lieu : cf remarques ci-dessus

Nous avons relevé les erreurs suivantes:

- Fréquence du # matricule d'égo différente de 1
- Code de population différent de 02 (Saint Bernard) ou 03 (Saint Louis)

Ces erreurs, introduites lors de l'entrée des données à l'ordinateur, ont été corrigées, après vérification des fiches de dépouillement.

APPENDICE 3

Vérification de la concordance de toutes les mentions concernant un individu

Cette vérification a permis de faire ressortir les types d'erreurs suivantes:

- Erreurs sur le # **matricule** : la plupart du temps, des inversions de chiffres (par exemple, 7796 pour 7679), corrigées après vérification des fiches de dépouillement.

- Erreurs sur la **date de naissance** : manque de concordance entre la date de naissance ou de décès indiquée en carte 1 d'égo, et celle retrouvée en carte 2 des enfants et / ou en carte 3 du conjoint.

Dans un premier temps, nous avons corrigé celles survenues lors de l'entrée des données à l'ordinateur, en vérifiant les fiches de dépouillement. Restaient alors les erreurs sur les fiches elles-mêmes, que nous avons traitées de la façon suivante:

Dans les cas où elles portaient sur le jour ou le mois de naissance , nous avons privilégié les mentions en carte 1 et 3, plus sûres. Nous avons tout de même effectué des vérifications ponctuelles pour plus de sûreté.

Les erreurs portant sur l'année de naissance ont, par contre, toutes été rigoureusement vérifiées dans les registres.

- Erreurs sur le **lieu de naissance** :

Lieu de naissance 02 en carte 1 , et lieu 03 en carte 3; le code de population est aussi 03. Il semble qu'il y ait eu confusion au moment du dépouillement,

entre le lieu de naissance et le lieu de résidence des parents , particulièrement pour les individus relevés lors de l'enquête ethnologique (#1-1585).

- Erreur sur le **patronyme** :

peu nombreuses, leur correction a permis de compléter les familles .

- **Date de décès** antérieure à la date de naissance

- **Date de décès** antérieure au mariage et / ou à la naissance des enfants
(antérieure à la naissance, de plus de 9 mois, dans le cas du père).

APPENDICE 4

Vérification des intervalles

La vérification des

- intervalles protogénésiques,
- intervalles intergénésiques,
- intervalles entre la naissance de l'enfant et celle de ses parents,
- intervalles entre le mariage et la fin d'union ,
- de la correspondance fin d'union - décès du conjoint,

a mis en lumière l'existence d'erreurs ou d'omissions

- sur les fiches de dépouillement elles-mêmes.
- lors de la perforation des cartes.
- lors du transfert des données sur micro-ordinateur.
- au moment du jumelage des données.
- dans les registres eux-mêmes.

Types d'erreurs relevées:

- Intervalles de quelques jours à quelques mois entre 2 naissances .
- Intervalle de 7 mois - 9 mois entre 2 naissances (10 cas).
Dans ces cas, on présumait la prématurité. Huit d'entre eux sont d'ailleurs décédés le jour de leur naissance ou quelques jours plus tard. Les deux autres (1 destin inconnu, 1 survivant) avaient un intervalle = 8,9 mois.
- Intervalle négatif ou trop court entre la naissance de l'enfant et celle de son (ses) parent(s).
- Intervalle négatif entre naissance de l'enfant et le mariage des parents .
- Intervalle de plus de neuf mois entre le décès du père et la naissance de l'enfant.
- Intervalle naissance - décès , négatif.
- Intervalle trop long entre la naissance de la mère et celle de l'enfant.
- Fin d'union différente de la date de décès du conjoint.

APPENDICE 5

Vérification des lieux et dates de naissance

Vérification des individus

Pour les individus ayant

a) une **date de naissance précise, sans mention du lieu** de naissance.

Dans certains cas, les omissions provenaient d'erreurs lors de la transcription des données, et une simple consultation des fiches de dépouillement permettait de les rectifier. Dans les cas où le lieu n'était pas inscrit sur la fiche de dépouillement, nous avons procédé comme suit:

- Le lieu 01 (Ile-aux-Coudres) a été attribué en bloc aux individus # *75000 - 75131* (individus nés à l'Ile-aux-Coudres entre 1967 et 1973 et dont la paroisse de naissance, dans l'île, n'avait pas été relevée, lors de la mise à jour des données).

- Le lieu n'a pas été complété dans le cas d'individus dont la date avait été relevée lors de l'enquête ethnologique, sans précision du lieu.

- Pour les autres, le lieu de naissance a été, soit retracé après consultation des registres de paroisse, soit attribué après examen des fiches de familles (code chercheur J). (Le guide d'utilisation des données de l'île-aux-Coudres (EDYPH, 1988-1991) précise la signification des codes chercheur).

- Nous avons aussi relevé le cas d'individus ayant une date précise de naissance à l'Ile-aux-Coudres en carte 1, mais pas en carte 3, ou l'inverse, ou en carte 2 des enfants mais pas en carte 1 et 3 de l'individu. Le lieu de naissance pouvait aussi avoir été omis en carte 1 ou 3, lors du jumelage manuel des actes.

Les omissions ont été corrigées après vérification de l'index des baptêmes, mariages et sépultures de l'Ile-aux-Coudres, ou des registres eux-mêmes . (L'indexation, au début de chaque registre, des actes qu'ils contiennent, permet de repérer rapidement si tel individu est sujet d'acte ou non. Dans l'affirmative, on retourne alors à l'acte pour certifier son l'identité.)

b) une date de naissance imprécise, sans lieu de naissance.

Il s'agissait de dates de naissance estimées d'après l'âge déclaré au décès. On présume qu'il s'agit d'immigrants. Nous avons tout de même recherché dans l'index de l'Ile-aux-Coudres (1740-1874), la présence d'individus portant le même nom et nés la même année. Dans l'affirmative, nous sommes allés vérifier dans le registre, si les noms des parents coïncidaient. Nous avons ainsi retracé 3 cas d'omissions sur les fiches de dépouillement.

c) une naissance à l'Ile-aux-Coudres, mais sans date précise

Les omissions dans la fiche de dépouillement elle-même ont été corrigées après consultation des registres.

Certaines dates sont restées incomplètes, puisque les omissions provenaient du registre, le curé itinérant faisant les fonctions curiales à l'Ile-aux-Coudres ne mentionnant que l'année ou le mois et l'année de naissance.

d) une date précise de naissance, lieu différent de 02 ou 03

Seuls les registres de l'Ile-aux-Coudres ayant été dépouillés, il s'agit probablement, soit d'annotations marginales, soit d'informations relevées auprès des parents présents à l'enquête ethnologique (l'individu lui-même étant absent puisqu'il porte un matricule supérieur à 2 000) .

e) une date complète de naissance à l'Ile-aux-Coudres, antérieure à 1740

(date d'ouverture des registres de l'île)

Nous avons retracé ces baptêmes antérieurs à 1740 dans les registres de Baie Saint - Paul, paroisse desservant celle l'Ile-aux-Coudres de 1720 à 1740. Les parents de ces baptisés sont tous mentionnés résidents de l'Ile-aux-Coudres. Par contre, toutes les naissances de résidents de cette paroisse, enregistrées à Baie Saint-Paul, n'ont pas été relevées dans les fiches de dépouillement. On suppose donc que l'information provient d'annotations en marge des actes de mariage de ces individus.

APPENDICE 6

Biographie et fiche de famille

Biographie de Séraphine C. (#7206)

Naissance : 24-05-1863 Décès : 09-12-1936
 parents : Dosithée C. et Séraphine T. (union 373)

union 1588 le 29 - 11 - 1884 fin d'union : 02-02-1893
 avec Elieud T. (#8656) N: 23-12-1859 D:02-02-1893

4 enfants: Noël T. (#8657) M N: 06-12-1885 D:

 Clara T. (#8658) F N: 21-11-1887 D: 16-05-1911

 Joseph T. (# 41) M N: 11-04-1890 D:

 Alphonse T. (#8660) M N: 01-06-1892 D: 28-06-1895

Union 152, le 24 - 04 - 1900 fin d'union : 16-01-1930
 avec Alexi B. (#6713) N:08-08-1875 D:16-01-1930

4 enfants: Elieud B. (#6714) M N: 21-01-1901 D: 28-02-1911

 Henri B. (#431) M N: 12-09-1903 D:

 Aurore B. (#6715) F N: 07-01-1905 D: 30-08-1933

 Alexi B. (#6716) M N: 18-09-1907 D: 05-10-1907

Fiche de famille de l'union 152

6713 Alexi B. N: 08-08-1875 (de l'union 231) D: 16-01-1930
 7206 Séraphine C. N: 24-05-1863 (de l'union 373) D: 09-12-1936

Mariés le : 24-04-1900; fin d'union : 16-01-1930

Affinité double du 3 au 4; Affinité 4 - 4

Coefficient de dispense= 0.000000000

Coefficient de consanguinité (calculé à l'aide des généalogies) = 0.000976563

4 enfants

Elieud B. (#6714) M N: 21-01-1901 D: 28-02-1911 (âge : 10 ans 38j.)
 Henri B. (#431) M N: 12-09-1903 D:
 union 201 avec # 432 Délirna H. , le 01-09-1924
 Aurore B. (#6715) F N: 07-01-1905 D: 30-08-1933 (âge: 28 ans 235j.)
 union 987 avec # 430 Albert H. , le 25-02-1924
 Alexi B. (#6716) M N: 18-09-1907 D: 05-10-1907 (âge: 17 j.)

APPENDICE 7

Intervalles protogénésiques et intergénésiques, et présence aux recensements.

Tableau I b. Présence aux recensements des couples, mariés entre 1800 et 1939, dont l'intervalle protogénésique est inférieur ou égal à 36 mois, et dont les intergénésiques sont supérieurs à 48 mois.

Nombre de couples	Intervalles intergénésiques			
	48 < I. i ≤ 60	60 < I. i ≤ 84	I. i > 84	Tous I. i.
avec naissances à l'extérieur	2	1	5	8
non bornés par les recensements	18	11	1	30
Présents	16*	5	2	23
Présents à l'enquête	10	10	2	22
Absents à l'enquête	2	---	---	2
Total	48	27	10	85

* Une naissance à l'extérieur a été retracée pour un couple.

Les couples à intervalles 60-72 mois et 72 à 84 mois ont été regroupés parce que la dernière catégorie représente peu de cas: 4 couples non bornés par recensement; 3 couples présents au recensement; 2 couples présents à l'enquête ethnologique, pour un total de 9 couples.

Tableau II b. Présence aux recensements des couples, mariés entre 1800 et 1939, et dont l'intervalle protogénésique est de 36 à 48 mois.

Nombre de couples	Intervalles intergénésiques (mois)				
	0 ≤ I. i ≤ 48	48 < I. i ≤ 60	60 < I. i ≤ 84	I. i > 84	Tous I. i.
avec naissances à l'extérieur	2	---	---	1	3
non bornés par les recens.	4	---	2	---	6
Présents	1	1	---	---	2
Présents à l'enquête	4	---	---	---	4
Absents à l'enquête	---	---	---	---	---
Total	11	1	2	1	15

Tableau III b. Présence aux recensements des couples , mariés entre 1800 et 1939, et
dont l'intervalle protogénésique est supérieur à 48 mois.

Nombre de couples	Intervalles intergénésiques				
	$0 \leq I.i \leq 48$	$48 < I.i \leq 60$	$60 < I.i \leq 84$	$I.i > 84$	Tous I.i
avec naissances à l'extérieur	6	---	---	---	6
non bornés par les recens.	7	1	---	1	9
Présents	1*	1	---	---	2
Présents à l'enquête	1	2	---	---	3
Absents à l'enquête	---	---	---	---	---
Total	15	4	---	1	20

* + 5 enfants

APPENDICE 8

Liste des codes de dispense

Code	Type	Profondeur	Coefficient (Φ estimé)	Description
1	0 Z	0	0,00000000	Aucune
2	1 C	2 2	0,06250000	Consanguinité 2-2
3	1 C	2 3	0,03125000	Consanguinité du 2 au 3
4	1 C	3 3	0,01562500	Consanguinité du 3 au 3
5	2 C	3 3	0,03125000	Consanguinité double du 3 au 3
6	1 C	3 4	0,00781250	Consanguinité du 3 au 4
7	1 C	3 4	0,00781250	Consanguinité du 3 au 4 douteux
8	2 C	3 4	0,01562500	Consanguinité double du 3 au 4
9	3 C	3 4	0,02343750	Consanguinité triple du 3 au 4
10	1 C	4 4	0,00390625	Consanguinité du 4 au 4
11	1 C	4	0,00390625	Consanguinité pure du 4 ^e degré
12	1 C	4	0,00390625	Consanguinité simple du 4 ^e degré
13	2 C	4 4	0,00781250	Consanguinité double du 4 au 4
14	3 C	4 4	0,01171875	Consanguinité triple du 4 au 4
15	3 C	4 4	0,01171875	Consanguinité 4-4 de 3 côtés
16	4 C	4	0,01562500	Consang. doublement double du 4 ^e
17	1 P	3 3	0,01562500	Parenté 3-3
18	1 P	3 4	0,00781250	Parenté 3-4
20	1 P	3 4	0,00781250	Parenté simple 3-4
21	2 P	3 4	0,01562500	Parenté double 3-4
22	1 P	4	0,00390625	Parenté simple du 4 ^e degré
23	2 P	4	0,00781250	Parenté double du 4 ^e degré
24	5 P	4 4	0,01953125	5 Parentés simples 4-4
25	0 S	0	0,00000000	Parenté spirituelle
26	1 D	3 4	0,00000000	Dispense soit du 3, soit du 4
27	1 D	4 4	0,00390625	Dispense 4-4
28	1 D	3 3	0,01562500	Dispense 3-3
29	1 X	3 3	0,00000000	D'autre part 3-3
30	1 X	3 4	0,00000000	D'une part 3-4
31	0 R	0	0,00000000	Mariage réhabilité - consanguinité
32	1 C	2	0,06250000	Consanguinité du 2 ^e degré
33	1 C	3	0,01562500	Consanguinité du 3 ^e degré
34	1 C	4	0,00390625	Consanguinité du 4 ^e degré
35	2 C	4	0,00781250	2 Consanguinités du 4 ^e degré
36	1 A	1	0,00000000	Affinité du 1 ^{er} degré
37	1 A	2	0,00000000	Affinité du 2 ^e degré

38	1 A	1 2	0,00000000	Affinité 1-2
39	1 A	2 3	0,00000000	Affinité 2-3
40	1 A	2 2	0,00000000	Affinité 2-2
41	1 A	3 3	0,00000000	Affinité 3-3
42	1 A	3	0,00000000	Affinité du 3 ^e degré
43	1 A	3 4	0,00000000	Affinité 3-4
44	1 A	4	0,00000000	Affinité du 4 ^e degré
45	1 A	4 4	0,00000000	Affinité 4-4
46	2 A	4 4	0,00000000	2 Affinités 4-4
47	2 A	4	0,00000000	2 Affinités du 4 ^e degré
48	1 P	3	0,01562500	Parenté du 3 ^e degré
49	3 C	0	0,00000000	3 Empêchements de consanguinité
50	2 A	0	0,00000000	2 Empêchements d'affinité
51	4 C	4 4	0,01562500	2 Consanguinités doubles 4-4
52	1 C	3 3	0,01562500	Consanguinité simple du 3 au 3
53	2 A	3 4	0,00000000	Affinité double du 3 au 4
54	2 P	3	0,03125000	2 Parentés du 3 ^e degré
55	3 P	4	0,01171875	3 Parentés du 4 ^e degré
56	4 P	4	0,01562500	4 Parentés du 4 ^e degré
57	4 A	4	0,00000000	4 Affinités du 4 ^e degré
58	1 P	4 4	0,00390625	Parenté du 4 au 4
59	3 P	4 4	0,01171875	Parenté triple du 4 au 4
60	2 A	4 4	0,00000000	2 Affinités du 4 au 4 simple
61	4 A	4 4	0,00000000	2 Affinités du 4 au 4 double
62	0 C	0	0,00000000	Consanguinité
63	1 A	2 4	0,00000000	Affinité du 2 au 4
64	1 X	2 3	0,00000000	D'une part du 2 au 3 (même code pour d'autre part du 2 au 3)
65	0 P	0	0,00000000	Parenté
66	1 C	3	0,01562500	Consanguinité du 3 ^e degré pure
67	3 A	3 4	0,00000000	3 Affinités 3 - 4
68	1 P	2	0,06250000	Parenté du 2 ^e degré
69	2 A	3 3	0,00000000	2 Affinités 3-3
70	2 C	3	0,03125000	Consanguinité double du 3 ^e degré
71	3 C	2 3	0,09375000	3 Consanguinités 2-3
72	3 P	4	0,01171875	3 Parentés du 4 ^e degré
73	1 P	2 3	0,03125000	Parenté du 2 au 3
74	0 A	0	0,00000000	Affinité
75	3 A	4 4	0,00000000	3 Affinités du 4 au 4
76	2 A	2 2	0,00000000	2 Affinités du 2 au 2

APPENDICE 9

Φ calculé et Φ estimé

Ascendance de l'individu X issu du couple 434 (mariage en 1927).

ϕ estimé = 0 ("aucune consanguinité"); ϕ calculé = 0,032409668

132 ancêtres (230 rangs)

20 ancêtres occupent plus d'un rang

Analyse de complétude par génération:

Génération	rang occupé	rang attendu	complétude
1	2	2	1
2	4	4	1
3	8	8	1
4	16	16	1
5	28	32	0,8750
6	56	64	0,8750
7	74	128	0,5781
8	40	256	0,1563
9	2	512	0,0039
10	0	1024	0,0000

Cycles de consanguinité :

4 chaînes 3-4, 6 chaînes 4-4, 2 chaînes 4-5, 2 chaînes 5-5,
 4 chaînes 5-6, 8 chaînes 6-6, 2 chaînes 6-7, 2 chaînes 7-7

Entropie: 6,4883

Variance: 1,3280

APPENDICE 10

Liste des Φ corrigés

Code	Type	Profondeur	Coefficient (Φ corrigé)	Description
77	1 C	2 2	0,03125000	Consanguinité 2-2 ; une seule chaîne (remariage d'un ancêtre)
78	1 C	2 3	0,01562500	Consanguinité 2-3 ; une seule chaîne (remariage d'un ancêtre)
79	1 C	3 3	0,00781250	Consanguinité 3-3 ; une seule chaîne (remariage d'un ancêtre)
80	1 C	3 4	0,00390625	Consanguinité 3-4 ; une seule chaîne (remariage d'un ancêtre)

APPENDICE 11

Age des femmes au mariage, à la première et à la dernière maternité.

Age moyen des femmes au mariage

Couples	Age moyen	σ	Age minimum	Age maximum
Témoins (h. migration)	22,09	4,12	13,90	34,23
Exposés (h. migration)	22,74	4,08	16,27	38,42
Témoins (h. sous-fécondité)	22,54	4,12	13,90	34,23
Exposés (h. sous-fécondité)	23,03	4,34	16,27	38,42

Age moyen des femmes à la première naissance

Couples	Age moyen	σ	Age minimum	Age maximum
Témoins (h. migration)	23,31	4,12	16,00	35,77
Exposés (h. migration)	24,13	4,64	17,51	41,26
Témoins (h. sous-fécondité)	23,94	4,24	16,00	35,81
Exposés (h. sous-fécondité)	24,46	4,76	17,51	41,26

Age moyen des femmes à la dernière maternité

Couples	Age moyen	σ	Age minimum	Age maximum
Témoins (h. migration)	36,68	7,43	18,42	47,00
Exposés (h. migration)	38,59	5,97	21,94	46,13
Témoins (h. sous-fécondité)	34,44	7,27	18,17	47,00
Exposés (h. sous-fécondité)	36,54	6,91	19,54	46,13

APPENDICE 12

Age des hommes au mariage, à la première et à la dernière paternité.

Age moyen des hommes au mariage

Couples	Age moyen	σ	Age minimum	Age maximum
Témoins (h. migration) ^a	26,92	5,99	20,07	47,47
Exposés (h. migration)	26,37	5,53	18,90	45,16
Témoins (h. sous-fécondité) ^b	27,04	5,67	19,69	47,47
Exposés (h. sous-fécondité) ^c	26,10	5,17	18,90	45,16

Age moyen des hommes à la première paternité

Couples	Age moyen	σ	Age minimum	Age maximum
Témoins (h. migration) ^a	28,14	6,07	20,91	48,26
Exposés (h. migration)	27,76	5,96	19,89	47,27
Témoins (h. sous-fécondité) ^b	28,45	5,96	20,46	48,26
Exposés (h. sous-fécondité) ^c	27,53	5,57	19,89	47,27

Age moyen des hommes à la dernière paternité

Couples	Age moyen	σ	Age minimum	Age maximum
Témoins (h. migration) ^a	41,22	9,11	20,91	61,85
Exposés (h. migration)	42,22	6,66	23,15	56,62
Témoins (h. sous-fécondité) ^b	39,86	9,04	20,91	61,85
Exposés (h. sous-fécondité) ^c	39,71	7,83	20,47	56,62

^a pour 7% des individus, la date de naissance est inconnue (5 individus)

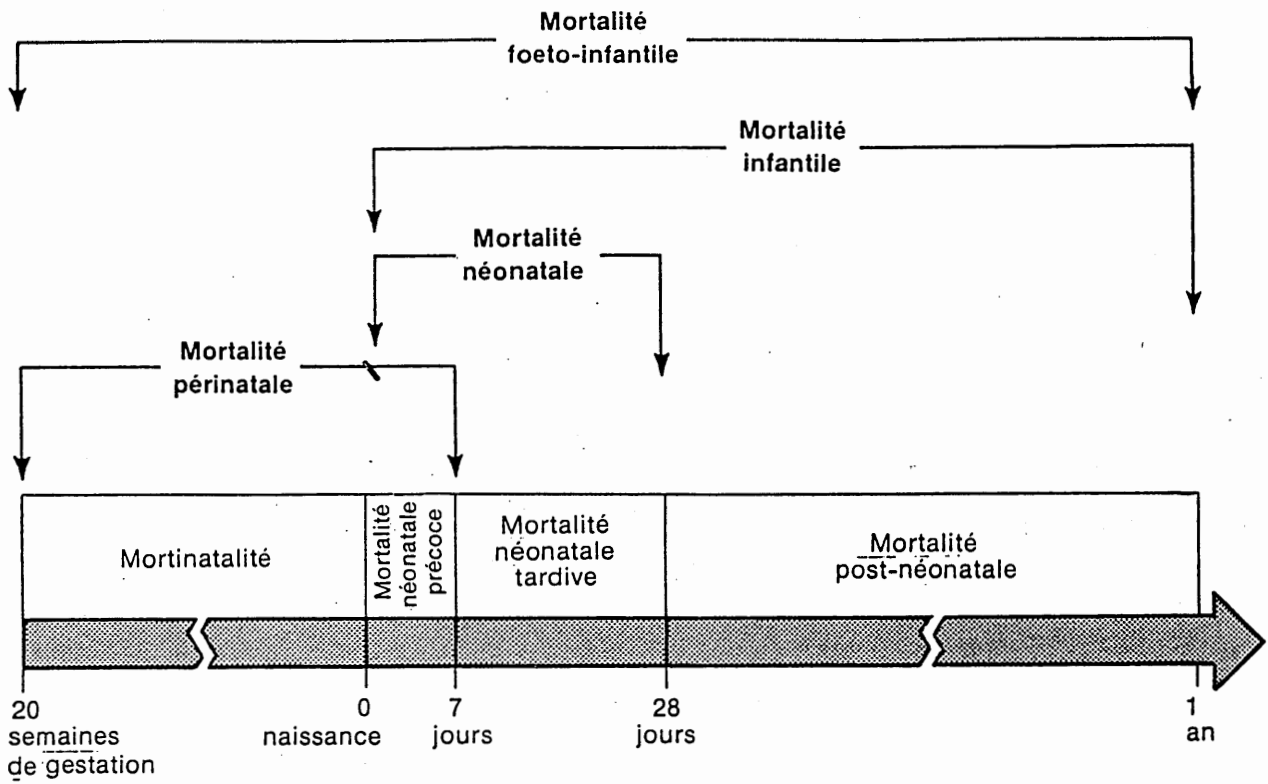
^b pour 19% des individus, la date de naissance est inconnue (22 individus)

^c pour 1% des individus, la date de naissance est inconnue (1 individu)

APPENDICE 13

Composantes de la mortalité foeto-infantile

Composantes de la mortalité foeto-infantile



Source: Péron et Strohmenger, 1985

APPENDICE 14

Décès infantile selon l'intervalle intergénérisque précédant la naissance

Décès infantile selon l'intervalle intergénérisique précédant la naissance

Couples	Taux de décès infantile (‰), selon l'intervalle intergénérisique (mois) précédant la naissance					
		7-11	12 - 17	18-23	24-29	30-35
Témoins (h. migration) (Taux ‰)	300‰	133‰	76‰	75‰	111‰	151‰
(n)	10	75	118	159	63	33
Exposés (h. migration) (Taux ‰)	428‰	119‰	72‰	64‰	90‰	127‰
(n)	14	118	181	155	89	71
Témoins(h. s.-fécondité) (Taux ‰)	250‰	116‰	84‰	82‰	114‰	127‰
(n)	12	95	155	183	70	55
Exposés (h. s.-fécondité) (Taux ‰)	428‰	117‰	69‰	69‰	93‰	138‰
(n)	14	128	203	174	97	80

n: nombre de naissances pour cet intervalle

APPENDICE 15

Test de comparaison de proportion

Test de comparaison de proportion

$$E : \quad P_1 - P_2 \quad / \quad \sqrt{\frac{pq}{n_a} + \frac{pq}{n_b}}$$

Taux de mortalité féminine
(hypothèse de migration)

Témoins

P₁ : 0,060

a : 15

n_a : 251

Consanguins

P₂ : 0,105

b : 38

n_b : 364

$$p = a + b / n_a + n_b = 53 / 615 = 0,086$$

$$q = 1 - p = 0,914$$

$$pq = 0,0786$$

$$E = 0,045 / 0,023 = 1,96$$

Taux de mortalité féminine
(hypothèse de sous - fécondité)

Témoins

P₁ : 0,067

a : 22

n_a : 327

Consanguins

P₂ : 0,109

b : 45

n_b : 414

$$p = a + b / n_a + n_b = 67 / 741 = 0,090$$

$$q = 1 - p = 0,914$$

$$pq = 0,823$$

$$E = 0,042 / 0,021 = 2,00$$

Test de comparaison de proportion

Taux de mortalité masculine
(hypothèse de migration)

Témoins
P₁ : 0,111
a : 30
n_a : 270

Consanguins
P₂ : 0,085
b : 30
n_b : 351

$$p = a + b / n_a + n_b = 60 / 621 = 0,097$$

$$q = 1 - p = 0,903$$

$$pq = 0,088$$

$$E = 0,026 / 0,024 = 1,08$$

Taux de mortalité masculine
(hypothèse de sous - fécondité)

Témoins
P₁ : 0,109
a : 38
n_a : 349

Consanguins
P₂ : 0,096
b : 38
n_b : 397

$$p = a + b / n_a + n_b = 76 / 746 = 0,102$$

$$q = 1 - p = 0,898$$

$$pq = 0,0916$$

$$E = 0,013 / 0,022 = 0,59$$

APPENDICE 16

Mortalité infantile selon le sexe

Mortalité infantile féminine

Couples	Naissances (nb)	Taux de décès (pour 1000 naissances)			
		0j.	1-6j.	7-27j.	28-365j.
Témoins (h. migration)	251	0	4	28	28
Exposés (h. migration)	364	3	22	14	66
Témoins (h. s.-fécondité)	327	0	6	30,5	30,5
Exposés (h. s.-fécondité)	414	7	19	12	70

Mortalité infantile masculine

Couples	Naissances (nb)	Taux de décès (pour 1000 naissances)			
		0j.	1-6j.	7-27j.	28-365j.
Témoins (h. migration)	270	15	7	37	52
Exposés (h. migration)	351	23	3	11	48
Témoins (h. s.-fécondité)	349	14	9	29	57
Exposés (h. s.-fécondité)	397	28	3	13	53

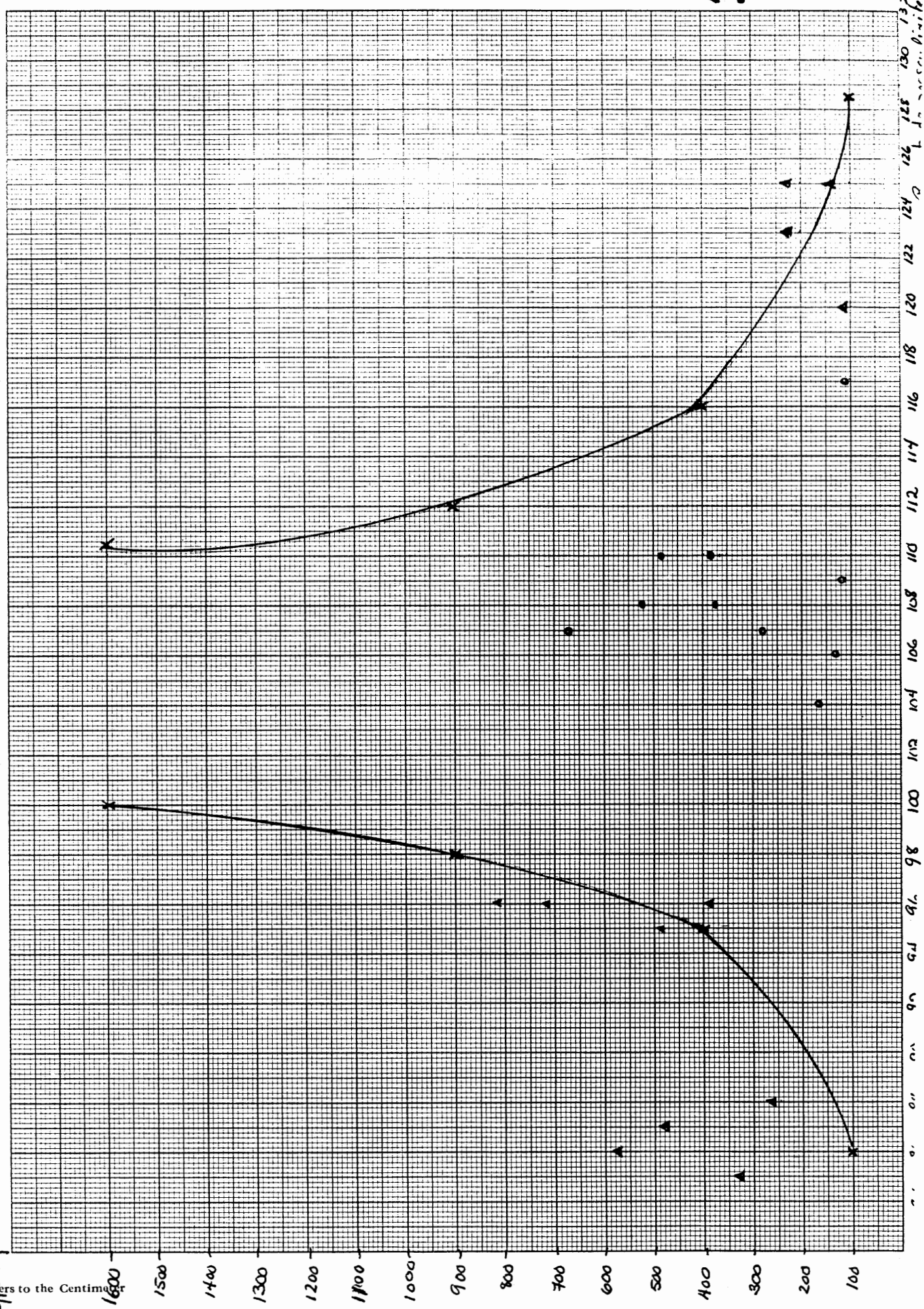
APPENDICE 17

Limites de confiance du rapport de masculinité des naissances, pour une valeur vraie de 105, suivant le nombre de naissance observé.

▲ : cas
● : Terrain

Limites de confiance du rapport de masculinité à la naissance

10 Millimeters to the Centimeter
Effectifs



137
130
125
120
115
110
105
100
95
90
85
80
75
70
65
60
55
50
45
40
35
30
25
20
15
10
5

APPENDICE 18

Naissances, décès néonataux, post-néonataux et infantiles, par décennies.

(pour l'ensemble de la population)

Décennies	Naissances	Décès 0-6j.	décès 7-27j..	décès 28-365j.	décès 0-365j.
1745	55	0	0	4	4
1755	87	5	1	1	7
1765	114	1	0	0	1
1775	213	4	3	6	13
1785	163	4	7	8	19
1795	194	11	7	16	34
1805	214	4	3	5	12
1815	207	7	8	10	25
1825	226	14	4	7	25
1835	257	13	6	11	30
1845	245	15	6	15	36
1855	234	10	3	8	21
1865	257	6	5	9	20
1875	291	2	7	17	26
1885	355	10	5	13	28
1895	424	17	4	19	40
1905	482	29	9	46	84
1915	446	19	6	33	58
1925	427	13	13	22	48
1935	445	22	5	19	46
1945	534	28	3	17	48
1955	462	26	5	10	41
1965+	333	11	0	2	13

APPENDICE 19

Age des femmes au mariage, à la première et à la dernière maternités.

(couples pairés)

Age moyen des femmes au mariage

Couples pairés	Age moyen	σ	Age minimum	Age maximum
Témoins (h. migration)	22,19	3,31	16,13	29,00
Exposés (h. migration)	22,01	3,53	16,27	31,74
Témoins (h. sous-fécondité)	22,64	3,72	16,13	34,09
Exposés (h. sous-fécondité)	22,89	3,97	16,27	36,37

Age moyen des femmes à la première naissance

Couples pairés	Age moyen	σ	Age minimum	Age maximum
Témoins (h. migration)	23,31	3,32	17,28	31,00
Exposés (h. migration)	23,21	3,48	17,51	32,67
Témoins (h. sous-fécondité)	23,89	3,80	17,28	35,77
Exposés (h. sous-fécondité)	24,19	3,95	17,51	37,20

Age moyen des femmes à la dernière maternité

Couples pairés	Age moyen	σ	Age minimum	Age maximum
Témoins (h. migration)	38,64	5,48	22,58	45,33
Exposés (h. migration)	39,13	5,23	22,56	45,63
Témoins (h. sous-fécondité)	35,46	6,69	20,00	45,33
Exposés (h. sous-fécondité)	35,94	6,94	20,83	45,63

APPENDICE 20

Age des hommes au mariage, à la première et à la dernière paternités.
(couples pairés)

Age moyen des hommes au mariage

Couples pairés	Age moyen	σ	Age minimum	Age maximum
Témoins (h. migration) ^a	27,37	6,23	20,51	47,47
Exposés (h. migration)	25,35	4,97	18,90	42,37
Témoins (h. sous-fécondité) ^b	26,96	5,83	20,51	47,47
Exposés (h. sous-fécondité) ^c	25,94	5,35	18,90	45,16

Age moyen des hommes à la première paternité

Couples pairés	Age moyen	σ	Age minimum	Age maximum
Témoins (h. migration) ^a	28,52	6,29	21,72	48,26
Exposés (h. migration)	26,45	4,89	19,89	43,09
Témoins (h. sous-fécondité) ^b	28,21	5,87	21,63	48,26
Exposés (h. sous-fécondité) ^c	27,24	5,34	19,89	46,33

Age moyen des hommes à la dernière paternité

Couples pairés	Age moyen	σ	Age minimum	Age maximum
Témoins (h. migration) ^a	43,82	7,38	24,57	61,85
Exposés (h. migration)	42,36	6,94	23,15	56,62
Témoins (h. sous-fécondité) ^b	40,36	8,78	21,63	61,85
Exposés (h. sous-fécondité) ^c	39,15	8,40	20,47	56,62

^a 1 individu sans date de naissance

^b 7 individus sans date de naissance

^c 1 individu sans date de naissance

APPENDICE 21

Professions des époux.
(couples pairés, hypothèses 1 et 2)

Profession	78 Couples appariés (hypothèse 2)	
	Exposés	Témoins
Indéterminé	18%	25%
Agriculteur	59%	53%
Agriculteur, navigateur	4%	2%
Agriculteur, journalier	1%	4%
Journalier	8%	8%
Navigateur	4%	---
Journalier, navigateur	---	1%
Agriculteur, navigateur, journalier	---	1%
Agriculteur + autre	4%	1%
Divers	2%	5%
Total	100%	100%

Profession	47 Couples appariés (hypothèse 1)	
	Exposés	Témoins
Indéterminé	9%	11%
Agriculteur	72%	60%
Agriculteur, navigateur	5%	2%
Agriculteur, journalier	2%	2%
Journalier	---	9%
Navigateur	5%	---
Journalier, navigateur	---	2%
Agriculteur, navigateur, journalier	---	2%
Agriculteur + autre	5%	2%
Divers	2%	10%
Total	100%	100%

APPENDICE 22

Modalités de transmission de gènes létaux récessifs incomplètement
liés au sexe, parmi la descendance masculine et féminine.

Les deux séries d'illustrations qui suivent représentent les probabilités qu'un gène mutant récessif létal incomplètement lié au sexe soit transmis à chacun des conjoints, par un des ancêtres communs à ce couple, et que leur enfant de sexe masculin soit atteint (première série d'illustrations), ou que leur enfant de sexe féminin soit atteinte (deuxième série d'illustrations).

12 des 16 combinaisons possibles sont représentées, afin de ne pas surcharger la présentation. Dans chacune des séries d'illustrations, les schémas de gauche, représentent les possibilités que le gène mutant transmis soit présent sur le chromosome X de l'ancêtre féminine, et devraient donc être dupliqués puisque celle-ci possède deux chromosomes X.

Les illustrations centrales représentent la probabilités que le gène mutant transmis soit présent sur le chromosome Y de l'ancêtre masculin, alors que les illustrations de droite représentent la probabilités que le gène mutant transmis soit présent sur le chromosome X de l'ancêtre masculin.

Les possibilités de cross-over sont illustrées par une ligne courbe s'enroulant autour des lignes d'ascendance.

Ces schémas ont été reproduits à partir de l'article de Macklin (1951).

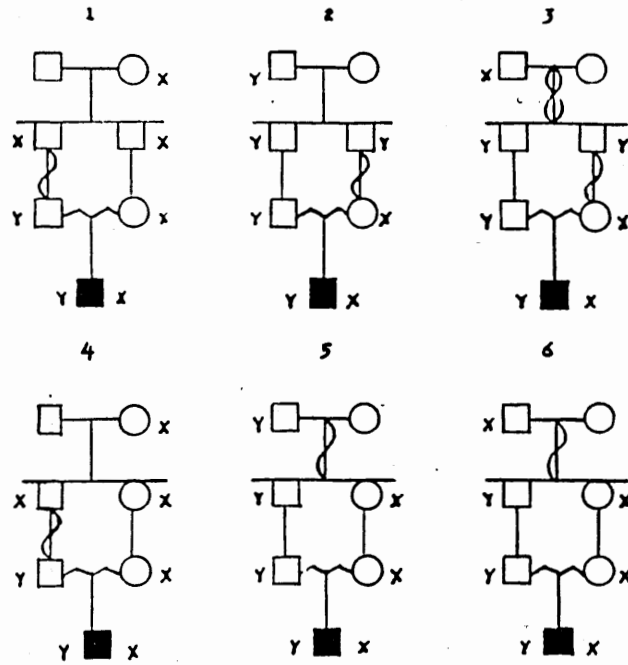


Figure A. Mariages de types 1 et 3, enfant de sexe masculin affecté.

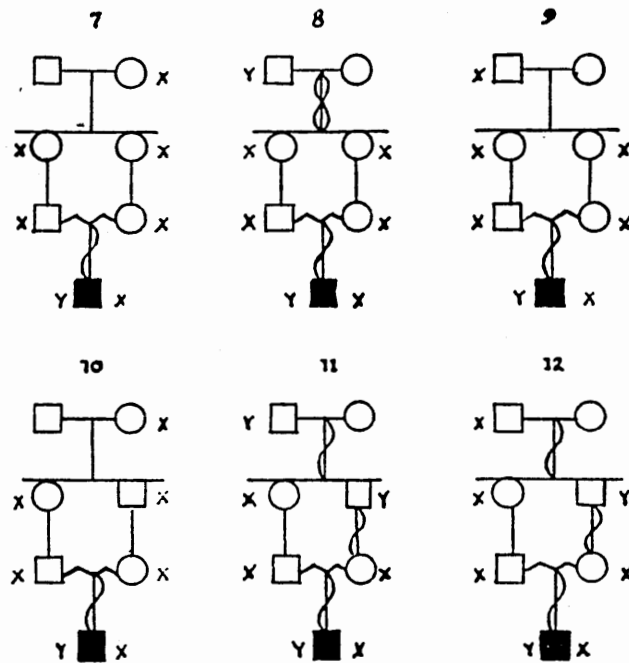


Figure B. Mariages de types 2 et 4, enfant de sexe masculin affecté.

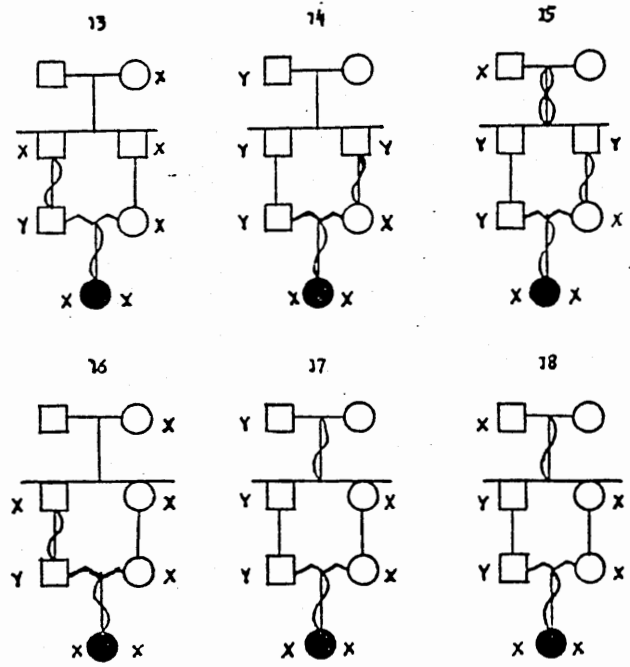


Figure C. Mariages de types 1 et 3, enfant de sexe féminin affecté.

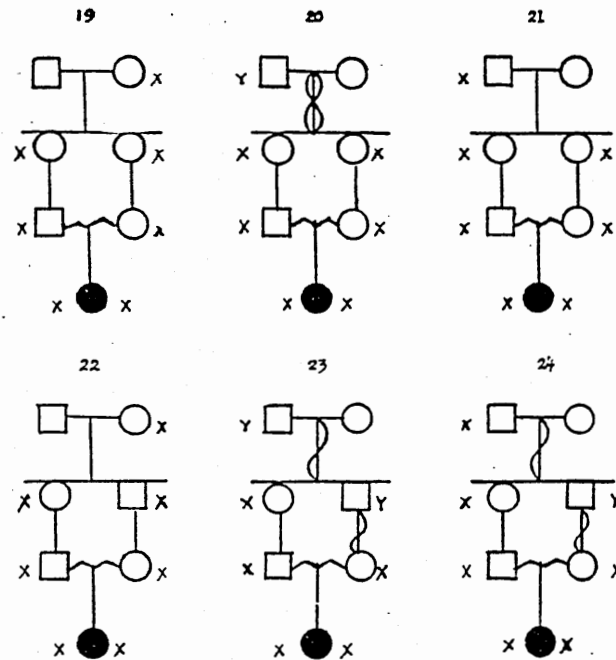


Figure D. Mariages de types 2 et 4, enfant de sexe féminin affecté.